

LUCAS JASTROMBEK

ESTIMATIVA DA CURVA DE PHILLIPS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA:
PERÍODO 2001/2007

Monografia apresentada ao departamento
de Ciências Econômicas da universidade
Federal do Paraná.

Orientador: Prof^o Dr^o Armando Vaz
Sampaio

CURITIBA
2007

LUCAS JASTROMBEK

ESTIMATIVA DA CURVA DE PHILLIPS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA:
PERÍODO 2001/2007

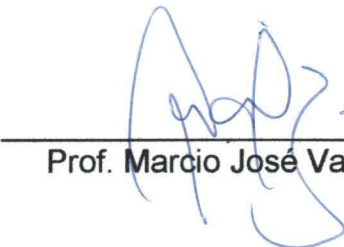
Monografia apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de bacharel no curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Paraná, pela Comissão Examinadora formada pelos professores:

Orientador:


Prof. Armando Vaz Sampaio

Banca Examinadora:


Prof. Fabiano Abranches Silva Dalton


Prof. Marcio José Vargas da Cruz

Curitiba, 04 de dezembro de 2007.

DEDICATÓRIA

À meus pais,

Mario Jastrombek e Ivanilda Ferens Jastrombek

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos aqueles que, de uma forma ou de outra, ajudaram-me durante a minha graduação. Aos meus colegas de faculdade, em especial Daniel Antunes Pedrozo; João Vitor Batista Kury, Jonas Reis, Tiago dos Santos Trevisan, Xu Nan. E também Alan Visinoni; Anderson Cabral Hüttener; Ariane Oliveira Saraiva; Cecília Lorena Zen Ribeiro; Diana Jastrombek; hÉndrigo Fabiani; Karina Moura de Lemes; Thiago Augusto de Cristo Pires. Aos meus colegas do PET-economia, em especial Bernardo Piccoli M. Braga; Denise Ton Tiussi; Gabriel Loest Cardoso; Guilherme Alexandre Tombolo; Guillermo Jose Mateo Leder; Heloisa Ribeiro e Rodrigo Cardoso de Lima.

Aos professores do departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Paraná, em especial Nelso Antonio Krachinski, por sua dedicação, integridade e transmissão de ensinamentos cívicos; Armando Vaz Sampaio, meu orientador, também por sua dedicação e compromisso com a qualidade de ensino; Marcelo Luiz Curado, tutor do PET-economia; e Huáscar Fialho Pessali, professor de Economia Institucional. E também Armando João Dalla Costa; Demian Castro; Eliane Maria Wilbert Winter; Fabiano Abranches Silva Dalto; José Luis da Costa Oreiro; Luiz Antonio Lopes; Luiz Antonio Peralta; Marcio José Vargas da Cruz; Maurício Vaz Lobo Bittencourt; Rubens R. Ortega Junior e Victor Manoel Pelaez Alvarez.

Aos Professores do departamento de Filosofia, em especial Eduardo Salles de Oliveira Barra; Maria Izabel Limongi; Paulo Vieira Neto e Guido Irineu Engel – este último do departamento de Línguas Estrangeiras.

Também não poderia deixar de agradecer aos imortais da literatura eslava, que desempenharam um papel de suma importância em minha formação intelectual, humana e social abrilhantando-me e confortando-me com seus ensinamentos e impedindo minha desistência do curso, em especial Fiodor Mikhailovich Dostoiéwsky e Liev Nikolaiéwitch Tolstoi. E também Anton Pavlowitch Tchekhov; Albert Camus; Henryk Sienkiéwicz; José Veiga; Leonid Andreiév; Nikolai Vasiliéwitch Gógol; Paulo Leminski e Franz Kafka. Por último, e nem por isso menos importante – até pelo contrário – Cohelet, suposto nome do autor de Eclesiaste, livro que exerceu profunda influência em minha formação.

Ressalto que, além dos citados, várias pessoas ajudaram-me durante minha graduação; mas que, por motivo que desconheço por completo, prefiro que fiquem submersas no esquecimento. Meus agradecimentos também a essas pessoas.

**"Quanto menos importância dava à opinião das pessoas, mais fortemente sentia a presença de Deus."
(TOLSTÓI)**

“(...) tudo precisamente porque o homem, seja ele quem for, sempre e em toda parte gostou de agir a seu bel-prazer e nunca segundo lhe ordenam a razão e o interesse; pode-se desejar ir contra a própria vantagem e, às vezes, decididamente se deve (isto já é uma idéia minha). Uma vontade que seja nossa, livre, um capricho nosso, ainda que dos mais absurdos, nossa própria imaginação, mesmo quando excitada até a loucura – tudo isso constitui aquela vantagem das vantagens que deixei de citar, que não se enquadra em nenhuma classificação, e devido à qual todos os sistemas e teorias se desmancham continuamente, tom todos os diabos! E de onde concluíram todos esses sabichões que o homem precisa de não sei que vontade normal, virtuosa? Como foi que imaginaram que ele, obrigatoriamente, precisa de uma vontade sensata, vantajosa? O homem precisa unicamente de uma vontade independente, custe o que custar essa independência e leve aonde levar.”
(DOSTOIÉWSKY)

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	IX
LISTA DE ILUSTRAÇÕES	X
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 TEORIA DA CURVA DE PHILLIPS.....	1
2.1 HISTÓRIA E TEORIA DA CURVA DE PHILLIPS.....	1
2.1.1 DESDE OS PRIMEIROS RELATOS ATÉ PHILLIPS	1
2.1.1.1 John Law (1671-1729)	2
2.1.1.2 David Hume (1711-1776)	2
2.1.1.3 Henry Thorton (1760-1815).....	4
2.1.1.4 Thomas Attwood (1783-1856).....	5
2.1.1.5 John Stuart Mill (1806-1873).....	5
2.1.1.6 Irving Fisher (1867 – 1947).....	6
2.1.1.7 Jan Tinbergen	6
2.1.1.8 Lawrence Klein e Arthur Goldberger	7
2.1.1.9 A. J. Brown	8
2.1.1.10 Paul Sultan.....	8
2.1.2 A CURVA DE PHILLIPS A PARTIR DE ALBAN W. PHILLIPS	10
2.1.2.1 A. W. Phillips.....	10
2.1.2.2 Modificações no modelo funcional.....	11
2.1.2.3 Friedman e as expectativas adaptativas.....	12
2.1.2.4 Friedman e o monetarismo	14
2.1.2.5 Keynesianismo e a política monetária.....	21
2.1.2.6 Robert Lucas e as expectativas racionais.....	23
2.1.3 CONTRIBUIÇÕES RECENTES PARA A TEORIA DA CURVA DE PHILLIPS	28
2.2 A ESTIMATIVA ECONOMÉTRICA DA CURVA DE PHILLIPS	31
2.2.1 TESTES DE ESTACIONARIEDADE	32
2.2.1.1 Testes de raiz unitária.....	32
2.2.1.2 Teste de co-integração.....	34
3 METODOLOGIA	35
3.1 O MODELO PROPOSTO	35
3.2 DADOS	36
4 A CURVA DE PHILLIPS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA.....	38
4.1 OS TESTES DE ESTACIONARIEDADE.....	38
4.1.1 PARA DADOS DAS SÉRIES TRIMESTRAIS.....	38
4.1.2 PARA DADOS MENSAS.....	41
4.2 OS TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO.....	41
4.3 AS ESTIMATIVAS.....	42

5 CONCLUSÕES.....	46
6 REFERÊNCIAS.....	48
ANEXOS.....	51

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A VARIÁVEL CAPACIDADE OCIOSA	40
TABELA 2: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL CAPACIDADE OCIOSA	40
TABELA 17: INFLAÇÃO SENDO EXPLICADA PELA CAPACIDADE OCIOSA, INFLAÇÃO ESPERADA E INFLAÇÃO EXTERNA	44
TABELA 18: INFLAÇÃO SENDO EXPLICADA PELA CAPACIDADE OCIOSA, INFLAÇÃO ESPERADA E INFLAÇÃO DEFASADA	45
TABELA 19: INFLAÇÃO, IGP-DI, EXPLICADA PELO DESEMPREGO E PELA INFLAÇÃO DEFASADA	46
TABELA 20: INFLAÇÃO, IPCA, EXPLICADA PELO DESEMPREGO E PELA INFLAÇÃO DEFASADA	47
TABELA 3: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL DESEMPREGO, DADOS TRIMESTRAIS	52
TABELA 4: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE IGP-DI, DADOS TRIMESTRAIS	53
TABELA 5: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE IPCA, DADOS TRIMESTRAIS	53
TABELA 6: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE INFLAÇÃO ESPERADA, DADOS TRIMESTRAIS	54
TABELA 7: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL INFLAÇÃO ESPERADA, DADOS TRIMESTRAIS	54
TABELA 8: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE PPI, DADOS TRIMESTRAIS	55
TABELA 9: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL PPI, DADOS TRIMESTRAIS	55
TABELA 10: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE DESEMPREGO, DADOS MENSAIS	56
TABELA 11: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL DESEMPREGO, DADOS MENSAIS	56
TABELA 12: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE INFLAÇÃO ESPERADA, DADOS MENSAIS	57
TABELA 13: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL INFLAÇÃO ESPERADA, DADOS MENSAIS	57
TABELA 14: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A VARIÁVEL IGP-DI, DADOS MENSAIS	58
TABELA 15: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A VARIÁVEL IPCA, DADOS MENSAIS	58
TABELA 16: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL PPI, DADOS MENSAIS	59

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1: A CURVA DE PHILLIPS SEGUNDO SULTAN	9
FIGURA 2: CURVA DE PHILLIPS DE LONGO PRAZO.....	17

1 INTRODUÇÃO

A teoria da Curva de Philips assegura que existe uma relação inversa entre a taxa de inflação e o ciclo do produto. Portanto, taxas de desemprego reduzidas (isto é, aumento do produto) provocam elevadas taxas de inflação e vice versa. Caso essa relação seja válida, há a possibilidade dos governos elaborarem políticas que visem controlar a inflação por meio do aumento do desemprego; ou ainda, políticas que permitam taxas de inflação mais elevadas em troca de taxas de desemprego mais baixas. A escolha entre controle inflacionário ou baixo desemprego gera acalorados debates político-ideológicos. Por outro lado, as políticas governamentais elaboradas com base na teoria da Curva de Phillips podem causar impactos sociais consideráveis, uma vez que a mesma trata de variáveis que afetam o cotidiano de toda a população.

Este trabalho tem por objetivo suscitar alguns aspectos relevantes da teoria da curva de Phillips. Aborda a contribuição teórica de diversos autores para a questão, desde pensadores anteriores à Phillips passando pelo próprio Philips, Solow, Friedman, Lucas até contribuições recentes como as de Bali e Moffitt. Além disso, esse trabalho traz uma análise empírica da economia brasileira onde são realizadas estimativas econométricas para a curva de Phillips utilizando dados da taxa de desemprego e da capacidade ociosa da indústria. Pretende-se verificar se a relação teoricamente inversa entre inflação e o ciclo do produto é válida para o caso brasileiro.

Este trabalho é composto por quatro seções além dessa pequena introdução. A seção 2 aborda a teoria e a história da curva de Phillips assim como alguns métodos econométricos comumente utilizados nas estimações da mesma. A seção 3 descreve a metodologia que utilizaremos nas estimações. A seção 4 apresenta uma análise empírica para a economia brasileira com estimativas da curva de Phillips. Enquanto que a seção 5 traz as conclusões.

2 TEORIA DA CURVA DE PHILLIPS

Esta seção está dividida em duas subseções. A primeira trata da história e da teoria da Curva de Phillips, a segunda aborda a teoria econométrica envolvida na estimativa da curva de Phillips.

2.1 HISTÓRIA E TEORIA DA CURVA DE PHILLIPS

2.1.1 Desde os Primeiros Relatos até Phillips

Em 1958, o economista Neozelandês Arthur W. Phillips¹ publicou em seu artigo intitulado "*The relationship between unemployment and money wage rates in the U. K. 1892-1957*" o resultado de suas pesquisas sobre a economia do Reino Unido. Ele constatou que havia uma relação entre a taxa de inflação salarial, W , e a taxa de desemprego, U , relação essa que posteriormente veio a ser chamada de Curva de Phillips, desde então vários economistas dedicaram-se ao estudo da Curva de Phillips e muitas foram as publicações a respeito do tema. Porém, Phillips não foi o primeiro a escrever sobre a relação entre inflação e desemprego, antes dele houve diversos autores que se dedicaram ao tema.

São a esses autores, esses predecessores da Curva de Phillips, que destinarei as próximas subseções.

2.1.1.1 John Law (1671-1729)

John Law, famoso banqueiro e ministro das finanças do século XVIII. Acreditava que o dinheiro pode estimular a atividade real, ou seja, o nível de emprego; e foi o responsável pela tentativa de promover crescimento econômico por meio da criação de papel moeda assegurada pelo Estado. Para Law, a circulação de moeda metálica deveria dar lugar a circulação de papel moeda, que teria sua conversão em ouro assegurada pelo Estado caso o portador desejasse; tal medida daria margem a uma

¹ PHILLIPS, A. W. *The relationship between unemployment and money wage rates in the U. K. 1892-1957*.

maior expansão dos termos de troca, já que, para tal, era só o Estado emitir mais papel moeda (HUMPHREY, 1985).

Também acreditava que a constante ou eventual queda de preços poderia ser causada pela disponibilidade de recursos ociosos e economias de escala, ou seja, desemprego. Ambas as relações, aqui expostas, encontradas em sua análise estão presentes no que mais tarde ficou conhecido como teoria da Curva de Phillips (HUMPHREY, 1985).

2.1.1.2 David Hume (1711-1776)

Outro autor que analisou a relação entre inflação e desemprego no século XVIII foi o filósofo-economista escocês David Hume. Ele formulou a relação do seguinte modo: $U = g(dP / dt)$. Onde U representa a taxa de desemprego (dP / dt) a mudança no nível de preços ao longo do tempo. Hume foi além do que afirmou Law, assegurando que essa relação desaparece, mesmo havendo mudança no nível de preços, quando os agentes são capazes de calcular, com certo grau de exatidão, o nível de preços. Portanto, a inflação, para Hume, só pode afetar o lado real da economia quanto há erros de percepção, por parte dos agentes, em relação ao nível de preços. Quando a percepção do nível de preços condiz com o nível vigente da inflação, mesmo tratando-se de inflação elevada, não atinge a taxa de desemprego (HUMPHREY, 1985).

Hume teve a oportunidade de observar os efeitos gerados pela exploração de metais preciosos realizada pelos europeus durante o século XVII e XVIII principalmente nas Américas. Ele notou que o aumento dos estoques de ouro e prata causavam aumento no nível de preços. Em suas palavras: *“though the high price of commodities be a necessary consequence of the increase of gold and silver(...)”* (HUME, 1752 apud HUMPHREY, 1985).

Essa a alteração nos preços não dava-se uniforme e repentinamente, mas os ajustes eram feitos primeiro em algumas mercadorias e posteriormente em outras levando algum tempo até que o preço de todas as mercadorias de todas as regiões de uma dada nação fossem ajustados ao novo nível de preços. Esse mecanismo de ajuste poderia gerar certa dificuldade no cálculo, por parte dos indivíduos, do verdadeiro nível

de preços, o que leva os agentes em incorrerem em erros de percepção. Como vimos, para Hume, os erros de percepção são necessários para que a inflação possa alterar a taxa de desemprego (HUMPHREY, 1985).

Portanto, a Curva de Phillips assume a seguinte forma: $U = h(P - P^e)$. Onde a taxa de desemprego, U , passa a depender dos chamados erros de percepção, que são a diferença entre o nível de preços efetivo e o nível de preços percebido pelos agentes, $(P - P^e)$. Os erros de percepção, por sua vez, são determinados pela equação $(P - P^e) = k(dP / dt)$, onde K é o coeficiente de relação entre erros de percepção e inflação. Unificando as duas equações, a Curva de Phillips assume a seguinte configuração: $U = h(K(dP / dt))$.

Na teoria de Hume a taxa de desemprego obtida quando o nível de preços é igual ao nível de preços percebido pelos agentes diz respeito a taxa natural (de equilíbrio) de desemprego. Quando os preços estão acima dos preços percebidos pelos agentes a taxa de desemprego fica abaixo da taxa de equilíbrio, e quando os preços estão abaixo dos preços percebidos pelos agentes a taxa de desemprego fica acima da taxa de equilíbrio (HUMPHREY, 1985).

Para Hume, os agentes procuram sempre rever seus cálculos e reajustar suas percepções do nível de preços. Porém, esses reajustes acabam dando-se com certa defasagem temporal, de tal forma que em caso de inflação persistente os agentes cometem erros sistemáticos, com o nível de preços mantendo-se sempre acima das expectativas dos agentes (HUMPHREY, 1985).

2.1.1.3 Henry Thorton (1760-1815)

Da mesma forma que Hume, Thorton também descreveu a Curva de Phillips na forma $U = g(dP / dt)$. Thorton também observou que um contínuo aumento da emissão de papel moeda é capaz de estimular a atividade econômica e que o aumento das reservas² assim como a deflação podem desestimular a atividade econômica.

² Entesouramento

Porém, Thorton discorda de Hume no que tange a utilização dos mecanismos de política monetária. Enquanto Hume defendia a implementação de uma política monetária ativa visando a harmonia econômica e, se possível, o crescimento da atividade econômica Thorton desaprova tais medidas. Para ele a contínua emissão de moeda, mesmo que estimule a produção e o emprego, provoca inflação, cujos efeitos são negativos; de tal forma que a somatória das vantagens e desvantagens da expansão monetária seria desfavorável para a sociedade. A inflação traria incertezas, injustiças e descontentamento social. Além do que, seriam obtidos apenas pequenas variações na taxa de desemprego em virtude das variações inflacionárias – isso deve-se ao fato de que, segundo Thorton, as empresas, geralmente operam próximas a sua capacidade máxima de produção (HUMPHREY, 1985).

2.1.1.4 Thomas Attwood (1783-1856)

Attwood acreditava na estabilidade de longo prazo da Curva de Phillips nos seguintes moldes: $\Delta U = g(\Delta P)$. Era um inflacionista e proponente de regimes monetários que tivessem como característica a inconvertibilidade metálica do papel moeda e de políticas que visassem o pleno emprego a qualquer custo. Pois, para ele, o pleno emprego era uma condição básica da prosperidade comercial de qualquer nação. Ele advogava que o governo deveria empenhar-se em obter uma taxa de desemprego igual a zero e que isso poderia ser feito por meio da contínua expansão monetária; pois, os agentes, recebendo propostas salariais nominais mais elevadas, passariam a trabalhar sofrendo de ilusão monetária (dificuldade de percepção de preços relativos). Esse processo poderia ser repetido indefinidamente de tal modo que os trabalhadores poderiam ser continuamente enganados (HUMPHREY, 1985).

2.1.1.5 John Stuart Mill (1806-1873)

Mill acreditava que a Curva de Phillips assumia a seguinte função: $U - U_n = g(P - P^e)$, onde $(U - U_n)$ é a diferença entre a taxa efetiva e a natural de

desemprego e $(P - P^e)$ é diferença entre o nível efetivo e o esperado de preços. Usando essa relação ele discordava veementemente de Attwood afirmando que o dilema entre inflação e desemprego é temporário e que tal dilema é gerado pela mudança inesperada do nível de preços e desapareceria quando as percepções fossem ajustadas. E, por fim, assegura que não é possível fixar o nível de atividade unicamente por meio do processo inflacionário, pois o mesmo depende também do nível de preços esperado (HUMPHREY, 1985).

De acordo com Mill, a Curva de Phillips de longo prazo é uma curva vertical, ou seja, as variações inflacionárias não afetam, de modo algum, a taxa de desemprego no longo prazo. Essa afirmativa parte da hipótese de que os agentes, em um dado momento, percebem o nível real de preços da economia e retornam ao nível natural de atividade econômica. Para o autor, não é possível enganar os agentes indefinidamente, pois "one cannot fool all the people all the time. Money illusion is not permanent" (MILL, 1833 apud HUMPHREY, 1985).

A partir dos escritos de Mill pode-se notar claramente que as noções que hoje chamamos de Curva de Phillips aumentada pelas expectativas e da hipótese de taxa natural de desemprego não são tão recentes assim, aparecendo já por volta de 1820.

2.1.1.6 Irving Fisher (1867 – 1947)

Foi Fischer que providenciou a primeira evidência estatística da Curva de Phillips. Usando dados mensais da economia estadunidense para o período 1915-1925 ele obteve coeficientes de correlação acima de 90 por cento entre as variáveis inflação e desemprego. Em sua análise, Fischer aplicou valores defasados da variável inflação, π , na equação – sendo que o mesmo Fischer foi o inventor das variáveis defasadas (*linear distributed lag*). Do mesmo modo, encontrou uma forte relação entre a variável defasada inflação, π , e a taxa de emprego (HUMPHREY, 1985).

A teoria pela qual Fischer explicava o sentido dessa relação causal, ou seja, dos preços para o nível de atividade real esta embasada na questão da inércia de custos. Pois os contratos trabalhistas são fixados entre trabalhadores e empregados com base nas informações disponíveis no período de negociação. Uma vez assinado o contrato

um aumento de preços imprevisto pelos contratantes reduz o salário real dos trabalhadores e, por consequência, os custos de produção. Sabe-se também que os industriais possuem outros mecanismos que inibem o ajustamento de custos na mesma rapidez dos ajustamentos de preços. Portanto, a defasagem dos custos em relação aos preços acaba por elevar os lucros e assim estimular o nível real de atividade e emprego (HUMPHREY, 1985).

2.1.1.7 Jan Tinbergen

Timbergen, em 1936, foi o primeiro economista a estimar econometricamente a Curva de Phillips. O modelo funcional adotado por ele foi: $W = f(E, dP_{t-1}) + Z$, onde W é a inflação salarial, E é o desvio do emprego em relação ao seu nível normal³, P_{t-1} representa o custo de vida do trabalhador, e Z é uma variável relacionada com o arcabouço institucional vigente no mercado de trabalho (ex: a existência ou não de forças sindicais). Na versão de Timbergen da Curva de Phillips é a taxa de desemprego, ou ainda a variável Z , que afeta a taxa de inflação salarial. Percebe-se que há uma inversão do sentido causai em relação a Fischer (HUMPHREY, 1985).

Em sua obra "*An economic policy for 1936*" Timbergen estimou a Curva de Phillips, $(dW = \beta E + \beta_1 dP_{t-1})$, para a economia neozelandesa para o período 1923-1933 obtendo: $dW = 0,16E + 0,27P_{t-1}$. Essa foi a primeira estimativa econométrica para a Curva de Phillips (HUMPHREY, 1985).

Timbergen também foi o primeiro a expor o dilema em termos da lei da oferta e demanda de acordo com o qual o preço de qualquer bem ou serviço (incluindo o trabalho) varia em proporção do excesso / escassez do mesmo. Sendo a inflação uma resposta dos salários à pressões de demanda no mercado de trabalho (HUMPHREY, 1985).

³ Por nível normal podemos compreender o nível de desemprego quando não há frustração de expectativas inflacionistas.

2.1.1.8 Lawrence Klein e Arthur Goldberger

Klein e Goldberger também estimaram econometricamente a relação entre inflação e desemprego anteriormente à Phillips, mais precisamente em 1955. Utilizando dados da economia estadunidense eles obtiveram a seguinte equação: $\Delta W = 4,11 - 0,74U + 0,52\Delta P_{t-1} + 0,54t$, onde as variáveis ΔW , U e ΔP_{t-1} já foram definidas acima. A novidade aqui é a inclusão da variável tempo, t , na equação; variável que, por sinal, apresenta um parâmetro positivo (HUMPHREY, 1985).

A equação de Klein e Goldberger é, em essência, a mesma que Phillips estimou posteriormente. E da mesma forma como Phillips, eles interpretaram sua equação como sendo a inflação uma função do excesso / escassez da oferta de mão-de-obra. Em suas palavras: *“the main reasoning behind this equation is that of the law of supply and demand. (...) High unemployment represents high excess supply, and low unemployment below customary frictional levels represents excess demand”* (KLEIN, 1955 apud HUMPHREY, 1985).

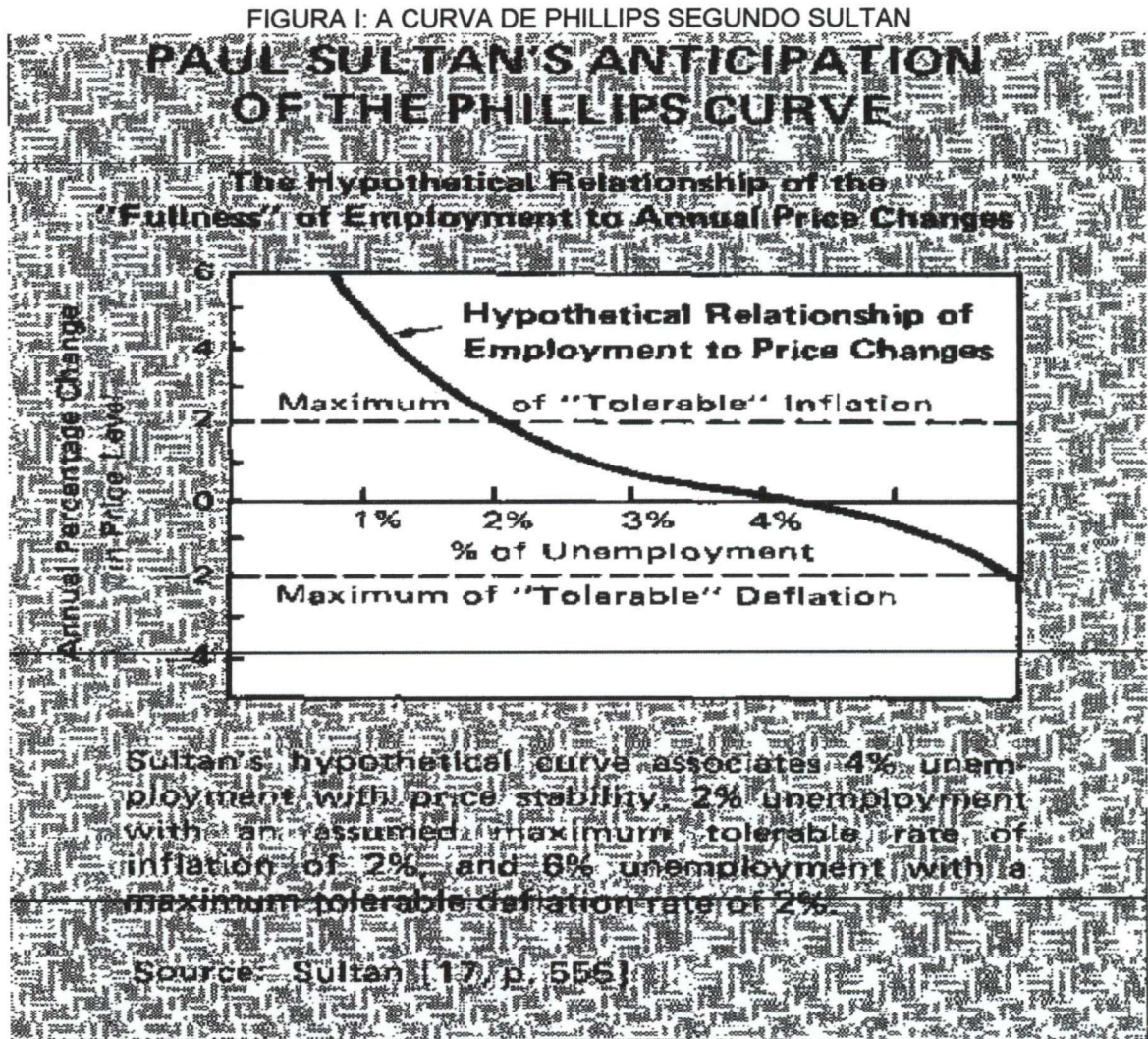
2.1.1.9 A. J. Brown

Como vimos, a fundamentação teórica da Curva de Phillips começou a ser elaborada no século XVIII com Law, recebendo conteúdos estatísticos em 1926 com Fischer e econométricos em 1936 e 1955 com Timbergen e Klein respectivamente. Porém, até então, nenhum economista havia impingido o familiar aspecto não-linear (convexo) na Curva de Phillips que conhecemos hoje. Foi Brown o primeiro a chamar a atenção para o aspecto convexo da relação entre inflação e desemprego.

Em seu *“The Great Inflation 1939-1951”* de 1955 Brown concluiu que a relação entre inflação e desemprego é não-linear de tal forma que ocorre elevada inflação (de modo exponencial) quando a taxa de desemprego atinge valores próximos à zero; e, de modo inverso, ocorre acentuada deflação quando a taxa de desemprego atinge valores muito elevados. Ele também estimou a taxa de desemprego não-aceleradora da inflação, abaixo da qual a inflação excede a taxa de crescimento da produtividade de trabalho (HUMPHREY, 1985).

2.1.1.10 Paul Sultan

Embora teorizando a não-linearidade (convexidade) da Curva de Phillips Brown não conseguiu comprová-la empiricamente. O primeiro a desenhar de modo não-linear a Curva de Phillips foi Sultan que em 1957 – com um ano de antecedência em relação à Phillips – apresentou o seguinte diagrama:



FONTE: HUMPHREY (1985)

à partir do qual ele afirma que para valores da taxa de desemprego menores que 2% ou maiores que 6% pequenas variações na taxa de desemprego resultariam em elevadas variações na taxa de inflação – ou seja, uma relação inelástica. Enquanto que para

valores da taxa de desemprego entre 2 e 6% a elasticidade-inflação é elevada (HUMPHREY, 1985).

Com base no diagrama acima nota-se que a relação entre inflação e desemprego apresentada por Phillips em 1958 já havia sido apresentada, com bastante nitidez, por Sultan.

2.1.2 A Curva de Phillips a Partir de Alban W. Phillips

2.1.2.1 A. W. Phillips

Como vimos na seção anterior, Arthur William Phillips não foi o primeiro a representar graficamente a relação entre inflação e desemprego no formato que mais tarde ficou conhecido como Curva de Phillips. No entanto, emprestou seu nome a uma das teorias mais debatidas e mais utilizadas na história da macroeconomia.

Em 1958, A. W. PHILLIPS⁴ (apud TORRES p. 272) constatou a presença de correlação negativa entre taxa de variação de salários nominais e taxa de desemprego no Reino Unido durante o período entre 1861 e 1957. Isso implica que uma queda na taxa de desemprego corresponde à uma elevação no nível de salários nominais, a recíproca também é válida.

A justificativa teórica encontrada logo depois por Richard Lipsey para essa relação constatada por Phillips foi a de que em períodos de recessão com altas taxas de desemprego os trabalhadores possuem reduzido poder de barganha nas negociações salariais e o mercado de trabalho praticamente não enfrenta variações salariais. De modo análogo, em períodos de crescimento econômico as baixas taxas de desemprego fazem com que os trabalhadores pressionem as taxas salariais, provocando a então chamada inflação salarial (DATHEIN, 2000).

⁴ PHILLIPS, A. W. The relationship between unemployment and money wage rates in the U. K. 1892-1957. *Economica*, 1994.

Em 1960, SAMUELSON & SOLOW⁵ (apud ROSA p. 2) aplicaram a análise de Phillips para a economia estadunidense utilizando dados de 1900 a 1960 e obtiveram resultados muito semelhantes, a relação inversa entre variação de salários nominais e desemprego. Samuelson e Solow substituíram a variação de salários nominais pela variação de preços (inflação) – essa substituição não modifica muito as coisas, pois as evidências mostram que alterações no salário nominal geram alterações, no mesmo sentido, no nível de preços - e deram o nome a essa nova relação de Curva de Phillips.

A partir da década de 1960 a curva de Phillips foi utilizada pelas principais nações de mercado aberto do mundo como ferramenta teórica fundamental na elaboração de políticas econômicas. A importância da mesma deve-se ao fato da magnitude de suas implicações; pois a escolha, por parte dos governos, entre inflação baixa ou baixo desemprego possui ampla repercussão na estrutura social dos países, sendo palco de acaloradas disputas políticas.

A relação descoberta por Phillips era a seguinte:

$$W = (\mu + Z) - \beta_1 U \quad (2.1),$$

onde W é a variação do salário nominal (que Samuelson e Solow chamaram de inflação (π)), μ é o *mark-up*, U é a taxa de desemprego, e Z é uma variável abrangente que agrega diversos fatores institucionais que afetam a determinação dos salários (como as leis trabalhistas, grau de sindicalização, grau de concentração das decisões sindicais, etc).

2.1.2.2 Modificações no modelo funcional

A relação assegurada pela Curva de Phillips manteve-se válida durante toda a década de 1960, mas a partir de 1970 a presença de estagflação (coexistência entre altas taxas de inflação e desemprego) colocou-a em cheque. Devido ao caráter dinâmico da economia o cenário sócio-econômico sofre mudanças engendrando,

⁵SAMUELSON, P.; SOLOW, R. Problem of Achieving and Maintaining a Stable Price Level: Analytical Aspects of Anti- Inflation Policy. *American Economic Review*, 1960.

muitas vezes, novos processos geradores de dados. Fato relevante ocorrido na década de 1970 foi a formação do cartel da OPEP⁶, que elevou consideravelmente o preço mundial do petróleo. O impacto na estrutura de custos, o chamado choque de oferta, fez as empresas aumentarem seus preços sem alterar os salários, isto é, aumentar o μ da equação (2.1). Sendo o μ fonte de inflação, ocorre uma situação em que há aumento da inflação sem que a taxa de desemprego se altere, contrariando a relação até então vigente. (GARCIA, 2005)

Outro aspecto que contribuiu decisivamente na anulação da Curva de Phillips original foi a alteração no modo como os agentes formavam suas expectativas. Na década de 1960 a inflação média era igual à zero, o que acarretava em uma inflação esperada também igual a zero. Portanto, a inflação esperada não influenciava na determinação da inflação. Porém, na década de 1970 o próprio processo inflacionário (persistência de inflação positiva) fez com que os agentes esperassem uma taxa de inflação positiva; a inflação esperada deixou de ser igual à zero e passou a ser igual à taxa de inflação do ano passado: $\pi^e = \pi_{t-1}$. (GARCIA, 2005)

2.1.2.3 Friedman e as expectativas adaptativas

FRIEDMAN⁷ e PHELPS⁸ (apud LEITE p. 488) destacaram a importância das expectativas no comportamento da oferta agregada e introduziram então expectativas inflacionistas adaptativas na Curva original, com o objetivo de adaptar a Curva de Phillips às novas circunstâncias.

A curva de Phillips incorporou então a inflação esperada em sua função:

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + Z) - \beta_1 U_t; \quad (2.2)$$

⁶ OPEP (Organização dos Países Exportadores de Petróleo criada em 1960) Em 1973 a OPEP efetuou um embargo às nações ocidentais fazendo com que o preço mundial do petróleo sofresse acentuada elevação, acarretando aumento dos custos para as empresas e provocando o que ficou chamado de choque do petróleo.

⁷ FRIEDMAN, M. Unemployment versus inflation? Evaluation of the Phillips curve. London : The Institute of Economic Affairs, 1975.

⁸ PHELPS, E. Phillips curve, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 1967.

se consideramos $\pi_t^e = \pi_{t-1}$, a equação fica:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + (\mu + Z) - \beta_1 U_t;$$

$$\pi_t - \pi_{t-1} = (\mu + Z) - \beta_1 U_t;$$

$$\Delta \pi = (\mu + Z) - \beta_1 U_t; \quad (2.3)$$

Nessa nova versão, o desemprego afeta a variação da inflação e não mais o seu nível. Essa alteração no modelo funcional, aparentemente irrelevante, tem implicações importantes. Uma eventual baixa taxa de desemprego engendraria, de acordo com a versão original, uma inflação alta permanentemente; enquanto que, de acordo com a versão modificada, engendra inflação em contínuo crescimento, o que é coisa bem diversa. Da mesma forma, uma taxa de desemprego elevada gera queda da taxa de inflação e não inflação baixa como assegura a versão original.

Friedman adota então a hipótese das expectativas adaptativas na qual a expectativa inflacionista dos agentes é determinada pela equação $\pi^e = \theta\pi_{t-1}$. Onde o θ mede a sensibilidade da expectativa inflacionista à inflação do período anterior. Para Friedman e os monetaristas posteriores, a adoção da hipótese de expectativas adaptativas implica em assumir que θ é igual a um, ou seja, a inflação esperada é exatamente igual à inflação do período anterior.

Porém, Friedman assegura que, agindo desse modo, os trabalhadores costumam errar suas expectativas inflacionistas; uma vez que observamos que as taxas de inflação divergem de um ano para outro. E para ele, são justamente esses erros de previsão que tornam possível a relação inversa entre inflação e desemprego. Pois quando as taxas de inflação são reajustadas para cima os trabalhadores subestimam a inflação futura, de tal modo que passam a ver como aumento real de salários os aumentos meramente nominais de seus salários. À esse erro de percepção do valor real de seus salários Friedman chama de ilusão monetária. A ilusão monetária estimula os trabalhadores fazendo com que os mesmos trabalhem mais em períodos de inflação elevada, elevando o nível de atividade econômica. Da mesma forma, quando as taxas de inflação são reajustadas para baixo os trabalhadores superestimam a inflação e

ofertam menos mão-de-obra reduzindo a atividade econômica. Portanto, de acordo com Friedman e os monetaristas, é a existência da ilusão monetária que explica a relação inversa entre inflação e desemprego (DATHEIN, 2000).

A inclusão das expectativas inflacionistas foi responsável pelo surgimento do conceito da taxa natural de desemprego; esse conceito, como vimos na subseção 2.1.1.2, já figurava entre os escritos de David Hume no século XVIII, porém, sem comprovação empírica até então. Por definição, a taxa natural de desemprego é a taxa em que o nível de preços é igual ao nível de preços esperado, $\pi_t = \pi^e$. Em tal caso não há variação da inflação; e é por isso que a taxa natural de desemprego é chamada de NAIRU – *Nonaccelerating Inflation Rate of Unemployment* (Taxa de Desemprego Não-aceleradora da Inflação). Uma vez que a versão original da Curva de Phillips não incluía as expectativas inflacionistas, não admitia também a existência da NAIRU.

A NAIRU pode ser deduzida a partir da equação (2.2):

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + Z) - \beta_1 U_t;$$

$$\pi_t - \pi_t^e = (\mu + Z) - \beta_1 U_t;$$

se $\pi_t = \pi_t^e$, então:

$$0 = (\mu + Z) - \beta_1 U_n$$

$$U_n = (\mu + Z) / \beta_1 \quad (2.4)$$

A equação (2.4) nos mostra que a NAIRU está positivamente relacionada com o *mark-up* (μ) e com a variável abrangente composta pelos fatores que afetam a fixação dos salários (Z); e inversamente relacionada com o parâmetro que representa a resposta da inflação ao desemprego (β_1).

2.1.2.4 Friedman e o monetarismo

De acordo com Corazza, o monetarismo assegura que os desequilíbrios monetários são a principal causa dos desequilíbrios econômicos reais e que o sistema econômico possui a capacidade de atingir, por si próprio, o pleno emprego e o bem-estar social; sendo, portanto, desnecessária a intervenção estatal na economia, exceto

no que tange ao controle da oferta monetária. Essa corrente de pensamento econômico está embasada na teoria quantitativa da moeda (TQM) que teve sua formulação inicial elaborada por Jean Bodin e recebeu contribuição de diversos filósofos e economistas, entre eles: Cantillon, Hume, Thornton, Tooke, Fullarton, Ricardo, Fisher, Pigou, Friedman e seus seguidores da escola de Chicago. Todos os que aqui citamos contribuíram de algum modo para o debate a cerca da TQM (CORAZZA, 1996).

A TQM assegura que quanto mais elevada a quantidade de moeda mais elevado o nível de preços. A maior emissão de meios de pagamento (moeda) tende a causar inflação. Admite-se dois principais mecanismos de transmissão “moeda-preços”, o direto e o indireto. O mecanismo direto, formulado por Hume e Cantillon, encara o aumento de preços como consequência do aumento da demanda por bens - provocada pela maior disponibilidade monetária. O mecanismo funciona do seguinte modo “sempre que possuírem mais moeda do que desejariam reter, as pessoas procuram se livrar desse excesso, adquirindo bens. Dado que esta economia está operando à plena capacidade, a maior demanda de bens se refletirá na elevação dos preços e não no aumento da produção” (CORAZZA, 1996). Como vimos na seção 2.1.2, Hume teve a oportunidade de observar a elevação do nível de preços após a maior disponibilidade metálica no continente europeu depois da conquista da América. Hume chegou mesmo a conceber um mecanismo de funcionamento do comércio exterior com base na disponibilidade monetária: o país que recebe um grande fluxo de ingresso metálico sofre inflacionamento dos preços (aumento de salários e preços dos bens) e perde competitividade (seus produtos ficam relativamente mais caros) em relação aos demais países passando a importar mais, exportar menos e a apresentar um balanço comercial deficitário. À medida que apresenta, sucessivamente, balanços comerciais deficitários o país perde reservas monetárias, o que deflaciona os preços (equiparando-os em relação aos demais países) e torna-o novamente competitivo e com um balanço comercial equilibrado. O equilíbrio é atingido quando o poder aquisitivo dos bens é o mesmo em todos os países.

O mecanismo indireto, formulado por Thornton, também assegura a transmissão “moeda-preços” só que não mais via aumento da demanda por bens como concebiam

Hume e Cantillon, e sim por meio do efeito da variação monetária sobre a taxa de juros. Para Thornton, o excesso de moeda provoca a queda da taxa de juros abaixo da taxa de lucro, o que estimula os gastos de investimento e pressiona o aumento de preços de todos os bens. Por fim, a maior demanda de empréstimos pressiona a taxa de juros até que a mesma se iguale com taxa de lucro inicial, desinflacionando a economia (CORAZZA, 1996).

Economistas neoclássicos reformularam a TQM. Um aspecto importante acrescentado à TQM foi a formulação matemática elaborada por Irving Fisher expressa na equação de trocas

$$MV = PT \quad (2.5)$$

onde M é a oferta de moeda, V é a velocidade de circulação da moeda, P é o nível geral de preços e T é o valor das transações efetuadas. Outra identidade contábil neoclássica é a equação do saldo de caixa de Cambridge

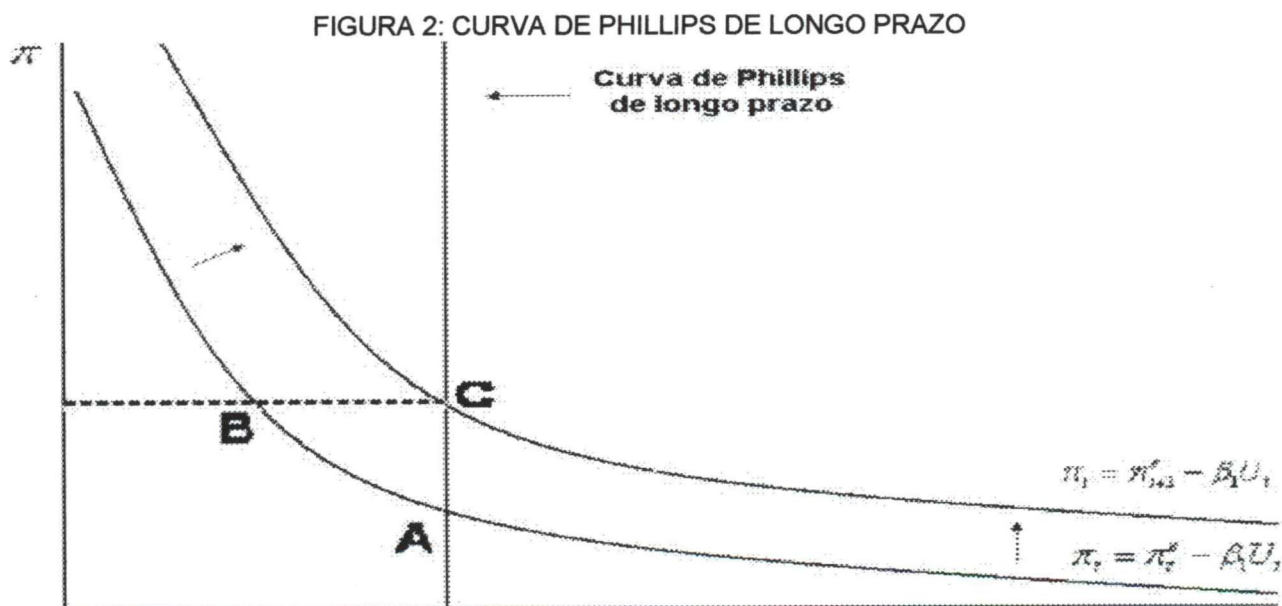
$$M = kPy \quad (2.6)$$

onde M é a oferta de moeda, k é a relação entre meio circulante e renda nominal, P é o nível geral de preços e y é a renda nacional a preços constantes. Com essas equações, a TQM ganha uma formulação matemática e a reafirmação de que variações na oferta de moeda, mantida a velocidade de circulação e o valor das transações constantes, afetam positivamente – e na mesma proporção – o nível de preços.

Para os monetaristas o nível de desemprego tende a igualar-se à NAIRU. Pois, a ocorrência de ilusão monetária mostra-se passageira e os trabalhadores reajustam suas expectativas inflacionistas. É necessário um determinado período de tempo para que os trabalhadores percebam que suas expectativas inflacionistas estão equivocadas. Por isso, a taxa de desemprego pode encontrar-se, temporariamente, abaixo ou acima na NAIRU. Porém, em situações em que a taxa de desemprego está à baixo da NAIRU os trabalhadores reajustam suas expectativas e percebem que os salários reais não aumentaram; diminuindo então a oferta de mão-de-obra e fazendo com que a taxa de desemprego torne a subir até igualar-se à NAIRU. De modo análogo, quando a taxa de desemprego está acima da taxa natural os trabalhadores reajustam suas expectativas e

elevam a oferta de mão-de-obra de modo que a taxa de desemprego torne a cair até igualar-se à NAIRU (DATHEIN, 2000).

Assumindo como válidos os argumentos monetaristas do parágrafo anterior a política monetária expansionista mostra-se inócua quando empregada na tentativa de aumentar o nível de atividade econômica. Uma vez que a surpresa inflacionária (inflação acima da prevista pelos trabalhadores: $\pi_t > \pi_t^e$) ilude apenas temporariamente os trabalhadores. Pois no longo prazo os mesmos reajustariam suas expectativas e o único efeito da expansão monetária vem a ser a inflação. Portanto, para Friedman a Curva de Phillips inclinada mostrando um dilema entre inflação e desemprego - como vinha sendo defendida até então - é válida apenas no curto prazo enquanto que no longo prazo a mesma apresentava-se como uma reta vertical. A curva de Phillips de longo prazo da visão monetarista é ilustrada Na figura 2. No gráfico é possível verificar que o ponto de equilíbrio, inicialmente em **A** (correspondente à NAIRU), desloca-se temporariamente para **B**. Porém, com os reajustes das expectativas a Curva de Phillips de curto prazo desloca-se para cima e o ponto de equilíbrio desloca-se para **C** (que também corresponde à NAIRU). A reta vertical entre **A** e **C** representa a curva de Phillips de longo prazo.



FONTE: ELABORAÇÃO PRÓPRIA (2007)

Portanto, para Friedman e os monetaristas, existem duas curvas de Phillips: a de curto e a de longo prazo. Sendo a primeira negativamente inclinada e a segunda uma reta vertical que corta o eixo X exatamente na NAIRU. Essa afirmativa é condizente com a teoria quantitativa da moeda (TQM), a qual afirma que modificações na oferta de moeda são incapazes de afetar, no longo prazo, o lado real da economia. De acordo com a TQM as políticas monetárias expansionistas com o intuito, por parte dos governantes, de manter a taxa de desemprego a baixo da NAIRU são inócuas. Nesse caso pode-se dizer que a moeda é “neutra” Nas palavras de Friedman:

(...) mudanças não esperadas na demanda agregada nominal e na inflação causarão erros sistemáticos de percepção tanto por parte dos empregadores como dos empregados, que inicialmente desviarão o desemprego na direção oposta a sua taxa natural. Neste sentido, a moeda não é neutra. Todavia, tais desvios são transitórios, embora possa levar um longo tempo até que eles sejam revertidos e, finalmente, eliminados com o ajuste das previsões (FRIEDMAN, 1985 p. 404 apud DATHEIN, 2000).

A neutralidade da moeda é válida a não ser que as autoridades monetárias promovam continuamente choques inflacionários – o que surpreende, a cada período, os trabalhadores de tal modo que os mesmos sofram continuamente de ilusão monetária e ofertem maior quantidade de trabalho. Seria necessário então não somente o aumento dos níveis de preços, mas também o aumento de sua taxa de variação, ou seja, inflação crescente (DATHEIN, 2000).

Analisando ainda o gráfico I podemos observar que, de acordo com a curva de Phillips de longo prazo, a NAIRU é compatível com qualquer nível de inflação. Isso quer dizer que não há um dilema estável entre inflação e desemprego podendo a NAIRU estar associada tanto à inflação próxima de zero como à taxas de inflação muito elevadas. Permitindo assim, fazer com que as políticas keynesianas expansionistas - que visem estimular a atividade econômica - tenham elevado custo; não apenas por provocar espiral inflacionária, mas também por manter a inflação elevada mesmo em caso de o governo voltar atrás e eliminar a política expansionista. De acordo com o gráfico, a única forma de reduzir a inflação é aceitando, temporariamente, uma taxa de desemprego acima da NAIRU a partir da frustração de expectativas $\pi^e > \pi$. Uma inflação efetiva menor que a inflação esperada faz com que os trabalhadores ofertem

menos mão-de-obra até que percebam que seus salários reais ficaram inalterados e voltem a ofertar o nível de mão-de-obra condizente com a NAIRU. Essa taxa de desemprego acima da NAIRU necessária para o processo de desinflação é conhecida como “taxa de sacrifício” da desinflação.

Apesar de reconhecer que as autoridades monetárias, por meio de políticas expansionistas, podem estimular a atividade econômica desde que aceitem uma inflação crescente Friedman mostra-se contrário a uma política monetária ativa. Alegando que para manter a taxa de desemprego abaixo da NAIRU é necessário promover ilusão monetária nos agentes, ou seja, fazendo-os trabalhar por um salário real abaixo do que estariam dispostos a aceitar. Ele considera que a decisão, por parte dos agentes, de trabalhar ou não está relacionada com o grau de utilidade desfrutado pelo agente; se o salário oferecido ao trabalhador proporciona menor utilidade que o desfrute do ócio o mesmo optará por permanecer desempregado. Portanto, quando o agente sofre de ilusão monetária está enfrentando uma redução do bem-estar. Além disso, Friedman aponta outros aspectos desfavoráveis do processo inflacionário como o comprometimento das taxas de crescimento econômico, a dificuldade de ajuste dos preços relativos e a distorção, em alguns casos, da carga tributária - imposto inflacionário. Dessa forma, a política monetária deve seguir uma regra, com o objetivo de evitar ou minimizar as frustrações de expectativas e, com isso, as oscilações do produto, do emprego, e da inflação.

Para Friedman a NAIRU é determinada por fatores reais da economia tais como a eficácia do mercado de trabalho, os obstáculos ou incentivos ao trabalho, o nível de competição ou de monopólio, as instituições atuantes, a legislação trabalhista, fatores demográficos ou migratórios e a ocorrência de histerese⁹ no desemprego. Para reduzir a NAIRU não são válidas as políticas keynesianas de estímulo a demanda efetiva e sim as medidas microeconômicas, ou políticas estruturais, que combatam as causas da NAIRU, principalmente no que tange à função de oferta de trabalho (DATHEIN, 2000).

Friedman conseguiu adequar teoricamente a curva de Phillips à situação de estagflação da década de 1970 analisando os choques de oferta, ao contrário da teoria

⁹ Por histerese pode-se entender os efeitos defasados da alteração em uma dada variável. Sendo assim, desemprego elevado no período anterior causa uma tendência de desemprego elevado no período atual.

Keynesiana que estava focada no lado da demanda. Um choque de oferta negativo – como os realizados pela OPEP – seria capaz de provocar simultaneamente inflação e desemprego. Essa argumentação foi responsável em assegurar a sobrevivência da teoria da Curva de Phillips diante da situação de cheque em que se encontrava.

2.1.2.5 Keynesianismo e a política monetária

A controvérsia entre keynesianos e monetaristas gira, principalmente, em torno do papel desempenhado pela moeda na economia capitalista e tem fonte nas diferentes teorias da demanda por moeda formuladas por Keynes e por Friedman.

Keynes critica a TQM, a começar por sua hipótese básica de que a economia, quando em equilíbrio, opera em pleno emprego. Nas palavras de Corazza: “O ponto central da crítica de Keynes à TQM se refere à sua hipótese básica de que a economia funciona à plena capacidade, o que ficou demonstrado ser falso na Grande Depressão. Se a economia não opera no pleno emprego, isto implica que variações na quantidade de moeda podem afetar o produto e o emprego antes de afetarem os preços.” (CORAZZA, 1996). Ou seja, ele assegura que a economia pode ter vários pontos de equilíbrio e que nessa situação de equilíbrio múltiplo nada assegura que ela atingirá aquele ponto que representa o pleno emprego dos fatores, portanto, poderá existir (em caso de desemprego) espaço para a implementação de política monetária. Keynes também defende que preços e salários podem ser rígidos devido a fatores institucionais - como a existência de contratos salariais. A rigidez de salários também permite afetar o produto sem alterar preços. Para ele, o nível de preços deve refletir mais o custo de produção do que a variação da quantidade de moeda (CORAZZA, 1996).

Considerando a equação de trocas de Fisher, $MV = PT$, Keynes observa que V geralmente não é constante. O que implica que variações da quantidade de moeda podem ser contrabalançadas pela variação de V . Por exemplo: supondo que o M da equação de trocas aumente mas o V diminua na mesma proporção o P ficará inalterado.

Por fim, Keynes coloca na política fiscal função de regular a atividade econômica, pois além da inconstância da velocidade de circulação V sua teoria da demanda por

moeda fornece outros motivos em prol da política fiscal. A demanda por moeda em Keynes assume a seguinte formulação

$$Md = L1(Y) + L2(r) \quad (2.7)$$

onde Md é a demanda total de moeda, $L1(Y)$ é a demanda de moeda em função da renda pelos motivos transação e precaução e $L2(r)$ é a demanda por moeda em função da taxa de juros pelo motivo especulação. De acordo com a equação 2.7 uma política monetária expansionista pode ser totalmente anulada por um aumento da preferência pela liquidez, não conseguindo baixar a taxa de juros (dada a maior demanda por moeda) nem estimular os investimentos privados. A preferência pela liquidez pode atingir patamares tão elevados que qualquer tentativa de reduzir a taxa de juros por meio da política monetária seja nula, pois os aumentos em Md seriam absorvidos pela demanda especulativa de moeda, o $L2(r)$ da equação 2.7, ou pela variação da velocidade de circulação de moeda, o V da equação 2.5 - essa situação ficou conhecida como armadilha da liquidez keynesiana. Além disso, mesmo no caso em que uma política monetária expansionista consiga baixar a taxa de juros, os empresários podem não se sentirem suficientemente estimulados a investir, pois a taxa de lucros esperados dos investimentos adicionais (eficiência marginal do capital) pode estar ainda mais abaixo da taxa de juros dos empréstimos (CORAZZA, 1996).

Como vimos, a crítica de Keynes reafirma a importância e não a neutralidade da moeda podendo a mesma ter impacto sobre variáveis reais não só no curto mas também no longo prazo. Vimos também que Keynes recomenda a utilização da política fiscal como reguladora da atividade econômica, pois a política monetária está sujeita a variações da preferência pela liquidez, $L2(r)$ e $L1(Y)$, e a variações da velocidade de circulação, V . Embora a política monetária também possa ser utilizada para impedir que o lado real seja afetado em situações de expectativas desfavoráveis a ênfase keynesiana aplica-se à política fiscal considerando sua propriedade de “multiplicador dos gastos públicos” e sua capacidade de estimular a demanda efetiva.

Contrariando a teoria keynesiana, Friedman, em defesa do monetarismo, elabora sua teoria da demanda por moeda, na qual a moeda nunca é demandada por si própria (uma vez que não representa um bem de consumo) mas pelo fato de que pode ser

utilizada para comprar outros bens e serviços. O agente demanda moeda na medida em que considera vantajoso gastá-la em bens de consumo, serviços ou investimentos. O agente vê-se diante de uma ampla gama de opções de investimentos, compostos não apenas de ativos financeiros mas também de ativos reais. Há, então, um mecanismo de transmissão entre o lado monetário e o real da economia, onde o agente optará entre investir em ativos financeiros ou investir em atividades produtivas. Dessa forma, a demanda por moeda é influenciada pela taxa de rendimentos esperada dos investimentos adicionais (eficiência marginal do capital). Quando a taxa de juros é menor que a taxa de retorno esperada o empresário ficará estimulado à demandar moeda (CORAZZA, 1996).

A teoria de demanda por moeda de Friedman pode ser expressa pela equação

$$Md/P = f(Y, r) \quad (2.8)$$

onde Md/P é a demanda por saldos monetários reais, Y é a renda real e r é a taxa de juros reais. A equação 2.8 é muito parecida com a equação por moeda de Keynes, mas com significado econômico diferente. A demanda real por moeda é vista como uma relação estável da renda real. Ao contrario de Keynes, que considera a taxa de juros como sendo determinada pela oferta e demanda de moeda, Friedman considera a taxa de juros reais como sendo determinada pela oferta e demanda de poupança e investimento (CORAZZA, 1996).

Em suma, o monetarismo, do modo como concebido por Friedman, afirma que existe um elo entre moeda e atividade econômica e que distúrbios inflacionários e depressivos podem ser combatidos por meio da administração da oferta de moeda; mas continua negando ser possível elevar permanentemente o nível de emprego por meio de políticas monetárias expansionistas. Também negam o entesouramento monetário na forma líquida – pois a moeda tem por finalidade ser trocada por outros bens e serviços atingindo, mais cedo ou mais tarde, esse fim. Afirmam que a economia privada é estável e que basta que se criem regras fixas na condução da política monetária para evitar que o governo provoque distúrbios econômicos por meio da emissão descontrolada de moeda (CORAZZA, 1996).

2.1.2.6 Robert Lucas e as expectativas racionais

Como vimos na seção 2.1.2.3, a expectativa inflacionista elaborada pelos agentes é um fator importante na determinação da taxa de inflação. A equação 2.2

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + Z) - \beta_1 U_t$$

mostra que a inflação esperada atua como fator determinante da inflação. Uma inflação esperada, π^e , positiva eleva a inflação efetiva enquanto que uma π^e negativa a reduz. A questão que emerge então é determinar como as expectativas inflacionistas são formadas. Keynes colocou essa questão de lado e considerou a formação de expectativas como algo externo ao sistema econômico, ele reconhecia a importância das expectativas no comportamento econômico dos agentes, mas considerava que as mesmas são exógenas à ciência econômica e devem ser estudadas por outro ramo do conhecimento. Na década de 1970 Friedman e Phelps adotaram as expectativas adaptativas como determinantes da inflação esperada, em que a π^e é determinada pelos valores da inflação em períodos anteriores

$$\pi^e = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \beta_3 \pi_{t-3} + \dots + \beta_n \pi_{t-n} \quad (2.9)$$

onde $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \dots + \beta_n = 1$. Espera-se que $\beta_1 > \beta_2 > \beta_3 > \dots > \beta_n$, o que quer dizer que o impacto da inflação do período t sobre a inflação esperada é tão menor quanto mais distante for o período t .

Um modo simplificado de calcular as expectativas inflacionistas é considerar o β_1 igual a um e todos os demais β_i iguais a zero; ou seja, a π^e é igual à inflação do período anterior. Foi o que fizemos na seção 2.1.2.3 para deduzir a NAIRU; porém, existem outras formas mais sofisticadas para calcular a inflação esperada. Uma dessas formas são as expectativas racionais, com as quais nos ocuparemos a partir de agora.

O primeiro artigo relevante sobre expectativas racionais (ERs) foi escrito por John Muth e publicado em 1961 intitulado *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*; porém, o reconhecimento da importância das ERs deu-se apenas em 1969, quase dez anos depois, com a publicação do trabalho de Robert Lucas e

Leonardo Rapping intitulado como “Salário real, emprego e inflação”¹⁰. Outros autores também contribuíram para o desenvolvimento e consolidação da teoria das ERs entre eles pode citar: Thomas Sargent, Neil Barro, Edward Prescott, Bennett McCallum e R. Townsend (MACHADO, 2007).

A idéia básica que sustenta a teoria ERs é a de que cada indivíduo utiliza-se de toda a informação disponível - bem como seu entendimento de como funciona a economia - fazendo dela o melhor uso possível processando-a de modo racional (eliminando toda subjetividade) para formar suas expectativas. Se, além disso, pressupormos que há ausência de barreiras informacionais – situação em que toda informação relevante para efeitos econômicos encontra-se disponível -, os agentes tornam-se capazes de prever com maior segurança a inflação futura.

Modenesi define expectativa racional como sendo a expectativa de inflação, π^e , do período t que coincide com a esperança matemática da inflação em t , condicionada ao conjunto de informação disponível no período t . As ERs podem ser expressas matematicamente pela equação

$$\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

o que equivale dizer que a expectativa inflacionária do período t é igual a inflação efetiva do tempo t acrescida de um erro, ε_t (MODENESI, 2005).

A teoria das ERs não assegura de os agentes não cometem erros; ao contrário, eles cometem, porém de modo bem diverso do que os erros cometidos quando se faz uso das expectativas adaptativas. A diferença é que os erros cometidos pelos agentes “racionais” são de caráter aleatório. Não há a ocorrência de erros sistemáticos como na teoria das expectativas adaptativas. Nas palavras de Machado:

(...) as pessoas aprendem os erros cometidos. Se os erros seguem determinado padrão, contém informações que podem ser utilizadas para se fazer uma previsão mais exata. As pessoas racionais irão obter e usar essas informações, o que explica a denominação ‘racionais’. As previsões resultantes, é claro, continuam podendo estar erradas. O que importa é que os erros são aleatórios, ou seja, não conterão nenhum tipo de informação extraível (MACHADO, 2007, p 4).

¹⁰ LUCAS, R. & RAPPING, L. Salário real, emprego e inflação, 1969. (revista) Journal of Political Economy.

Ou seja, a teoria da ERs assegura que os erros das expectativas, os ε_t , da equação (2.10), possuem média zero e variância mínima. Além de covariância entre ε_t e ε_{t-1} também igual a zero, o que significa que um erro ocorrido no período $t-1$ não diz nada sobre o erro no período t . Portanto, na média, as ERs de inflação coincidem com a taxa de inflação efetiva.

As ERs permitem que os agentes antecipem racionalmente os efeitos das políticas governamentais e reajam no presente de acordo com as expectativas formadas a partir na análise da conjuntura atual. A reação é provocada de acordo com a aprendizagem dos efeitos das medidas econômicas anteriores. Por exemplo, ao observar que uma maior emissão, por parte do banco central, de moeda provoca inflação de preços os agentes passam a esperar preços mais elevados toda vez que o banco central anuncia uma política expansionista. Desse modo, os agentes possuem a capacidade de fazer previsões com base nos efeitos esperados das decisões tomadas pelas autoridades monetárias e não unicamente com base nas informações do passado. Quando os agentes adotam as ERs fica mais difícil provocar ilusão monetária nos mesmos dado sua maior capacidade de análise informacional.

Os agentes percebem, com o tempo, que uma política monetária expansionista resulta em taxas de inflação mais elevadas. A reação, por parte dos empresários, diante de uma política monetária expansionista é elevar o preço de suas mercadorias com a finalidade de se acomodar diante do novo nível de preços. Da mesma forma a reação, por parte dos trabalhadores, é solicitar uma taxa salarial mais elevada para evitar perdas salariais reais – pois agora, dado as ERs, os trabalhadores não sofrem de ilusão monetária. Com a adoção das ERs o ajuste de preços torna-se instantâneo; assim que uma expansão monetária é anunciada tanto preços quanto salários são ajustados, não ocorrendo alteração de preços relativos. Como não ocorrem perdas salariais, os empresários não contratam mão-de-obra adicional e a taxa de desemprego permanece inalterada – é necessária, de acordo com Friedman, ilusão monetária para que os trabalhadores ofertem mais mão-de-obra do que o comumente ofertado quando a NAIRU está em vigência. A consequência disso é que a política monetária deixa de afetar as variáveis reais como emprego e produto. Como afirma Machado “as reações

dos consumidores e produtores baseadas nas expectativas racionais dos efeitos destas políticas neutralizarão, total ou parcialmente, os efeitos desejados das políticas discricionárias, fiscais e monetárias, do governo” (MACHADO, 2007 p. 4). E a curva de Phillips com expectativas racionais torna-se vertical tanto no curto como no longo prazo.

Na figura 1 da seção 2.1.2.4 vimos que Friedman considerava a curva de Phillips válida apenas no curto prazo, na medida em que levava certo tempo para que os trabalhadores revisassem suas expectativas inflacionárias e passassem a exigir salários nominais mais elevados. Com as ERs de Lucas o ajuste é instantâneo e a curva de Phillips é vertical mesmo no curto prazo. Nesse sentido há uma exacerbação da TQM e afirma-se que a moeda é “superneutra”.

Uma crítica desferida contra a teoria das ERs é a de que os agentes são incapazes de aprender o verdadeiro funcionamento da economia para, a partir daí, utilizar as informações disponíveis e formular suas expectativas. Mas a resposta dada pelos economistas novo-clássicos mostra-se razoável. A julgar pela interessante analogia feita por Modenesi para explicar que os agentes das ERs tão precisam, necessariamente, conhecer o funcionamento da economia:

A hipótese de expectativas racionais não implica que os agentes econômicos efetivamente conheçam a teoria econômica relevante. Uma analogia pode ser feita com uma pessoa que, apesar de não conhecer as leis da física, é um excelente jogador de sinuca seguindo, na prática, o que ensina essa ciência. O que se supõe é que os agentes agem como se conhecessem o modelo que descreve o ‘verdadeiro’ funcionamento da economia. Formalmente, isso significa que a distribuição de probabilidade ‘subjéctiva’ dos agentes econômicos com relação a uma determinada variável coincide com a distribuição de probabilidade objetiva dessa mesma variável (MODENESI, 2005, p. 143).

Outra crítica importante dirigida à teoria das ERs é a de que os agentes não maximizam a utilização de toda a informação disponível dado os custos em que isso implicaria. Os custos de duas ordens; os de obtenção de informação e os de processamento das informações obtidas. Esses custos podem ser significativamente elevados fazendo com que nem todos os agentes tenham acesso a todas as informações disponíveis – assimetria de informações – e capacidade de processá-las (MODENESI, 2005).

Lucas é considerado o fundador da corrente de pensamento econômico conhecida como escola novo-clássica, uma vez que os economistas novo-clássicos estão embasados na teoria das ERs e no modelo de mercado de trabalho desenvolvido por Lucas. A escola novo-clássica tem por hipótese a concepção monetarista da inflação e a taxa natural de desemprego (NAIRU) em sua versão defendida por Friedman. Outra hipótese adotada pela escola novo-clássica é a de que a economia encontra-se em constante equilíbrio – pois, os ajustes são instantâneos – e os agentes racionais estão sempre maximizando sua função objetivo – utilidade no caso dos consumidores e lucro no caso das firmas – dado a inexistência de ilusão monetária (MODENESI, 2005).

A teoria das ERs foi um duro golpe sobre os defensores de uma política monetária discricionária, pois “(...) Lucas demoliu, na criação de sua macroeconomia com expectativas racionais, a esperança de construção de modelos econométricos para formular políticas econômicas, quando mostrou que os parâmetros de tais modelos dependiam, justamente, das expectativas sobre as próprias políticas econômicas” (MACHADO, 2007). Blanchard expõe a questão da fragilidade dos modelos econométricos que desconsideram as ERs do seguinte modo: o que os modelos econométricos refletem é o conjunto de relações entre as variáveis econômicas no passado que estão de acordo com as políticas econômicas adotadas no passado, uma vez alteradas as políticas econômicas (monetária, fiscal, cambial...) o modo pelo qual os agentes formulam suas expectativas também se altera (BLANCHARD, 2004).

Temos observado até aqui que dependendo das teorias econômicas que se adota as implicações sobre a economia aplicada podem ser muito diversas. Por isso, encerramos essa seção com o comentário de Delfin Netto que procura sintetizar o debate sobre a controvérsia entre keynesianos e novo-clássicos:

Os keynesianos têm dúvidas sobre as virtudes do mercado, enquanto a nova economia novo-clássica crê que ele é feito de agentes racionais. Os keynesianos pensam que a oferta só é impotente no longo prazo, enquanto a economia novo-clássica destaca o seu papel no curto prazo. Os keynesianos têm fé na ação das políticas monetária e fiscal para controlar a demanda, enquanto a economia novo-clássica tenta mostrar a sua irrelevância. Os keynesianos falam das ‘falhas de mercado’, enquanto os adeptos da economia novo-clássica falam das ‘falhas de governo` (NETTO, 1995 apud MACHADO, 2007, p. 5).

2.1.3 Contribuições Recentes Para a Teoria da Curva de Phillips

Mais recentemente diversos economistas têm contribuído para o aprimoramento da curva de Phillips acrescentando outras variáveis explicativas para a inflação salarial além das expectativas inflacionistas e da taxa de desemprego até aqui abordadas. Dentre os modelos que analisam a determinação das variações de preços e salários está o desenvolvido por Laurence Ball e Robert Moffitt em seu artigo intitulado “*Productivity Growth and the Curve de Phillips*”¹¹ publicado em 2001.

A versão da Curva de Phillips de Bal e Moffitt incorpora a produtividade do trabalho como variável explicativa. A inclusão desta variável foi significativa na explicação dos salários para a economia estadunidense no período 1962-2000. Os autores procuraram explicar que a taxa de crescimento do salário real pode ser explicado pela produtividade do trabalho, pelo desemprego e por um termo que chamaram de “aspirações para aumento de salário” (que pode ser entendido como expectativas) (BALL & MOFFITT, 2001).

A curva de Phillips versão Bal e Moffitt pode ser expressa pela função

$$(W - \pi) = \alpha - \beta_1 U + \beta_2 \theta + (1 - \beta_2) A + \varepsilon \quad (2.11)$$

onde $(W - \pi)$ é a taxa de crescimento do salário real; U é a taxa de desemprego; θ é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho; A o termo aspiração para o aumento de salário ; ε é o erro; e α , β_1 e β_2 são os parâmetros do modelo. O modelo é completado pela equação

$$\pi = W - \theta + v \quad (2.12)$$

onde a inflação é igual a diferença entre a inflação salarial e a variação da taxa de produtividade do trabalho acrescido de um erro, v . Substituindo (2.11) em (2.12) obtemos

$$\pi = \alpha + \pi_{t-1} - \beta_1 U - (1 - \delta)(\theta - A) + e \quad (2.13)$$

onde $e = \varepsilon + v$. Segundo os autores o crescimento da produtividade tem efeito positivo na inflação salarial e negativo na inflação de preços. Ou seja, um aumento da

¹¹ BALL, L. & MOFFITT. *Productivity Growth and the Curve de Phillips* 2001 Cambridge

produtividade do trabalho resultaria em aumentos salariais e, ao mesmo tempo, queda nos preços das mercadorias (BALL & MOFFITT, 2001).

Bali e Moffitt assumem que a taxa salarial é definida no mercado de trabalho a partir da oferta e demanda por trabalho. A demanda por trabalho, por parte das firmas, esta relacionado com a estrutura de custos das mesmas. De acordo com a teoria neoclássica, as firmas, com o intuito de maximizar lucros, demandarão mão-de-obra adicional até o ponto em que o preço marginal seja igual ao custo marginal da produção. Ou seja, até o ponto em que o valor da produção adicional seja igual ao custo de produzi-la. Por outro lado, a oferta de mão-de-obra esta relacionada com o nível de salários reais. Sendo que os trabalhadores ofertam mão-de-obra até o ponto em que os salários reais se igualem à desutilidade marginal do trabalho. Por “desutilidade marginal do trabalho” entende-se o “desprazer” dos trabalhadores em trabalhar; esse desprazer é o custo enfrentado pelos trabalhadores ao ofertarem mão-de-obra (NETTO, 2003).

Quando há elevação da produtividade do trabalho a curva de demanda por trabalho das firmas é alterada deslocando o ponto de equilíbrio e os sindicatos, obtendo maior poder de barganha, exigem aumento nos salários reais. Os aumentos na taxa de salário real podem resultar a partir de duas formas; nas palavras de Netto: “A elevação da produtividade do trabalho que é consequência do progresso tecnológico e de um maior estoque de bens de capital, reflete-se nos salários reais de duas maneiras: pela redução nos preços e pelo aumento nos salários nominais” (NETTO, 2003).

Outro autor que utilizou a produtividade do trabalho para estimar a Curva de Phillips foi Agostinho Rosa. Em seu artigo¹² ele trabalhou com dados para a economia portuguesa e obteve resultados satisfatórios. Outro aspecto que chama a atenção no trabalho de Rosa é o fato do autor trabalhar – utilizando o modelo VAR - com estimativas da curva de Phillips no curto e no longo prazo, onde são testadas as hipóteses da curva de Phillips ser válida no longo prazo e/ou no curto (ROSA, 2004). Testar a validade da curva de Phillips no longo prazo é importante para verificar o argumento monetarista de que a relação é válida somente no curto prazo. Essa

¹² *Uma Estimação da Curva de Phillips para Portugal, Évora 2004.*

metodologia não foi adotada nesta pesquisa e constitui-se matéria de investigação para trabalhos posteriores.

No decorrer do tempo outros autores passaram a incorporar, além da inflação esperada e da produtividade, várias outras variáveis explicativas para a inflação.

Uma dessas novas variáveis explicativas é o ciclo econômico. O argumento é o de que a inflação é afetada pelo aumento da produção, uma vez que se supõe que as empresas possuem custos marginais crescentes. Um aumento da quantidade produzida pode elevar os custos, o que faz com que as empresas, no intuito de manter o *mark up* inalterado, elevem os preços de suas mercadorias.

Areosa; Gali e Gertler utilizaram o ciclo do produto na estimação da curva de Phillips para o Brasil. O método por eles adotado consiste em calcular o hiato do produto – diferença entre o produto efetivo e o produto potencial – e acrescenta-lo na Curva de Phillips. Porém, o hiato do produto obtido por esses pesquisadores mostrou-se pouco significativo como variável explicativa da inflação (AREOSA, 2004; GALI & GERTLER, 2000 apud SCHUWARTZMAN, 2005).

Areosa também calcula o hiato do produto encontrando uma tendência linear para o produto e considerando os desvios dessa tendência como sendo o hiato do produto. No entanto, o hiato assim obtido também se mostrou pouco significativo como variável explicativa da inflação (AREOSA, 2004 apud SCHUWARTZMAN, 2005).

Outra forma de mensurar o ciclo econômico é por meio de variáveis relacionadas com o ciclo econômico, como a taxa de desemprego – variável que abordamos logo no início desse trabalho – ou a capacidade ociosa das empresas. O aumento da produção tende a reduzir a capacidade ociosa das empresas, da mesma forma que a redução da quantidade produzida tenda a aumentar essa capacidade. Schuwartzman utilizou em seu artigo¹³ a capacidade ociosa em suas estimações e obteve resultados satisfatórios, com R^2 s em torno de 0,6 (SCHUWARTZMAN, 2005).

Ele também utilizou a inércia em sua curva de Phillips. A inclusão dessa variável explicativa é realizada incluindo a inflação defasada como variável explicativa (SCHUWARTZMAN, 2005). Vimos que esse procedimento já havia sido adotado por

¹³Estimativa da Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados

Friedman em 1975, que defendia a hipótese de expectativa adaptativas. O argumento recentemente utilizado não difere do original, supõe-se que algumas empresas projetam a inflação passada para o futuro ao invés de fazer uso das expectativas racionais. Esse comportamento pode ser explicado pelos custos envolvidos na tarefa de obtenção e processamento das informações necessárias para as ERs, desestimulando, assim, o uso das mesmas.

Agostinho Rosa argumenta que a inflação interna de um determinado país pode ser afetada pelo comportamento da economia internacional. Admite-se que os produtores nacionais fixem seus preços preocupados com os preços praticados por seus concorrentes externos; além disso, muitos bens produzidos internamente possuem insumos importados o que faz com que os preços dos mesmos sejam influenciados pelas oscilações de preços externa (ROSA, 2004).

Não só a inflação externa, mas também a taxa de câmbio pode influenciar a inflação pelo mesmo motivo descrito acima. Sendo a taxa de câmbio a relação entre a moeda nacional e a estrangeira, a alteração da taxa de câmbio altera os preços relativos entre as mercadorias nacionais e importados. Alguns autores utilizam a cotação do dólar americano como variável instrumental para o repasse cambial, outros utilizam uma média ponderada das taxas cambiais dos principais parceiros comerciais do país (SCHUWARTZMAN, 2005).

2.2 A ESTIMATIVA ECONOMETRICA DA CURVA DE PHILLIPS

Esta subsecção deverá tratar dos métodos econométricos usualmente utilizados para estimar a Curva de Phillips e dos possíveis problemas encontrados em sua estimação.

Ao estimar a curva de Phillips geralmente torna-se necessária a utilização de séries temporais (STs) – por série temporal entende-se o comportamento de uma determinada variável ao longo do tempo. Quando se trabalha com STs é comum encontrar o problema da não-estacionariedade das séries. A seguir, abordaremos os meios de detecção (testes de raiz unitária e de co-integração) da não-estacionariedade e métodos econométricos desenvolvidos para se possa corrigi-la.

É necessário salientar que alguns autores utilizam o método econométrico conhecido com Mínimos Quadrados em Três Estágios (MQ3E) para o qual a não-estacionariedade não interfere na estimação. É o caso de Schwartzman, que realizou estimativas da curva de Phillips para a economia brasileira utilizando-se do método MQ3E (SCHUWARTZMAN, 2005).

2.2.1 Testes de Estacionariedade

Segundo Gujarati, uma determinada ST é estacionária “quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo e sua covariância entre os períodos depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo e não do próprio tempo em que a covariância é calculada” (GUJARATI, 2004, p.639).

Nesta seção pretende-se testar a estacionariedade das séries temporais utilizadas na pesquisa.

2.2.1.1 Testes de raiz unitária

A regressão de séries temporais não-estacionárias pode levar ao fenômeno da regressão espúria; como argumenta JHONSTON (2001): “Se x e y são passeios aleatórios independentes e se efetuarmos uma regressão de y sobre x , estamos a cometer um erro duplo de especificação; uma variável relevante y_{t-1} foi omitida, e uma variável irrelevante x_t foi incluída”. Portanto, na regressão espúria somos tentados a concluir que existe uma relação estatisticamente significativa entre duas variáveis onde, na realidade, não há.

GUJARATI (2006) Nos mostra que o modelo

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

é não-estacionário quando ρ assumir o valor de 1. Em caso de $\rho = 1$ o modelo é um passeio aleatório, isto é, a variável dependente é igual ao seu valor no período anterior mais um choque aleatório – no modelo de passeio aleatório a variância, δ^2 , aumenta no decorrer do tempo, $t\delta^2$, violando a condição de estacionariedade. O modelo

$Y_t = \beta_1 + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ também é não-estacionário quando $\rho = 1$, sendo um caso de passeio aleatório com deslocamento em que Y_t é deslocado para cima ou para baixo dependendo de δ ser positivo ou negativo.

Subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados da equação (2.14) obtemos:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

onde $\delta = (\rho - 1)$. Se $\delta = 0$ então $\rho = 1$, a variável Y_t é não-estacionária.

Um modo simples de se constatar a estacionariedade é a análise gráfica da série temporal. A plotagem gráfica das STs pode ser analisada visualmente, sem nenhum recurso econométrico, quanto a sua “aparente” estacionariedade - no que tange a tendência temporal. Porém, como vimos, a tendência temporal não é a única forma de não-estacionariedade, sendo necessário realizar testes econométricos para detectá-la. Realizaremos o teste de raiz unitária para dar um aspecto mais formal a análise. Utilizaremos o teste de Dickey-Fuller Aumentado que consiste em testar a hipótese $H_0 : \delta = 0$ contra a hipótese $H_1 : \delta \neq 0$ nos modelos:

$$\Delta \pi = \beta_1 + \beta_2 t + \delta \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

$$\Delta U = B_1 + B_2 t + \delta U_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta U_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

Se os parâmetros β_1 e δ forem estatisticamente diferentes de zero a equação (3.3) é um passeio aleatório com deslocamento. Se $\beta_2 \neq 0$ a variável π está correlacionada com a variável tempo, t . O termo $\sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta \pi_{t-i}$ foi incluído para que o termo de erro, ε_t , não apresente correlação serial. Considerações análogas são válidas para a equação (3.4)

Caso a hipótese nula ($H_0 : \delta = 0$) seja aceita a série é não-estacionária, ou seja, a variável dependente esta correlacionada com sua defasagem. Para efetuar os testes será utilizado o programa computacional econométrico E-views4.

2.2.1.2 Teste de co-integração

A co-integração é uma propriedade importante das séries temporais. Dizemos que duas STs são co-integradas quando verificamos que ambas são, isoladamente, $I(1)$, mas que quando analisadas conjuntamente são $I(0)$. Também podemos dizer que duas séries temporais $I(1)$ quaisquer serão co-integradas se os resíduos, advindos da regressão entre as séries em questão, forem estacionários, isto é $I(0)$.

Gujarati explana que embora as séries, do ponto de vista individual, sejam $I(1)$, sua combinação linear pode ser $I(0)$. Pois a combinação linear pode fazer com que as tendências estocásticas das duas séries se anulem entre si. Do ponto de vista econômico duas séries são co-integradas se entre elas existir uma relação de longo prazo (GUJARATI, 2006 p. 659).

Considerando-se o modelo:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 U_t + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

onde π_t é a inflação no período t ; U_t é o desemprego observado no período t ; e, ε_t é o resíduo. O teste de co-integração consiste em testar a estacionariedade da série ε_t . Dito de outra forma, o teste de co-integração consiste em estar a heterocedasticidade da equação 3.1.3, pois a não-estacionariedade dos resíduos resulta que os mesmos não possuem variância constante, o que caracteriza heterocedasticidade.

O teste comumente para verificação da presença ou não de heteroscedasticidade é o teste White (*cross terms*). A hipótese nula deste teste é a de que os erros são homoscedásticos, isto é, apresentam variância constante. Quando a probabilidade de se aceitar esta hipótese foi muito baixa (ex: $p = 0,0003$), o modelo é denotado como heteroscedastico. Porém, cabe ressaltar que autores como Gujarati asseguram que a "heteroscedasticidade nunca foi um motivo para rejeitar um modelo que de outro modo seria bom. Mas tampouco ela deve ser ignorada" (GUJARATI, p.

354, 2000 apud NETTO, 2004). E, nas palavras de Netto: “Muitas vezes, o que parece heteroscedasticidade pode decorrer do fato de que algumas variáveis importantes tenham sido omitidas do modelo. A análise de regressão lida com a dependência de uma variável em relação a outras, e isso não necessariamente implica causalção” (NETTO, 2004).

3 METODOLOGIA

Este capítulo deverá tratar da metodologia empregada na estimativa da curva de Phillips para a economia brasileira recente.

3.1 O MODELO PROPOSTO

Uma vez realizada a revisão da literatura sobre a curva de Phillips e com base nas teorias a seu respeito propõem-se o seguinte modelo para a economia brasileira:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-n} + \beta_2 \pi_t^e + \beta_3 \pi_{t-n}^{EXT} + \beta_4 U_{t-n} + \beta_5 C_{t-n} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

onde π_t é a inflação no período t ; π_{t-n} é a inflação no período $t-n$ (sendo n o número de defasagens a serem adotadas); π_t^e é a inflação esperada; π_{t-n}^{EXT} é a inflação externa; U_{t-n} é a taxa de desemprego; C_{t-n} é a capacidade ociosa das empresas e ε_t é o termo de erro.

A inclusão da inflação defasada é devida a hipótese de inércia inflacionária das expectativas adaptativas. A inclusão da inflação esperada é devida as expectativas inflacionárias. O termo π_{t-n}^{EXT} refere-se à inflação externa e é composto pelo índice de inflação ao produtor americano (PPI) vezes a média da taxa cambial no período; dessa forma o termo π_{t-n}^{EXT} capta a inflação externa e, ao mesmo tempo, as variações cambiais.

A inclusão dos termos desemprego, U_{t-n} , e capacidade ociosa, C_{t-n} , referem-se ao ciclo do produto e espera-se que seus parâmetros sejam negativos, uma vez que esse termos devem estar, de acordo com a teoria, negativamente relacionados. Além disso, propomos uma defasagem n para essas variáveis. Johnston observa que uma defasagem na variável desemprego é aconselhável, pois “*uma resposta defasada é*

admissível, pois é necessário algum tempo para que o desemprego afete os salários e ainda mais tempo para que as variações dos salários afetem os preços dos bens finais” (JOHNSTON, 2001). Argumento análogo pode ser utilizado para o caso da capacidade ociosa.

3.2 DADOS

Na tentativa de estimar a Curva de Phillips para a economia brasileira deparamo-nos com certa escassez de dados. Principalmente no que tange aos dados referentes ao ciclo econômico. Para algumas séries, como a capacidade ociosa por exemplo, inexistem dados mensais, o que obriga a trabalhar com dados trimestrais para essa variável. O problema que emerge então é o de reduzido tamanho amostral, uma vez que é desaconselhável adotar dados anteriores a implantação do plano real em 1994, pois a variável inflação comporta-se de modo bastante distinto depois dessa data.

A variável desemprego também *mostra-se amostralmente limitada*. Isto porque o IBGE (2007) *mudou a metodologia utilizada pela Pesquisa Mensal de Emprego (PME)*. A antiga série de desemprego medida pela PME nas principais regiões metropolitanas do país e que serve como variável instrumental (*proxi*) da taxa de desemprego nacional foi interrompida no final de 2002; sendo que a partir do final de 2001 passa-se a calcular, com base em nova metodologia, outra série para as mesmas regiões metropolitanas. As séries apresentam comportamento diferente no período no qual são calculadas simultaneamente, não sendo encadeáveis. Portanto, não podendo utilizar as duas séries como sendo “uma seqüência da outra”, nos resta optar por um período pós 2001 ou anterior a 2002. Como o objetivo desse trabalho procura dar mais ênfase no comportamento recente da economia brasileira optamos pelo período pós 2001, o que faz com que nos deparemos mais uma vez com a escassez de dados dada a reduzida extensão do período.

Não somente a natureza qualitativa dos dados deve ser levada em consideração mas também a freqüência dos mesmos. Os dados relevantes para a Curva de Phillips brasileira são encontrados em séries anuais, trimestrais e mensais. As séries anuais fornecem um número muito limitado de observações, já os dados mensais fornecem

mais informações, porém, apresentam alguns problemas. Nas palavras de Schuwartzman, os dados mensais

(...)são mais suscetíveis a ruídos e erros de medição. Além disso, o grau de autocorrelação é maior, anulando, em parte, a vantagem de se ter uma amostra mais numerosa. Outro problema é que se o efeito do nível de atividade sobre a inflação for superior a um trimestre, os dados mensais não serão capazes de captar esse efeito, a não ser que o número de variáveis defasadas no modelo seja aumentado, eliminando novamente parte da vantagem de se ter uma amostra mais numerosa. (SCHUWARTZMAN, 2005)

Como há dificuldades tanto na utilização dos dados trimestrais como mensais resolvi realizar estimativas utilizando ambas as freqüências e comparar os resultados. Explanaremos agora cada conjunto de dados.

Os dados trimestrais adotados na pesquisa foram: a taxa de capacidade ociosa das indústrias, a taxa de desemprego, o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a inflação esperada e um índice que mede a taxa de inflação de custos para o produtor estadunidense, o PPI. O período para esse conjunto de dados vai do primeiro trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 2007 – lembrando que os dados referentes ao desemprego abrangem um período mais curto, do quarto trimestre de 2001 até o segundo trimestre de 2007.

As séries de inflação (IGP-DI, IPCA, PPI e a inflação esperada), e do desemprego, sendo encontradas na freqüência mensal, foram trimestralizadas a partir da média geométrica dos índices divulgados para torna-los compatíveis com os dados da capacidade ociosa. A série do IGP-DI adotada é elaborada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e pode ser encontrada no sítio do Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada, o IPEA (2007). Os dados da série IPCA são elaborados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e também são encontrados no sítio do IPEA (2007). Já os dados referentes à inflação esperada refletem as expectativas inflacionistas dos agentes e são elaborados pelo Banco Central do Brasil (2007) e podem ser encontradas em seu próprio sítio.

Os dados da série PPI medem a inflação de custos para o produtor americano e serve como variável instrumental para a variável inflação externa. O PPI pode ser encontrado no sítio do *Bureau of Labor Statistics* (2007).

Os dados da capacidade ociosa são elaborados pela FGV enquanto que os dados do desemprego são elaborados pelo IBGE. Ambas as séries são adotadas em nossa pesquisa como variáveis instrumentais para o ciclo econômico e ambas as são disponibilizadas pelo IPEA (2007).

Enquanto que as séries mensais utilizadas na pesquisa foram: a taxa de desemprego, o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a inflação esperada e o PPI. Ou seja, as mesmas séries que adotemos para os dados trimestrais com exceção da capacidade ociosa das empresas (que não está disponível em frequência mensal). As séries mensais possuem a mesma fonte e elaboração das séries trimestrais. A diferença aqui é que as séries não foram trimestralizadas.

4 A CURVA DE PHILLIPS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

4.1 OS TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Observei na seção 3.1.2 a importância da estacionariedade das séries na estimativa da Curva de Phillips. Nessa seção pretendemos testar a estacionariedade das STs que utilizaremos nas estimativas.

4.1.1 Para Dados das Séries Trimestrais

A série Capacidade Ociosa mostra-se não-estacionária quando estimada em nível. As estimações, seguindo a distribuição τ , mostram que o valor do coeficiente δ é -0,208764, que, em termos absolutos, é inferior até mesmo ao valor crítico ao nível de 10% que é -1.6132, como pode ser visto na tabela 1.

Tabela 1: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A VARIÁVEL CAPACIDADE OCIOSA

ADF Test Statistic	-0.208764	1% Critical Value*	-2.6132
		5% Critical Value	-1.9480
		10% Critical Value	-1.6195

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CAP)

Method: Least Squares

Date: 09/14/07 Time: 14:15

Sample(adjusted): 1995:4 2007:1

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CAP(-1)	-0.003120	0.014943	-0.208764	0.8356
D(CAP(-1))	-0.368120	0.152154	-2.419391	0.0198
D(CAP(-2))	0.012430	0.148088	0.083933	0.9335
R-squared	0.148117	Mean dependent var	-4.35E-05	
Adjusted R-squared	0.108495	S.D. dependent var	0.019232	
S.E. of regression	0.018159	Akaike info criterion	-5.116347	
Sum squared resid	0.014179	Schwarz criterion	-4.997088	
Log likelihood	120.6760	Durbin-Watson stat	1.988335	

Porém, quando testada em primeiras diferenças, a série Capacidade Ociosa mostra-se estacionária, mesmo ao valor crítico de 1% como pode ser visto na tabela II.

TABELA II: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL CAPACIDADE OCIOSA

ADF Test Statistic	-6.574641	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CAP,2)

Method: Least Squares

Date: 09/14/07 Time: 14:20

Sample(adjusted): 1996:1 2007:1

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CAP(-1))	-1.903168	0.289471	-6.574641	0.0000
D(CAP(-1),2)	0.502398	0.229566	2.188464	0.0342
D(CAP(-2),2)	0.390480	0.132428	2.948626	0.0052
R-squared	0.768423	Mean dependent var	-0.000156	
Adjusted R-squared	0.757395	S.D. dependent var	0.032671	
S.E. of regression	0.016092	Akaike info criterion	-5.356669	
Sum squared resid	0.010876	Schwarz criterion	-5.236225	
Log likelihood	123.5251	Durbin-Watson stat	1.762156	

Da mesma forma, a variável Desemprego mostra-se não-estacionária quando estimada em nível. As estimações, seguindo a distribuição τ , mostram que o valor do coeficiente δ é -0,872744, que, em termos absolutos, é inferior até ao valor crítico ao nível de 10% que é -1.6246. Porém, quando estimada em primeiras diferenças, a mesma mostra-se estacionária, como pode ser visto na tabela III em anexo.

Já a variável IGP-DI mostra-se integrada de ordem zero, $I(0)$, ou seja, estacionária em nível. As estimações, mostram que o valor do coeficiente δ é -2,905087, que, em termos absolutos, é superior ao valor crítico mesmo com o nível de 1% que é -2.6120. Os resultados mais detalhados podem ser observados na tabela IV em anexo.

Do mesmo modo que o IGP-DI, o IPCA também mostra-se $I(0)$. As estimativas mostram que o valor do coeficiente δ é -3.069237, que, em termos absolutos, é superior ao valor crítico mesmo ao o nível de 1% que é -2.6120. Os resultados completos podem ser observados na tabela V em anexo.

Já a série Inflação Esperada mostra-se não-estacionária, mesmo ao nível de 10%, quando estimada em nível. Como pode ser visto na tabela VI, as estimativas mostram que o valor do coeficiente δ é -0,892975, que, em termos absolutos, é inferior ao valor crítico mesmo com o nível de 10% que é -1,6238. Porém, quando estimada em primeiras diferenças mostra-se $I(1)$ mesmo ao nível de 1% como pode ser visto da tabela VII. Os resultados completos dos testes de estacionariedade da série Inflação esperada podem ser observadas nas tabelas VI e VII em anexo.

A série PPI também mostra-se não estacionário em nível e $I(1)$ quando estimado em primeiras diferenças. Os resultados completos podem ser observados nas tabelas VIII e IX em anexo.

De modo sintético, constatamos que as variáveis IPCA e IGP-DI são $I(0)$ e as séries Capacidade Ociosa, Inflação Esperada, PPI e Desemprego são $I(1)$.

4.1.2 Para Dados Mensais

De modo análogo à seção anterior, testaremos a estacionariedade das séries temporais mensais utilizadas na pesquisa.

A variável Desemprego mostra-se não-estacionária quando estimada em nível. As estimativas mostram que o valor do coeficiente δ é -0.417577, que, em termos absolutos, é inferior ao valor crítico mesmo com o nível de 10% que é -2.5973. Porém, quando testada em primeiras diferenças, mostra-se $I(1)$. Como é possível observar nas tabelas X e XI em anexo.

Da mesma forma que o Desemprego, a série Inflação Esperada mostra-se $I(1)$ como é possível observar nas tabelas XII e XIII em anexo.

Já a série IGP-DI mostra-se estacionária em nível como é possível verificar na tabela XIV. As estimativas mostram que o valor do coeficiente δ é -3,366443, que, em termos absolutos, é superior ao valor crítico mesmo com o nível de 1% que é -2.5794. Os resultados completos podem ser observados na tabela XIV em anexo.

Da mesma forma, o IPCA mostra-se estacionário em nível. As estimativas mostram que o valor do coeficiente δ é -2,590196, que, em termos absolutos, é superior ao valor crítico mesmo com o nível de 1% que é -2.5794. Os resultados completos podem ser verificados na tabela XV em anexo.

Por fim, a variável PPI mostra-se $I(1)$ como é possível observar na tabela XVI em anexo.

4.2 OS TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO

Como vimos na seção 2.2.1.2, os testes de co-integração nos permitem detectar se duas STs mantêm, entre si, uma relação de longo prazo. Quando duas séries são co-integradas é-nos permitido estima-las em nível; coisa que não seria possível em caso de as séries serem $I(1)$. Porque, como vimos na seção 2.2.1.1, a regressão de séries não-estacionárias pode levar ao fenômeno da regressão espúria – sendo necessária, então, a utilização das séries em primeiras diferenças, ou segundas diferenças, ou assim por diante, até que a não-estacionariedade seja removida.

Porém, analisando o nosso modelo proposto

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1\pi_{t-n} + \beta_2\pi_t^e + \beta_3\pi_{t-n}^{EXT} + \beta_4U_{t-n} + \beta_5C_{t-n} + \varepsilon_t$$

verificamos que as séries a serem utilizadas como variável dependente, π_t , (IPCA e IGP-DI) são $I(0)$ enquanto que as séries a serem utilizadas como variáveis independentes, π_{t-n} , π_t^e , π_{t-n}^{EXT} , U_{t-n} e C_{t-n} (que correspondem, respectivamente a IPCA(-1), Inflação Esperada, PPI, Desemprego e Capacidade Ociosa) são $I(1)$ ou $I(0)$. Como os testes de co-integração são válidos apenas para duas séries que sejam, ambas, $I(1)$ não podemos utilizá-los em nossa pesquisa.

4.3 AS ESTIMATIVAS

Uma vez observadas as especificidades de cada série estamos aptos para realizar as estimativas econométricas. Os dados foram divididos, como observemos anteriormente, em trimestrais e mensais e as regressões foram efetuadas separadamente para esses grupos de dados. Começamos por expor as regressões efetuadas em cima dos dados trimestrais.

Regridindo a taxa de inflação – representada pelo IGP-DI – contra o inverso do desemprego, a inflação esperada e a inflação externa – representada pelo PPI –

$$\pi_t = \beta_2\pi_t^e + \beta_3\pi_{t-n}^{EXT} + \beta_51/C_{t-n} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

obtemos um R^2 com valor de 0,78 e um R^2 ajustado com valor 0,75. Os parâmetros β_2 e β_3 encontrados mostraram-se bastante significativos com p -valor igual à zero e apresentaram, de acordo com o teoricamente esperado, sinais positivos, isto é, um aumento nas expectativas inflacionistas e na inflação externa elevam a inflação. O parâmetro β_5 também mostrou-se significativo com um p -valor igual a 0,0305. Isso significa que o β_5 tem uma probabilidade de apenas 3,05% de ser igual à zero. Além disso, o sinal positivo do parâmetro β_5 também está de acordo com a teoria da curva de Phillips – pois como o parâmetro está multiplicando o inverso da capacidade ociosa isso significa de um aumento da taxa da capacidade ociosa resulta em uma redução da taxa de inflação.

A série da capacidade ociosa e da inflação esperada foram regredidas em primeiras diferenças, uma vez que são $I(1)$, enquanto que a série da inflação externa (PPI), sendo $I(0)$, foi regredida em nível. Uma defasagem, n , de dois períodos, equivalente a seis meses, foi incluída na variável capacidade ociosa. O resultados completos da estimativa da equação 4.1 podem ser observados na tabela XVII.

Tabela XVII: INFLAÇÃO SENDO EXPLICADA PELA CAPACIDADE OCIOSA, INFLAÇÃO ESPERADA E INFLAÇÃO EXTERNA

Dependent Variable: IGP
Method: Least Squares
Date: 09/14/07 Time: 15:12
Sample(adjusted): 2001:4 2006:4
Included observations: 21 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1/D(CAP)-2	0.003098	0.001319	2.348697	0.0305
D(INFLAESP)	46.03258	6.325486	7.277319	0.0000
PPI	0.708989	0.108946	6.507716	0.0000
R-squared	0.781101	Mean dependent var	2.435750	
Adjusted R-squared	0.756778	S.D. dependent var	3.199898	
S.E. of regression	1.578109	Akaike info criterion	3.881896	
Sum squared resid	44.82773	Schwarz criterion	4.031113	
Log likelihood	-37.75991	Durbin-Watson stat	1.127389	

Também foi regredida a inflação – representada pelo IGP-DI – contra a capacidade ociosa, a inflação esperada e a inflação defasada de acordo com o seguinte modelo

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-n} + \beta_2 \pi_t^e + \beta_3 1/C_{t-n} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

O parâmetro β_1 mostra-se bastante significativo com um p -valor igual à zero e apresenta, de acordo com o esperado, sinais positivos, isto é, uma inflação defasada bastante elevada tende a manter a inflação elevada no período presente. O parâmetro β_1 assegura um componente inercial na inflação brasileira. O parâmetro β_2 é significativo e apresenta um p -valor de 0,0119 e um sinal de acordo com a teoria. O parâmetro β_3 também mostrou-se significativo com um p -valor igual a 0,0024. Isso significa que o β_3 tem uma probabilidade de apenas 0,2% de ser igual à zero. Além disso, o sinal positivo do parâmetro β_3 também esta de acordo com a teoria da curva

de Phillips – pois como o parâmetro está multiplicando o inverso da capacidade ociosa isso significa de um aumento da taxa da capacidade ociosa resulta em uma redução da taxa de inflação. O R^2 obtido é de 0,83 e o R^2 ajustado é de 0,81.

A série da capacidade ociosa e da inflação esperada foram regredidas em primeiras diferenças, uma vez que são $I(1)$, enquanto que a série da inflação defasada, IPCA, sendo $I(0)$, foi regredida em nível. Uma defasagem, n , de três períodos, equivalente a nove meses, foi incluída na variável capacidade ociosa. O resultados completos da estimativa da equação 4.2 podem ser observados na tabela XVIII.

TABELA XVIII: INFLAÇÃO SENDO EXPLICADA PELA CAPACIDADE OCIOSA, INFLAÇÃO ESPERADA E INFLAÇÃO DEFASADA.

Dependent Variable: IGP
Method: Least Squares
Date: 09/14/07 Time: 16:31
Sample(adjusted): 2001:4 2007:1
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INFLAESP)	18.01341	6.477336	2.780990	0.0119
1/D(CAP)-3	0.003861	0.001104	3.495684	0.0024
IPCA-1	1.704862	0.214921	7.932495	0.0000
R-squared	0.830427	Mean dependent var	2.365144	
Adjusted R-squared	0.812577	S.D. dependent var	3.140292	
S.E. of regression	1.359506	Akaike info criterion	3.578244	
Sum squared resid	35.11689	Schwarz criterion	3.727023	
Log likelihood	-36.36068	Durbin-Watson stat	1.314454	

Também foram realizados testes para o conjunto de dados mensais. Regride-se a inflação – representada pelo IGP-DI – contra o desemprego e a inflação defasada incluindo uma variável binária, Z , que assume valor 1 para o mês de dezembro e zero para os demais períodos de acordo com o modelo

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-n} + \beta_4 U_{t-n} + \beta_6 Z + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Os parâmetros β_1 e β_4 mostraram-se bastante significativos com um p -valores iguais à zero. Sendo que β_1 apresenta, de acordo com o esperado, sinal positivo. E β_4 apresenta, de acordo com o esperado, sinal negativo, isto é, um aumento da taxa de desemprego leva a uma redução da taxa de inflação. O parâmetro β_6 também é

significativo e apresenta um p -valor de 0,0009 e um sinal negativo. Obtemos um R^2 com valor de 0,65 e um R^2 ajustado com valor 0,64.

A série da inflação defasada foi regredida em nível, uma vez que é $I(0)$, enquanto que a série da taxa de desemprego, sendo $I(1)$, foi regredida em primeiras diferenças. Uma defasagem, n , de três períodos, foi incluída na variável taxa de desemprego. Os resultados completos da estimativa da equação 4.3 podem ser observados na tabela XIX.

TABELA XIX: INFLAÇÃO, IGP-DI, EXPLICADA PELO DESEMPREGO E PELA INFLAÇÃO DEFASADA

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA-1	1.690560	0.150682	11.21940	0.0000
D(DESEMP)-3	-0.500308	0.034828	-14.36501	0.0000
Z	-0.989352	0.285008	-3.471315	0.0009
R-squared	0.658121	Mean dependent var		0.732174
Adjusted R-squared	0.647761	S.D. dependent var		1.058753
S.E. of regression	0.628367	Akaike info criterion		1.951120
Sum squared resid	26.05976	Schwarz criterion		2.048255
Log likelihood	-64.31363	Durbin-Watson stat		0.855727

Em outra regressão realizada para os dados mensais utilizamos o IPCA ao invés do IGP-DI como representante da taxa de inflação. Regredimos a inflação – representada pelo IPCA – contra o desemprego e a inflação defasada incluindo uma variável binária, Z , que assume valor 1 para o mês de dezembro e zero para os demais períodos de acordo com o modelo

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-n} + \beta_2 U_{t-n} + \beta_3 Z + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Todos os parâmetros da equação 4.4 mostraram-se bastante significativos com p -valores iguais à zero. O R^2 observado assume o valor de 0,913 e o R^2 ajustado o de 0,910. Sendo que β_1 apresenta, de acordo com o esperado, sinal positivo. E β_2 apresenta, de acordo com o esperado, sinal negativo, isto é, um aumento da taxa de desemprego leva a uma redução da taxa de inflação.

A série da inflação defasada foi regredida em nível, uma vez que é $I(0)$, enquanto que a série da taxa de desemprego, sendo $I(1)$, foi regredida em primeiras diferenças. Uma defasagem, n , de três períodos, foi incluída na variável taxa de desemprego. Os resultados completos da estimativa da equação 4.4 podem ser observados na tabela XX.

TABELA XX: INFLAÇÃO, IPCA, EXPLICADA PELO DESEMPREGO E PELA INFLAÇÃO DEFASADA

Dependent Variable: IPCA
Method: Least Squares
Date: 09/17/07 Time: 15:27
Sample(adjusted): 2001:11 2007:07
Included observations: 69 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA-1	1.010869	0.037189	27.18201	0.0000
D(DESEMP)-3	-0.333213	0.008596	-38.76488	0.0000
Z	-0.330988	0.070341	-4.705461	0.0000
R-squared	0.913031	Mean dependent var		0.587101
Adjusted R-squared	0.910396	S.D. dependent var		0.518085
S.E. of regression	0.155084	Akaike info criterion		-0.847200
Sum squared resid	1.587360	Schwarz criterion		-0.750065
Log likelihood	32.22842	Durbin-Watson stat		1.136492

5 CONCLUSÕES

De um modo resumido, pode-se dizer que as estimativas acima efetuadas nos permitem afirmar que há uma relação inversa entre inflação e o ciclo do produto – tanto sendo este último mensurado pela taxa de desemprego como pela capacidade ociosa das empresas. Apesar de que, em alguns casos, o R^2 ajustado mostra-se abaixo de 0,80, os resultados ficaram acima de 0,60, que é considerado pela literatura da Curva de Phillips como sendo satisfatório. Além disso, os parâmetros mostraram-se significativos, exceção do intercepto linear – resultado esperado a partir do momento em que se adota o inverso da variável do ciclo do produto como variável explicativa – e da inflação externa para os dados mensais. Também observamos que, para os dados mensais a inflação defasada mostrou-se mais significativa que a inflação esperada como variável explicativa da inflação, enquanto que para os dados trimestrais a recíproca é verdadeira.

Observa-se que a teoria da curva de Phillips evoluiu ao longo da história adaptando-se as novas realidades. Cada vez que os agentes econômicos alteram seu modo de compreensão do funcionamento do sistema econômico, como a alteração das expectativas inflacionistas na década de 1970, são necessárias alterações na teoria da curva de Phillips para que ela continue sendo condizente com a realidade. Da mesma forma, quão mais complexo torna-se o sistema econômico novas variáveis explicativas vão sendo acrescentadas, como a produtividade do trabalho, a taxa de câmbio e a inflação externa.

A curva de Phillips foi foco de muitas discussões antagônicas, como as entre keynesianos e monetaristas e entre pós-keynesianos e novo-clássicos. Certamente, essas discussões devem-se a importância dessa teoria – pois grande é a magnitude de suas implicações; a escolha, por parte dos governos, entre inflação baixa ou baixo desemprego possui ampla repercussão na estrutura social das nações, sendo palco de acaloradas disputas políticas. Porém, as implicações da teoria da curva de Phillips, apesar de sua importância, como as Metas de inflação, não foram discutidas aqui, sendo matéria para outro trabalho a ser desenvolvido posteriormente.

Por fim, conclui-se que algumas das variáveis explicativas que foram adotadas para a curva de Phillips brasileira mostraram-se, apesar da escassez de dados, significativas nas estimativas efetuadas. Para os dados trimestrais as variáveis capacidade ociosa, inflação esperada, inflação externa e inflação defasada mostraram bom desempenho na explicação da inflação. Para os dados mensais as variáveis desemprego e inflação defasada também mostraram-se significativas. Pode-se afirmar que, de acordo com os métodos econométricos adotados, a curva de Phillips é válida para o período estudado, 2001-2007.

6 REFERÊNCIAS

BALL, L. & MOFFITT, R. **Productivity Growth and the Curve de Phillips**, 2001. Disponível em: <http://www.econ.ihu.edu/People/Ball/productivity1.pdf> Acesso: em 22 de outubro de 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**, 2007. Disponível em: www.bacen.org.br Acesso em: 30 de julho de 2007.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 3ª ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2004.

CORAZZA, G. **O monetarismo ou a negação da moeda**, 1996. Disponível em: <http://www.ufrgs.br/decon/publionline/textosdidaticos/textodid11.pdf> Acesso: 28 de agosto 2007.

DATHEIN, R. **Uma introdução à teoria monetarista**, 2000. Disponível em: http://www.virtual.ie.ufrj.br/ufrgs/analisemacroeconomicaa/textos/Teoria_Monetarista.doç Acesso em: 10 de agosto de 2007.

GARCIA, M. **O real dilema entre inflação e crescimento**, 2005. Disponível em: www.econ.puc-rio.br/Mgarcia/Artigos/Artigos%20Valor/050415%20Real%20dilema.pdf. Acesso em: 09 de agosto de 2007.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 4ª edição. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2006.

HUMPHREY, T. The early history of the Phillips curve. **Economic Review**, out 1985.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. 2007. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?146380484>> Acesso em: 04 de out 2007.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA. 2007. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?360259828>. Acesso em: 04 de outubro de 2007.

JOHNSTON, J.; DINARO, J. **Métodos econométricos**. 4ª edição. São Paulo: McGraw-Hill, 2001.

MACHADO, L. **Grandes Economistas XIV: Robert Lucas e as expectativas racionais**, 2007. Disponível em: http://www.cofecon.org.br/index2.php?option=com_content&do_pdf=1&id=940. Acesso em 30 de agosto de 2007.

MODENESI, A. **Regimes monetários**. : teoria e a experiência do real. São Paulo: Editora Manole, 2005.

NETTO, C. **Produtividade do trabalho, salários reais e desemprego na indústria de transformação do Brasil na década de 90: teoria e evidência**. Curitiba, 2003. Dissertação de mestrado entregue a Universidade Federal do Paraná.

ROSA, A. **Uma estimação da curva de Phillips para Portugal**. Évora 2004. Dissertação (doutorado) do departamento de economia da Universidade de Évora. Disponível em: http://ideas.repec.org/p/evo/wpecon/8_2004.html. Acesso: 22 de outubro de 2007.

SAMUELSON, P.; SOLOW, R. Problem of Achieving and Maintaining a Stable Price Level: Analytical Aspects of Anti- Inflation Policy. **American Economic Review**, 1960.

SCHWARTZMAN, F. **Estimativa da Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados**, 2005. Disponível em:

<http://www.princeton.edu/~fswart/Artigos/Curva%20de%20Phillips%20para%20o%20Brasil.pdf> Acesso em: 30 de agosto de 2007.

ANEXOS

TABELA III: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL
DESEMPREGO, DADOS TRIMESTRAIS

ADF Test Statistic	-4.504536	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DESEMP,2)

Method: Least Squares

Date: 09/14/07 Time: 14:21

Sample(adjusted): 2002:3 2007:1

Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DESEMP(-1))	-1.324446	0.294025	-4.504536	0.0003
D(DESEMP(-1),2)	0.480549	0.229556	2.093383	0.0516
R-squared	0.561357	Mean dependent var		0.036842
Adjusted R-squared	0.535554	S.D. dependent var		0.945940
S.E. of regression	0.644660	Akaike info criterion		2.059114
Sum squared resid	7.064979	Schwarz criterion		2.158529
Log likelihood	-17.56159	Durbin-Watson stat		1.885838

TABELA IV: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE IGP-DI, DADOS TRIMESTRAIS

ADF Test Statistic	-2.905087	1% Critical Value*	-2.6120
		5% Critical Value	-1.9478
		10% Critical Value	-1.6195

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IGP)

Method: Least Squares

Date: 09/14/07 Time: 14:23

Sample(adjusted): 1995:3 2007:1

Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IGP(-1)	-0.340645	0.117258	-2.905087	0.0057
D(IGP(-1))	-0.027499	0.145445	-0.189070	0.8509
R-squared	0.187528	Mean dependent var		-0.096123
Adjusted R-squared	0.169473	S.D. dependent var		2.851820
S.E. of regression	2.598956	Akaike info criterion		4.789718
Sum squared resid	303.9558	Schwarz criterion		4.868448
Log likelihood	-110.5584	Durbin-Watson stat		1.993723

TABELA V: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE IPCA, DADOS TRIMESTRAIS

ADF Test Statistic	-3.069237	1% Critical Value*	-2.6120
		5% Critical Value	-1.9478
		10% Critical Value	-1.6195

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPCA)

Method: Least Squares

Date: 09/14/07 Time: 14:29

Sample(adjusted): 1995:3 2007:1

Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA(-1)	-0.234046	0.076255	-3.069237	0.0036
D(IPCA(-1))	-0.115358	0.129216	-0.892753	0.3767
R-squared	0.207334	Mean dependent var	-0.133755	
Adjusted R-squared	0.189720	S.D. dependent var	1.408048	
S.E. of regression	1.267463	Akaike info criterion	3.353533	
Sum squared resid	72.29081	Schwarz criterion	3.432263	
Log likelihood	-76.80802	Durbin-Watson stat	1.946848	

TABELA VI: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE INFLAÇÃO ESPERADA, DADOS TRIMESTRAIS

ADF Test Statistic	-0.892975	1% Critical Value*	-2.6756
		5% Critical Value	-1.9574
		10% Critical Value	-1.6238

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INFLAESP)

Method: Least Squares

Date: 09/14/07 Time: 14:24

Sample(adjusted): 2002:1 2007:2

Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLAESP(-1)	-0.051069	0.057189	-0.892975	0.3825
D(INFLAESP(-1))	0.214138	0.214160	0.999900	0.3293
R-squared	0.073880	Mean dependent var	-0.003256	
Adjusted R-squared	0.027574	S.D. dependent var	0.054115	
S.E. of regression	0.053364	Akaike info criterion	-2.936853	
Sum squared resid	0.056954	Schwarz criterion	-2.837667	
Log likelihood	34.30538	Durbin-Watson stat	1.847352	

TABELA VII: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL INFLAÇÃO ESPERADA, DADOS TRIMESTRAIS

ADF Test Statistic	-4.134739	1% Critical Value*	-2.6819
		5% Critical Value	-1.9583
		10% Critical Value	-1.6242

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INFLAESP,2)

Method: Least Squares

Date: 09/14/07 Time: 14:27

Sample(adjusted): 2002:2 2007:2

Included observations: 21 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INFLAESP(-1))	-1.105756	0.267431	-4.134739	0.0006
D(INFLAESP(-1),2)	0.370496	0.210775	1.757776	0.0949
R-squared	0.490221	Mean dependent var		0.000680
Adjusted R-squared	0.463390	S.D. dependent var		0.070399
S.E. of regression	0.051570	Akaike info criterion		-3.001372
Sum squared resid	0.050529	Schwarz criterion		-2.901894
Log likelihood	33.51441	Durbin-Watson stat		2.175854

TABELA VIII: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE PPI, DADOS TRIMESTRAIS

ADF Test Statistic	-0.864138	1% Critical Value*	-2.6132
		5% Critical Value	-1.9480
		10% Critical Value	-1.6195

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI)

Method: Least Squares

Date: 09/14/07 Time: 14:39

Sample(adjusted): 1995:3 2006:4

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPI(-1)	-0.060676	0.070216	-0.864138	0.3922
D(PPI(-1))	-0.504524	0.131426	-3.838859	0.0004
R-squared	0.299241	Mean dependent var		0.027072
Adjusted R-squared	0.283314	S.D. dependent var		1.353612
S.E. of regression	1.145932	Akaike info criterion		3.152818
Sum squared resid	57.77901	Schwarz criterion		3.232324
Log likelihood	-70.51481	Durbin-Watson stat		2.304201

TABALA IX: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL PPI, DADOS TRIMESTRAIS

ADF Test Statistic	-8.002646	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI,2)

Method: Least Squares

Date: 09/19/07 Time: 19:48

Sample(adjusted): 1995:4 2006:4

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PPI(-1))	-2.027096	0.253303	-8.002646	0.0000
D(PPI(-1),2)	0.319429	0.144505	2.210511	0.0324
R-squared	0.791831	Mean dependent var	-0.000960	
Adjusted R-squared	0.786990	S.D. dependent var	2.400056	
S.E. of regression	1.107698	Akaike info criterion	3.085872	
Sum squared resid	52.76078	Schwarz criterion	3.166168	
Log likelihood	-67.43211	Durbin-Watson stat	2.077011	

TABALA X: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE DESEMPREGO, DADOS MENSASIS

ADF Test Statistic	-0.417577	1% Critical Value*	-2.5973
		5% Critical Value	-1.9452
		10% Critical Value	-1.6183

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DESEMP)

Method: Least Squares

Date: 09/13/07 Time: 18:51

Sample(adjusted): 2002:01 2007:07

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DESEMP(-1)	-0.002471	0.005918	-0.417577	0.6777
D(DESEMP(-1))	0.176655	0.119946	1.472793	0.1457
D(DESEMP(-2))	-0.200533	0.120280	-1.667216	0.1004
R-squared	0.064652	Mean dependent var	-0.016418	
Adjusted R-squared	0.035422	S.D. dependent var	0.542887	
S.E. of regression	0.533185	Akaike info criterion	1.623847	
Sum squared resid	18.19433	Schwarz criterion	1.722564	
Log likelihood	-51.39887	Durbin-Watson stat	1.993200	

TABELA XI: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL DESEMPREGO, DADOS MENSAIS

ADF Test Statistic	-5.909099	1% Critical Value*	-2.5978
		5% Critical Value	-1.9453
		10% Critical Value	-1.6183

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DESEMP,2)

Method: Least Squares

Date: 09/13/07 Time: 19:01

Sample(adjusted): 2002:02 2007:07

Included observations: 66 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DESEMP(-1))	-1.173025	0.198512	-5.909099	0.0000
D(DESEMP(-1),2)	0.342598	0.153750	2.228273	0.0294
D(DESEMP(-2),2)	0.176918	0.120577	1.467263	0.1473
R-squared	0.457126	Mean dependent var	-0.010606	
Adjusted R-squared	0.439892	S.D. dependent var	0.699259	
S.E. of regression	0.523328	Akaike info criterion	1.587171	
Sum squared resid	17.25393	Schwarz criterion	1.686701	
Log likelihood	-49.37665	Durbin-Watson stat	2.075016	

TABELA XII: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A SÉRIE INFLAÇÃO ESPERADA, DADOS MENSAIS

ADF Test Statistic	-0.892460	1% Critical Value*	-2.5954
		5% Critical Value	-1.9449
		10% Critical Value	-1.6181

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INFLAESP)

Method: Least Squares

Date: 09/13/07 Time: 19:10

Sample(adjusted): 2001:10 2007:08

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLAESP(-1)	-0.008786	0.009845	-0.892460	0.3753
D(INFLAESP(-1))	0.844630	0.111865	7.550473	0.0000
D(INFLAESP(-2))	-0.369083	0.112141	-3.291248	0.0016
R-squared	0.472955	Mean dependent var	-0.038028	
Adjusted R-squared	0.457453	S.D. dependent var	0.682411	
S.E. of regression	0.502649	Akaike info criterion	1.503484	
Sum squared resid	17.18059	Schwarz criterion	1.599091	
Log likelihood	-50.37370	Durbin-Watson stat	1.868181	

TABELA XIII: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL INFLAÇÃO ESPERADA, DADOS MENSIS

ADF Test Statistic	-3.778478	1% Critical Value*	-2.5958
		5% Critical Value	-1.9450
		10% Critical Value	-1.6182

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INFLAESP,2)

Method: Least Squares

Date: 09/13/07 Time: 19:13

Sample(adjusted): 2001:11 2007:08

Included observations: 70 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INFLAESP(-1))	-0.441459	0.116835	-3.778478	0.0003
D(INFLAESP(-1),2)	0.354216	0.113166	3.130045	0.0026
D(INFLAESP(-2),2)	-0.164260	0.120595	-1.362072	0.1777
R-squared	0.325405	Mean dependent var		0.004571
Adjusted R-squared	0.305268	S.D. dependent var		0.602737
S.E. of regression	0.502385	Akaike info criterion		1.503011
Sum squared resid	16.91017	Schwarz criterion		1.599376
Log likelihood	-49.60540	Durbin-Watson stat		1.892880

TABELA XIV: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A VARIÁVEL IGP-DI, DADOS MENSIS

ADF Test Statistic	-3.366443	1% Critical Value*	-2.5794
		5% Critical Value	-1.9420
		10% Critical Value	-1.6168

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IGPDI)

Method: Least Squares

Date: 09/13/07 Time: 19:06

Sample(adjusted): 1995:04 2007:08

Included observations: 149 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IGPDI(-1)	-0.188648	0.056038	-3.366443	0.0010
D(IGPDI(-1))	-0.050135	0.084303	-0.594692	0.5530
D(IGPDI(-2))	-0.114915	0.082095	-1.399775	0.1637
R-squared	0.122153	Mean dependent var		-0.002819
Adjusted R-squared	0.110128	S.D. dependent var		0.805961
S.E. of regression	0.760288	Akaike info criterion		2.309689
Sum squared resid	84.39342	Schwarz criterion		2.370171
Log likelihood	-169.0718	Durbin-Watson stat		2.020792

TABELA XV: TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA, EM NÍVEL, PARA A VARIÁVEL IPCA, DADOS MENS AIS

ADF Test Statistic	-2.590196	1% Criticai Value*	-2.5794
		5% Criticai Value	-1.9420
		10% Criticai Value	-1.6168

*MacKinnon critica i values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPCA)

Method: Least Squares

Date: 09/13/07 Time: 19:20

Sample(adjusted): 1995:04 2007:08

Included observations: 149 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA(-1)	-0.102416	0.039540	-2.590196	0.0106
D(IPCA(-1))	-0.063572	0.080730	-0.787467	0.4323
D(IPCA(-2))	-0.208913	0.078926	-2.646955	0.0090
R-squared	0.112143	Mean dependent var	-0.007248	
Adjusted R-squared	0.099981	S.D. dependent var	0.413863	
S.E. of regression	0.392629	Akaike info criterion	0.988024	
Sum squared resid	22.50696	Schwarz criterion	1.048506	
Log likelihood	-70.60779	Durbin-Watson stat	2.030790	

TABELA XVI: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS, PARA A VARIÁVEL PPI, DADOS MENS AIS

ADF Test Statistic	-12.36985	1% Criticai Value*	-2.5801
		5% Criticai Value	-1.9421
		10% Criticai Value	-1.6169

*MacKinnon critica i values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PPI,2)

Method: Least Squares

Date: 09/19/07 Time: 20:27

Sample(adjusted): 1995:05 2007:02

Included observations: 142 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PPI(-1))	-2.707698	0.218895	-12.36985	0.0000
D(PPI(-1),2)	0.849892	0.162135	5.241891	0.0000
D(PPI(-2),2)	0.274090	0.081571	3.360157	0.0010
R-squared	0.821379	Mean dependent var	-0.000249	
Adjusted R-squared	0.818809	S.D. dependent var	4.948722	
S.E. of regression	2.106497	Akaike info criterion	4.348830	
Sum squared resid	616.7889	Schwarz criterion	4.411277	
Log likelihood	-305.7670	Durbin-Watson stat	2.127304	