



UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

VILSON ALMEIDA SANTOS

EVIDÊNCIAS DE HISTERESE NA TAXA DE DESEMPREGO DO BRASIL: UMA  
ABORDAGEM COM MODELOS DE LONGA PERSISTÊNCIA

SALVADOR

2006

Vilson Almeida Santos

EVIDÊNCIAS DE HISTERESE NA TAXA DE DESEMPREGO DO BRASIL: UMA  
ABORDAGEM COM MODELOS DE LONGA PERSISTÊNCIA

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Área de Concentração: Economia do Trabalho e da Empresa

Orientador: Prof. Dr. Antônio Wilson Menezes

Salvador, BA

2006

Ficha catalográfica elaborada por Vânia Magalhães CRB5-960

Santos, Vilson Almeida

S237 Evidências de histerese na taxa de desemprego do Brasil: uma abordagem com modelos de longa persistência.

Vilson Almeida Santos. \_\_ Salvador, 2006.

X f.: il.; graf., tab., fig.

Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Ciências Econômicas , 2006.

Orientador: Prof. Dr. Antônio Wilson Menezes.

1. Desemprego - Brasil 2. Histerese I. Menezes, Antônio Wilson  
II.Título

CDD – 331.1370981

VILSON ALMEIDA SANTOS

EVIDÊNCIAS DE HISTERESE NA TAXA DE DESEMPREGO DO BRASIL: UMA  
ABORDAGEM COM MODELOS DE LONGA PERSISTÊNCIA

Aprovada em 27 de dezembro de 2006.

Orientador: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Antônio Wilson Menezes  
Faculdade de Economia da UFBA

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Carlos Alberto Gentil Marques  
Faculdade de Economia da UFBA

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia  
Faculdade de Economia da UFPB

A minha mãe, Zulmerinda Almeida Santos,  
e ao meu memorável pai, Valadares Matos dos Santos.

## AGRADECIMENTOS

A realização deste trabalho representa para mim a materialidade de um grande esforço que contou com a colaboração do Prof. Dr. Antônio Wilson Menezes. Desse modo, se torna indispensável agradecer-lhe a compreensão e paciência com as quais conduziu minha orientação. Agradeço-lhe também pela atenção com a qual me permitiu explorar um pouco o seu conhecimento sobre o assunto, haja vista suas contribuições aos estudos do mercado de trabalho na Bahia e no Brasil.

## RESUMO

Estudos sobre o problema do desemprego na Europa nas décadas de 80 e 90 permitiram evidenciar o que ficou conhecido na literatura como histerese. Este fenômeno propõe que choques exógenos aleatórios provocam desvios da taxa de desemprego de equilíbrio que podem ser permanentes ainda que os efeitos desses choques sejam removidos. Neste trabalho utiliza-se o procedimento paramétrico para estimar o parâmetro “d” dos modelos ARFIMA (p,d,q). Os resultados indicam que os valores estimados dos coeficientes do parâmetro de integração fracionário convergem, através do processo iterativo, para valores acima da unidade. Algebricamente, estes são os valores dos parâmetros que maximizam a função de verossimilhança estimada. Tais resultados indicam a não estacionariedade do processo gerador dos dados para a série em nível. Isto implica na permanência dos efeitos de inovações não esperadas sobre a série, nos permitindo evidenciar a presença de histerese na taxa de desemprego do Brasil sob a abordagem dos modelos ARFIMA.

Palavras-Chave: Desemprego – Brasil – Histerese

## ABSTRACT

Studies on the problem of the unemployment in the Europe in the decades of 80 and 90 had allowed to evidence what he was known in literature as hysteresis. This phenomenon considers that random exógenos shocks provoke shunting lines of the tax of balance unemployment that can be permanent despite the effect of these shocks are removed. In this work the parametric procedure is used esteem parameter “d” of models ARFIMA (p, d, q). The results indicate that the esteem values of the coefficients of the fractionary parameter of integration converge, through the iterative process, for values above of the unit. Algebraic, these are the values of the parameters that maximize the function of esteem likelyhood. Such results indicate not the estacionariedade of the process generated of the data for the series in level. This implies in the permanence of the effect of innovations not waited on the series, in allowing to evidence the presence of hysteresis in the tax of unemployment of Brazil under the boarding of models ARFIMA.

Key Words: Unemployment – Brazil – Hysteresis

## SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO.....	8
2.	O FENÔMENO DA HISTERESE NA ECONOMIA	
2.1.	HISTERESE E RELAÇÕES ECONÔMICAS.....	11
2.2.	HISTERESE E O PROBLEMA DO DESEMPREGO.....	13
2.3.	O DESEMPREGO NO BRASIL E AS ESTATÍSTICAS UTILIZADAS.....	15
3.	TEORIAS DA HISTERESE DO DESEMPREGO	
3.1.	TEORIA DO CAPITAL FÍSICO.....	20
3.2.	TEORIA DO CAPITAL HUMANO.....	21
3.3.	O MODELO INSIDERS-OUTSIDERS.....	22
3.4.	O MODELO DE SALÁRIO-EFICIÊNCIA.....	24
3.5.	PROBLEMAS ESTRUTURAIS DO MERCADO DE TRABALHO.....	25
3.6.	CONSEQÜÊNCIAS PSICOLÓGICAS DO DESEMPREGO.....	27
4.	A TAXA DE DESEMPREGO DE EQUILÍBRIO E O FENÔMENO DA HISTERESE	
4.1.	DEFININDO A TAXA DE DESEMPREGO DE EQUILÍBRIO (NATURAL).....	29
4.2.	AS FORMAS DE HISTERESE DO DESEMPREGO.....	30
4.3.	CURVA DE PHILLIPS E HISTERESE.....	33
5.	MODELO ECONOMÉTRICO E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	
5.1.	AVALIAÇÃO DA PRESENÇA DE RAIZ UNITÁRIA.....	37
5.2.	UMA ABORDAGEM COM MODELOS ARFIMA.....	42
5.3.	PROCEDIMENTO PARAMÉTRICO PARA ESTIMAÇÃO DO PARÂMETRO DE MEMÓRIA LONGA.....	46
6.	CONCLUSÃO.....	54
	REFERÊNCIAS.....	56
	APÊNDICES.....	61

## 1. INTRODUÇÃO

Proveniente da física o fenômeno da histerese ocorre quando não se observa o retorno de uma variável ao seu valor original mesmo depois de removidas as causas que deram origem aos desvios de sua trajetória. Analogamente, a teoria econômica propõe que choques exógenos aleatórios provocam desvios da taxa de desemprego de equilíbrio que podem ser permanentes ainda que os efeitos desses choques sejam removidos.

A existência de um *trade off* entre inflação e desemprego conforme preconiza a Curva de Phillips admite que deve haver algum nível de desemprego consistente com inflação estável. Tal nível de desemprego, que não resulta em aumento ou diminuição da inflação, implica na existência de uma taxa de desemprego de equilíbrio ou natural, muitas vezes representada na literatura pela NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) ou taxa de desemprego que não acelera a inflação.

A tendência natural a uma taxa de desemprego de equilíbrio decorreria do pressuposto de que erros expectacionais, gerados por imperfeições no sistema de informações, ou por incertezas e assimetrias informacionais, responderiam por um nível de desemprego acima ou abaixo daquele no qual a inflação esperada seja igual à inflação efetiva, o que deveria se restabelecer tão logo as expectativas se confirmassem. Entretanto, ao não se verificar um retorno ao nível considerado natural pode-se falar em histerese da taxa de desemprego de equilíbrio.

No final da década de 80 e nos anos 90 os estudos sobre o problema do desemprego na Europa motivaram-se pela tentativa de explicar a simultânea estabilidade da taxa de inflação e a subida da taxa de desemprego efetiva. A hipótese da taxa natural de desemprego e sua aplicação como indicador para orientação na conduta da política econômica foi então colocada sob discussão. Uma das explicações para o desemprego europeu aponta para a presença de efeitos “histeréticos” sobre os desvios da taxa natural.

A economia brasileira, após sucessivos planos orientados pela tentativa de superar o descontrole inflacionário desde meados da década de 80 (chamada década perdida), conseguiu, a partir de 1994, reduzir e estabilizar as taxas de inflação. Com a inflação sob

controle, em níveis menos elevados, o problema do desemprego ganha relevância no debate macroeconômico. No caso do Brasil, o comportamento da série pode caracterizar a presença de histerese na taxa de desemprego? Suspeitamos que sim. É o que pretendemos investigar.

A hipótese de histerese da taxa de desemprego consiste na proposição, sugerida pela teoria econômica, de uma instabilidade dos níveis de desemprego efetivo. O presente trabalho tem como objeto de estudo analisar a dinâmica do desemprego no Brasil. Para isto utilizamos como método de investigação as técnicas da econometria das séries temporais, sob a abordagem de modelos conhecidos como ARFIMA, mediante o procedimento paramétrico baseado na maximização da função de verossimilhança.

O objetivo é apresentar o conceito, as causas potenciais que explicam o fenômeno da histerese sem, entretanto, importar a forma particular pela qual possam ser modeladas tais causas, as implicações da histerese para a análise do problema do desemprego dentro do contexto da Curva de Phillips e a relevância empírica de suas predileções sob a modelagem de processos não fracionários e fracionários.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: após esta introdução, apresentamos no segundo capítulo as considerações sobre as origens do termo histerese nas ciências naturais, fazendo uso de uma analogia entre os processos assim definidos e as relações econômicas para então introduzir o uso do conceito de histerese na análise econômica. Apresentamos ainda na última seção, uma discussão sobre o desemprego no Brasil e as estatísticas utilizadas.

No terceiro capítulo são apresentados os modelos que buscam explicação teórica para o fenômeno da histerese do desemprego. Inicialmente, segundo a teoria do capital físico, um desemprego permanente pode ser causado por reduções no estoque de capital. Seguidamente, a teoria do capital humano sustenta, como argumento essencial, que a habilidade ou a capacidade de executar determinada atividade do trabalhador vai diminuindo à medida que se prolonga a sua condição como desempregado.

Por sua vez, conforme a teoria insider-outsider, a posição privilegiada dos insiders implica numa demanda menor por trabalhadores, resultando em uma menor capacidade de emprego

que pode se prolongar. Na quarta seção, é estudado o modelo de salário-eficiência baseado na idéia de que a produtividade é uma função do salário real, assim, pagando-se bons salários, ou um salário de eficiência, a firma minimizaria custos associados à rotatividade da mão-de-obra garantindo uma força de trabalho estável, o que se refletiria em lucros maiores.

Ainda no terceiro capítulo, a quinta seção traz a teoria segundo a qual, o prolongamento de uma situação de desemprego estrutural pode gerar o fenômeno da histerese na medida em que muitos desempregados podem enfrentar dificuldades cada vez mais significativas para uma recolocação no mercado de trabalho. Por fim, na sexta seção, as conseqüências psicológicas decorrentes da exposição dos indivíduos a múltiplos períodos curtos ou a um período longo de duração do desemprego podem ser consideradas como explicação para o fenômeno da histerese do desemprego.

No quarto capítulo, é feita uma abordagem teórica sobre o conceito de taxa de desemprego de equilíbrio, definimos as formas de histerese do desemprego e busca-se o entendimento do conceito de histerese a partir da representação da Curva de Phillips. Este modelo sugere um comportamento inercial à dinâmica do emprego e do desemprego. Neste sentido, a taxa de desemprego é uma função linear de seus valores passados (*path-dependent*), ou seja, depende de sua própria trajetória ao longo do tempo.

Finalmente, no quinto capítulo, realizamos alguns testes para verificação empírica das formas de histerese, utilizando dados agregados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os estudos sobre a “permanência” de inovações sofridas pelas séries do desemprego comumente são feitos por meio da verificação das hipóteses de aceitação ou rejeição de raiz unitária.

Encerrando o quinto capítulo, que inclui a análise dos resultados obtidos, estimamos o parâmetro “d” dos modelos ARFIMA (p,d,q) mediante o procedimento paramétrico. Estes modelos são considerados apropriados para analisar as propriedades estatísticas de séries estacionárias caracterizadas por apresentarem longa persistência. Seguidamente, procedemos à conclusão deste trabalho com algumas considerações finais.

## 2. O FENÔMENO DA HISTERESE NA ECONOMIA

### 2.1. HISTERESE E RELAÇÕES ECONÔMICAS

O uso do termo histerese tem suas origens nas ciências naturais. Os primeiros estudos a utilizarem este conceito podem ser atribuídos ao físico alemão Kohlrausch, em 1866, e ao engenheiro-físico escocês Ewing, em 1881. No que diz respeito à análise econômica ou à ciência econômica pode-se considerar como precursores do uso dessa expressão: Samuelson, em 1965, e Georgescu-Roegen, em 1971.

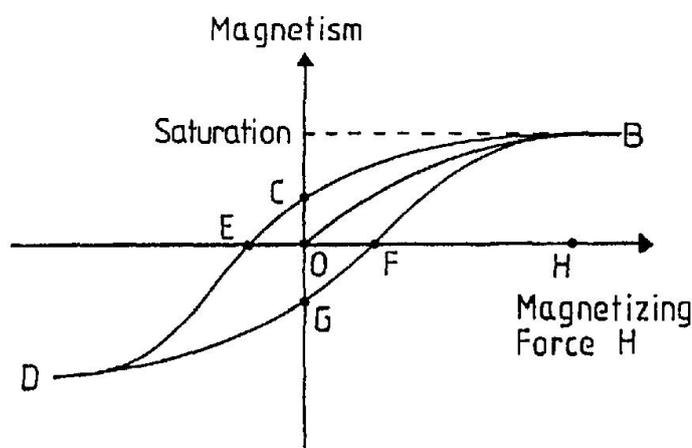
Na biofísica a vibração de membranas biológicas, por meio da ação de expansão e contração de artérias, está sujeita a um comportamento do tipo que caracteriza a histerese, ou “*may follow a hysteresis loop*”, conforme Franz (1990, p. 112). O comportamento de gás e fluidos, no processo de reações químicas, ou “histereses químicas”, são também referenciados como exemplos de desequilíbrios termodinâmicos.

Na engenharia elétrica descrevem-se as propriedades eletromagnéticas de metais ferrosos no processo de magnetização e subsequente desmagnetização por meio do conceito de histerese. Na figura<sup>1</sup> 1 (logo a seguir), o ponto 0 representa a origem, a força de magnetismo H (eixo das abscissas) desloca o nível de atração (eixo das ordenadas) da origem até o seu máximo, definido pelo ponto B, associado ao nível de saturação.

Pela ilustração, se a força de magnetismo H é removida, ou seja até zero, o nível de atração sofre um deslocamento descendente de B (ponto de saturação, ou nível de atração máxima) para C. O ponto C, entretanto, representa um nível de atração superior àquele correspondente à origem. Assim, a força de magnetismo provoca uma ação em determinada intensidade, contudo, quando removida o nível de atração sofre uma reação de diferente intensidade.

---

<sup>1</sup> Reproduzida de Franz (1990, p. 113).



**Fig. 1. Magnetic Hysteresis Loop**

Este comportamento caracteriza uma assimetria no processo de magnetização e desmagnetização, de tal forma que o nível de equilíbrio original não é restabelecido com a remoção da força que lhe tirou da condição de inércia. “A presença de histerese é responsável pelo modo específico de retorno do sistema se a força de magnetismo é removida” (FRANZ, 1990, p. 113). O nível de atração original somente é restabelecido quando há uma força de magnetismo de intensidade negativa OE.

A força de magnetismo H de intensidade negativa faz o nível de atração alcançar o ponto de mínimo, ou de menor intensidade de atração magnética, representada pelo ponto D na figura. A remoção dessa força, por sua vez, não é capaz de restabelecer o equilíbrio, resultando no nível de atração G, inferior ao nível de atração original. Este nível de atração primitivo somente é restabelecido quando há uma força de magnetismo de intensidade positiva OF.

Fazendo uso de uma analogia entre os processos acima descritos e as relações econômicas podemos introduzir o uso do conceito de histerese na análise econômica. Franz (1990) sugere representar o nível de atração pelo nível de desemprego (eixo das ordenadas) e a força de magnetismo como um choque adverso de oferta (eixo das abscissas). Assim, “na ausência deste choque a economia tem desemprego friccional” (FRANZ, 1990, p. 113), ou nível de desemprego de equilíbrio, graficamente localizado na origem, ponto 0.

Um choque adverso de oferta OH na figura 1 (do tipo aumento de preços do petróleo) provoca o movimento para cima no nível de desemprego, até o ponto B. A completa remoção do choque (ao nível original de preços do petróleo) implica na redução do desemprego de B para C. Ou seja, não há um recuo do desemprego até o nível primitivo, ou considerado natural. O restabelecimento do equilíbrio original do sistema fica comprometido. Um choque adverso de oferta gera um prejuízo em termos de um desemprego maior do que aquele prevalecente.

O restabelecimento do nível de desemprego àquele que precede o choque adverso torna necessário um choque favorável OE de oferta (como uma redução de preços do petróleo). Franz (1990) ressalta que essa analogia entre atração magnética e desemprego produzido por choque de oferta pode não ser muito agradável ou parecer um pouco forçado, “mas as similaridades são óbvias”. O autor ressalta que histerese não significa irreversibilidade, o nível de equilíbrio do desemprego pode ser restaurado por meio da remoção do choque adverso de oferta seguido por um choque favorável<sup>2</sup>.

## 2.2. HISTERESE E O PROBLEMA DO DESEMPREGO

O desemprego se trata de uma das preocupações mais relevantes para a ciência econômica. Quais seriam suas causas? Por que há indivíduos que não conseguem encontrar emprego quando desejosos? Por que a atividade econômica não consegue absorver adequadamente o conjunto de mão de obra disponível? Em outros termos, parece haver um desajustamento entre oferta e demanda no mercado de trabalho na forma de uma oferta de força de trabalho (ou procura por emprego) superior à demanda.

Tradicionalmente, as teorias que tratam do desemprego atribuem às forças de mercado responsabilidade pelos movimentos para cima ou para baixo nos níveis de emprego na economia de um país. Assim, os mecanismos de oferta e demanda seriam os fatores determinantes do nível de equilíbrio do mercado de trabalho. Sob esta interpretação a força de trabalho é considerada como um bem qualquer, sendo o salário a variável de ajuste segundo a qual as forças de oferta e demanda deveriam operar.

---

<sup>2</sup> Um breve tratamento sobre histerese, ergodicidade, irreversibilidade e processos estocásticos pode ser encontrado em Cross (1993).

Um desequilíbrio no mercado de trabalho, na forma, por exemplo, de um aumento da oferta de força de trabalho, tornando-a superior à quantidade demandada pelos empregadores poderia ser corrigida com uma redução no salário real, o que deveria aumentar a capacidade da firma absorver a mão de obra desocupada. Tal redução se daria até o nível suficiente para igualar demanda e oferta por trabalhadores<sup>3</sup>.

Essas teorias se desenvolvem sob três hipóteses fundamentais: homogeneidade da força de trabalho, como se não houvesse diferenças relevantes quanto à qualificação, produtividade ou destreza dos trabalhadores; perfeita mobilidade do fator mão-de-obra, o que significa pensar na ausência de fatores que prejudiquem a livre saída e entrada de trabalhadores no mercado; perfeita substituição, ou seja, não existiriam dificuldades para substituir um trabalhador por outro.

Sob tais hipóteses o desemprego seria consequência de falhas de mercado, ou seja, movimentos na oferta e demanda por mão-de-obra resultariam em flutuações no nível de emprego. Supõe-se o mercado de trabalho como um mercado perfeitamente competitivo, à luz da interpretação novo clássica. Talvez por isto, Romer (2001) caracteriza essa interpretação como uma “teoria Walrasiana” do mercado de trabalho, onde o desemprego naturalmente tenderia a um nível de equilíbrio, atendendo a ajustamentos no nível de salário real.

O desemprego, portanto, deveria recuar à medida que os trabalhadores aceitassem trabalhar por menores salários. Assim, a taxa de desemprego deveria variar em torno de uma média ou deveria haver uma tendência a uma taxa de desemprego natural. Desvios em relação à média seriam consequências de choques exógenos aleatórios que não impediriam o retorno ao nível anterior de desemprego.

Essa idéia coaduna-se com a hipótese de expectativas racionais, segundo a qual erros na difusão de informações levariam à formação de expectativas que responderiam pelos desvios em relação ao equilíbrio, o que deveria ser restabelecido assim que tais expectativas se confirmassem. Entretanto, ao não se observar um retorno aos níveis anteriores pode-se falar em permanência ou histerese do desemprego.

---

<sup>3</sup> Uma discussão interessante sobre histerese e determinação salarial pode ser encontrada em Arestis e Skott (1993).

Edmund Phelps, no ano de 1972, em trabalho que tratou de “Política Inflacionária e Teoria do Desemprego”, é frequentemente citado como o primeiro a fazer referência ao conceito de histerese no contexto da discussão sobre a questão do desemprego. Por sua vez, parece inequívoco na literatura o reconhecimento de que os trabalhos de Blanchard e Summers (1986a, 1986b) deram um salto no debate sobre o fenômeno da histerese aplicado ao problema do desemprego<sup>4</sup>.

Blanchard e Summers (1986a) apontam duas direções de pesquisa acerca do fenômeno da histerese. Ambas encontram arcabouço teórico nos modelos insiders-outsiders. Primeiramente apresenta a idéia segundo a qual não há pressão dos outsiders na determinação salarial, no que denomina de “*pure insider case*”, ou seja, são os trabalhadores já empregados que determinam os salários. No segundo momento propõem uma distinção entre os desempregados de curto prazo e os de longo prazo no intuito de explorar a idéia de que apenas os desempregados de curto prazo exercem alguma pressão sobre os níveis salariais.

Os autores sugerem que o desemprego segue uma trajetória de caminho aleatório com movimentos não antecipados na demanda agregada. Após um choque adverso que reduz o emprego, os trabalhadores que ainda estão empregados não se mostram dispostos a uma redução do salário nominal em benefício de mais empregos. Por sua vez, após um choque favorável que aumenta o emprego, alguns outsiders, agora empregados, não desistirão de aumentos salariais em troca de mais empregos.

### 2.3. O DESEMPREGO NO BRASIL E AS ESTATÍSTICAS UTILIZADAS

Na década de 80 a preocupação das autoridades monetárias era o controle do processo inflacionário, o que foi atingido com a implementação do Plano Real a partir de julho de 1994. Tal plano se alicerçou nas políticas de altas taxas de juros, valorização cambial e equilíbrio fiscal, o que assegurou o controle da inflação, não obstante uma elevação no déficit da balança comercial. Com a inflação sob controle a economia brasileira passa a se deparar com o problema do desemprego.

---

<sup>4</sup> Os artigos de Baldwin (1990), Burda (1990), Jaeger e Parkinson (1990), Roed (1990), que fazem parte da 15ª edição da revista *Empirical Economics* (especial sobre histerese, relações econômicas e o problema do desemprego), são leituras recomendáveis para uma introdução ao debate sobre a histerese.

A década de 90 é marcada por importantes mudanças políticas e econômicas. O processo de abertura da economia, haja vista o aumento da participação das exportações e das importações no Produto Interno Bruto, iniciou uma reestruturação das condições produtivas que afetou o mercado de trabalho. A globalização produziu um ambiente fortemente competitivo e o emprego de novas tecnologias produtivas, poupadoras de mão de obra, que contribuíram para uma diminuição de postos de trabalho.

A abertura comercial, a reestruturação das empresas privadas, a privatização das empresas estatais e a reforma da administração pública provocaram mudanças significativas na atividade econômica. Como consequência verificou-se um aumento das taxas de desemprego com crescente precarização das condições de trabalho e com o recrudescimento da terceirização e da informalidade (trabalho assalariado sem carteira e trabalho por conta própria). Ou seja, o aumento do desemprego foi acompanhado por uma piora na qualidade da ocupação.

A manutenção de altas taxas de juros inibiu o crescimento da atividade produtiva, o câmbio fixado com a moeda valorizada em relação ao dólar de 1995 a 1998 favoreceu o aumento das importações, e a preocupação com o equilíbrio das contas públicas desencorajou importantes investimentos governamentais<sup>5</sup>. O aumento das taxas e da duração do desemprego se revela como consequência destas práticas.

O ambiente econômico internacionalizado, fortemente competitivo, com o real valorizado, exigiu das empresas a elevação dos níveis de produtividade. Tal exigência significou na prática a substituição de mão de obra por tecnologias de produção em diversos setores. Além disso, a manutenção de juros domésticos elevados contribuía para a contração da demanda por mão de obra. Deste cenário econômico resultou o estreitamento das oportunidades de emprego e a elevação da duração média de procura por trabalho, ou seja, o prolongamento da situação de desemprego.

---

<sup>5</sup> A lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000, denominada Lei de Responsabilidade Fiscal, que estabelece limites para os gastos públicos mediante a definição de metas de resultados entre receitas e despesas, evidencia a preocupação do governo FHC com o equilíbrio fiscal.

As taxas de desemprego aberto medidas pelo IBGE nos anos de 1995 a 1999, de 4,7%, 5,4%, 5,7%, 7,6%, 7,5%, revelam um crescimento do desemprego no período pós Plano Real<sup>6</sup>. Esta informação subsidia a opinião de que as políticas praticadas no governo do presidente Fernando Henrique Cardoso contribuíram para uma deterioração do mercado de trabalho com graves conseqüências sociais.

Barros, Camargo e Mendonça (1997) analisam a estrutura do desemprego no Brasil fazendo uma avaliação do impacto do desemprego sobre a pobreza e a desigualdade. Este estudo investiga como variam a incidência e a duração do desemprego e permite avaliar o grau de “turbulência” do mercado de trabalho, ou seja, o volume de choques setoriais a que a economia está sujeita e o grau de “descasamento” entre as habilidades ofertadas e demandadas no mercado de trabalho.

O problema do desemprego no Brasil parece estar muito menos relacionado com a quantidade de postos de trabalho gerados e muito mais com a qualidade desses. Barros, Camargo e Mendonça (1997) exemplificam que uma taxa de desemprego de 5% pode indicar que, a cada mês, 5% da população ficam desempregada por apenas um mês ou que 5% da população encontram-se permanentemente desempregada.

A dinâmica do desemprego no Brasil está muito relacionada com a existência de problemas estruturais. As transformações tecnológicas pelas quais passou a economia brasileira na década de 90 exigiram um elevado nível de qualificação de mão de obra. Quando as exigências do mercado de trabalho não encontram respostas em termos de qualificação da mão de obra disponível caracteriza-se uma situação de desemprego estrutural, o que pode se prolongar. O desemprego estrutural aparece “quando as estruturas da oferta e demanda de mão de obra não se encontram ajustadas” (MENEZES; UCHOA; MAIA, 2005, p. 08).

Nesta dissertação utilizaremos informações sobre o desemprego a partir de dados da Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE, uma pesquisa domiciliar que investiga características da população residente na área urbana de seis regiões metropolitanas: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e Recife. Considera-se que o mercado de trabalho

---

<sup>6</sup> Essas taxas de desemprego referem-se a metodologia antiga usada pela PME-IBGE. A amostra utilizada neste trabalho considera a nova metodologia implantada em setembro de 2001.

metropolitano destas regiões concentra parcela considerável da força de trabalho do país reunindo as atividades econômicas mais dinâmicas e, conseqüentemente, reagem mais rapidamente aos impactos conjunturais.

Conforme relatório do IBGE sobre a transição metodológica<sup>7</sup>, a pesquisa foi implantada em 1980 em caráter experimental e passou por uma reavaliação em meados de 1996 contando com a assistência técnica do Departamento de Estatística da Organização Internacional do Trabalho (OIT). Em setembro de 2001 a pesquisa revisada foi implantada (este primeiro mês em caráter experimental), não obstante, a pesquisa que vinha sendo realizada desde 1982 foi mantida em paralelo até dezembro de 2002, quando então o IBGE divulgou os resultados do período de outubro de 2001 a outubro de 2002 da nova pesquisa.

A nova pesquisa abrange a população de 10 anos de idade na definição da População em Idade Ativa (PIA) alterando o limite inferior para esta população em relação à antiga pesquisa (15 anos de idade). Segundo o relatório do IBGE a taxa de atividade (percentual da População Economicamente Ativa – PEA em relação à PIA) e o nível de ocupação (percentual da População Ocupada – PO em relação à PIA) são diretamente relacionados ao total de pessoas em idade ativa e foram fortemente afetados pela ampliação da população considerada, sofrendo diminuição.

A taxa de desemprego é definida como a razão entre o número de pessoas desempregadas e a população economicamente ativa. A população economicamente ativa, conforme os critérios do IBGE, é a população com 10 anos ou mais de idade que tinha trabalho ou procurou trabalho no período de referência de 30 dias.

Se torna neste momento importante esclarecer que a amostra adotada neste trabalho para verificação empírica, inclusive para a estimação dos modelos ARFIMA, considera o período de janeiro de 2002 a setembro de 2006, portanto, os resultados estatísticos não são afetados por vicissitudes de natureza metodológica.

---

<sup>7</sup> Disponível em [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br).

No capítulo seguinte serão apresentados brevemente os modelos que buscam explicação teórica para o fenômeno da histerese do desemprego. Estamos interessados nas causas que, potencialmente, sustentam a hipótese de permanência dos efeitos de inovações inesperadas sobre a taxa de desemprego sem, entretanto, importar a forma particular pela qual possam ser modeladas tais causas.

### 3. TEORIAS DA HISTERESE DO DESEMPREGO

#### 3.1. TEORIA DO CAPITAL FÍSICO

A teoria do capital físico é considerada como um dos mecanismos que, além do modelo insider-outsider e da teoria do capital humano, poderiam ser utilizados para explicar por que choques que causam desemprego em um determinado período podem apresentar efeitos de longo prazo, gerando um desemprego caracterizado pela presença do fenômeno da histerese.

“A hipótese do capital físico simplesmente sustenta que reduções no estoque de capital, associadas com o emprego reduzido que acompanha choques adversos, reduz a demanda por trabalho e então causa um desemprego persistente” (BLANCHARD; SUMMERS, 1986b, p. 13). Contudo, estes mesmos autores manifestam-se céticos sobre os argumentos sustentados por esta teoria, ressaltando ser difícil apoiar com exemplos históricos a importância dos efeitos da reduzida acumulação de capital sobre o nível de desemprego.

Neudorfer, Pichelmann e Wagner (1990) sustentam que a teoria do capital físico é uma das explicações para a histerese do desemprego. Se a deterioração das expectativas da demanda e movimentos adversos na lucratividade conduzirem a uma redução na formação de capital, o resultado pode ser um desemprego elevado por um duradouro período de tempo.

Havendo apenas possibilidades limitadas para variações de curto prazo na relação capital-trabalho, a existência de estoque de capital pode significar uma barreira ao aumento dos níveis de emprego. À luz da interpretação sugerida pela teoria do capital físico a literatura sugere que “um alto investimento é uma pré-condição necessária para estimular as condições do mercado de trabalho” (NEUDORFER; PICHELMANN; WAGNER, 1990, p. 221).

Segundo Roed (1997) há basicamente dois mecanismos de persistência envolvidos na abordagem da formação do capital como causa de histerese do desemprego. A primeira delas se refere à redução da capacidade de utilização abaixo daquela dada pelas estratégias definidas dentro de uma estrutura de mercado oligopolístico. “Apenas mediante um lento

processo de acumulação de capital pode o nível de equilíbrio da taxa de desemprego original ser restabelecido” (ROED, 1997, p. 403).

O segundo mecanismo dá relevância ao tipo de estratégia de investimento ao invés do nível no qual se encontra. Argumenta-se que durante recessões os investimentos são orientados para reduções de custos (como tecnologias menos intensivas em trabalho) ao invés de aumento da capacidade. Em períodos de crescimentos, entretanto, o aumento da capacidade torna-se prioridade de investimentos.

### 3.2. TEORIA DO CAPITAL HUMANO

Esta teoria sustenta, como argumento essencial, que a habilidade ou a capacidade de executar determinada atividade do trabalhador, vai diminuindo à medida que se prolonga a sua condição como desempregado. Quanto maior a duração média do desemprego maior a perda em capital humano e menos provável se torna que uma pessoa desempregada possa sair dessa condição. Ou seja, a deterioração do capital humano depende da duração do desemprego.

A importância da teoria do capital humano como mecanismo para explicar como choques adversos temporários podem ter efeito de longo prazo sobre o desemprego é destacada por Blanchard e Summers (1986b). “Aqueles trabalhadores que estão desempregados perdem a oportunidade de manter e atualizar suas habilidades para o trabalho” (BLANCHARD; SUMMERS, 1986b, p. 14). Para estes autores, entretanto, esta teoria é insatisfatória para explicar completamente o prolongamento dos efeitos dos choques temporários.

O capital humano é um dos mecanismos mediante o qual altos níveis de desemprego pretéritos podem afetar as condições de equilíbrio do mercado de trabalho atual. Pressupõe-se que o trabalhador com recente experiência no mercado de trabalho é preferível para os empregadores, tendo por isto mais oportunidades do que aqueles sem experiência recente. “Se a taxa de desemprego tem sido elevada no passado próximo, uma alta proporção de desempregados podem estar sofrendo um processo de erosão de habilidades, tornando cada vez menos empregáveis, aumentando a NAIRU” (ROBERTS; MORIN, 1999, p. 01).

Menezes e Dedecca (2006) ressaltam a importância da duração do desemprego como indicador do nível e da qualidade de funcionamento do mercado de trabalho, apontando para diversas causalidades. A primeira delas se refere à própria extensão dessa duração ou dessa condição como desempregado. Indicando também a flutuação econômica como uma causa, estes autores explicam que em períodos de desaceleração econômica pessoas já há muito tempo desempregadas, pessimistas em relação ao mercado de trabalho, tornam-se mais facilmente desencorajadas a procurar uma ocupação.

Uma terceira causa também mencionada se refere às dificuldades encontradas na continuidade pela busca de um trabalho condizente com suas habilidades individuais. Tendo em vista as necessidades imediatas de sobrevivência, o trabalhador acaba se ocupando de atividades distintas daquelas associadas à sua qualificação, o que vai se deteriorando à medida que o tempo passa.

Para Moller (1990) a depreciação do capital humano causada pela duração do desemprego pode ser responsável pelo fenômeno da histerese do desemprego. “Se o capital humano se deteriora durante os períodos de desemprego, histerese ocorre em reação a choques de demanda por trabalho porque a estrutura do desemprego é afetada” (MOLLER, 1990, p. 206). Os aspectos relacionados ao capital humano para explicar por que choques que causam desemprego devem ter efeitos de longo prazo, embora tenha atraído muito pouco interesse teórico, segundo este autor, “são igualmente importantes”.

### 3.3. O MODELO INSIDERS-OUTSIDERS

Lindbeck e Snower (2001) apresentaram a teoria insider-outsider como o exame do comportamento econômico dos agentes no mercado sendo que alguns participantes se encontrariam em posições privilegiadas, denominados de insiders, em relação a outros, os outsiders. Este modelo dá grande ênfase à união dos trabalhadores em sindicatos como mecanismo de obtenção de poder de mercado.

Estes autores propuseram inicialmente um modelo apoiado em quatro hipóteses básicas: face aos custos associados ao trabalho as firmas não poderiam livremente admitir empregados; Os

insiders detêm algum poder de mercado; após algum período de relacionamento com a firma os denominados “entrantes” se tornariam insiders<sup>8</sup> com os mesmos custos associados e em condições de negociar seus salários, ou seja, com poder de mercado; As decisões de emprego pertencem unilateralmente às firmas.

Romer (2001) define que a firma é composta de dois grupos de trabalhadores potenciais: os insiders, trabalhadores que têm alguma ligação com a firma, detêm poder de barganha e cujos interesses estão dispostos em contrato; e os outsiders, trabalhadores que não têm ligação inicial com a firma mas que podem se tornar empregados, ou que são admissíveis após um contrato.

O argumento explorado por este modelo para o desemprego assenta-se na rigidez encontrada nas negociações salariais. Por trás deste raciocínio fundamentam-se suposições acerca da capacidade dos trabalhadores empregados (insiders) determinar os níveis de salários nominais e com isto influenciar nas decisões da firma quanto ao nível de emprego<sup>9</sup>.

Os efeitos negativos decorrentes da presença de “fatores insiders” estão relacionados à organização dos trabalhadores em sindicatos, aos custos associados à rotatividade da mão de obra tais como custos com seleção e treinamento (investimento em habilidades específicas), preocupações por parte da firma com a manutenção de uma força de trabalho estável, despesas com indenizações trabalhistas, a cooperação entre os insiders e a hostilidade com relação aos trabalhadores que oferecem mão de obra por salários menores, e ainda, aos efeitos sobre a produtividade por causa do desconhecimento das rotinas da firma.

Dessa forma, os trabalhadores desempregados, ainda que exerçam alguma influencia sobre a fixação dos salários, não têm condições de competir “de igual para igual” com os trabalhadores em exercício. Com isso abandona-se a hipótese (abstrata) de homogeneidade da força de trabalho.

---

<sup>8</sup> Na forma abordada por Lindbeck e Snower (2001, p. 167), “quando outsiders desempregados são contratados eles se tornam entrantes, e se os entrantes permanecem na firma eles eventualmente tornam-se insiders”.

<sup>9</sup> Carneiro (1997) traz evidências empíricas sobre a importância de “fatores insiders” na determinação de salários em diferentes países. Id. (1999) aponta evidências para o Brasil.

O poder de barganha dos insiders toma forma quando estes exercem pressão sob a determinação dos contratos salariais, fixando-os acima do correspondente às condições ideais de mercado (perfeitamente competitivo). Este salário será fixado no nível tal que para as firmas é mais interessante evitar custos decorrentes da rotatividade de mão de obra, o qual, conforme sugere a literatura, deverá ser superior ao que seria obtido em condições competitivas de mercado.

Romer (2001), a partir da função lucro e da função utilidade dos insiders define o problema da firma, o que leva à conclusão, com base no uso da lógica matemática, que os outsiders, “trabalhadores relevantes para as decisões de emprego marginal”, não estão envolvidos no processo de barganha salarial. Assim, os insiders e a firma maximizam conjuntamente seus benefícios.

As implicações derivadas da teoria do conflito entre insiders e outsiders se revelam por meio de uma demanda menor por trabalhadores. O resultado disto é uma menor capacidade de emprego que pode se prolongar no tempo gerando um desemprego involuntário permanente ou o fenômeno da histerese do desemprego.

### 3.4. O MODELO DE SALÁRIO-EFICIÊNCIA

Enquanto que o modelo insiders-outsiders, estudado na seção anterior, considera como fator determinante da rigidez salarial os custos associados à rotatividade da mão de obra decorrentes da capacidade dos insiders influenciar nas decisões da firma quanto ao nível de salário, o modelo de salário-eficiência pressupõe a opção, por parte da firma, de pagar um diferencial de salário para garantir uma força de trabalho estável com ganhos de produtividade.

A idéia que sustenta esta teoria é a de que a produtividade é uma função crescente do salário real, assim, pagando-se bons salários ou um salário de eficiência (*efficiency wages*) a firma minimizaria custos associados à rotatividade da mão-de-obra garantindo uma força de trabalho estável (sem medo de ser demitido ou sofrer redução salarial), o que se refletiria em lucros maiores.

A existência de desemprego involuntário, segundo postula este modelo, é explicada como sendo o resultado de uma atitude defensiva por parte das firmas tendo em vista a retenção da mão-de-obra já treinada e experiente. A estratégia da firma consiste no pagamento de um salário acima daquele pago pelo mercado de tal forma que seus trabalhadores por um lado não se sintam atraídos pelo salário oferecido por outra firma qualquer, e por outro lado dediquem maior esforço ao trabalho.

Esta política de pagamento de salário apresenta como resultado o emprego de um menor número de trabalhadores do que aquele que poderia ser verificado em condições competitivas de mercado. Romer (2001) descreve quatro importantes razões para justificar o pagamento de um salário maior do que o salário de equilíbrio de mercado. A primeira delas se refere ao aumento da qualidade do consumo alimentar, o que poderia contribuir para uma melhor produtividade.

Em segundo lugar, um maior salário pode incrementar o esforço dos trabalhadores em situações onde a firma não pode monitorá-los perfeitamente. Admitindo-se a punição como forma de estímulo o trabalhador pode se sentir ameaçado pela possibilidade de ser demitido, desestimulando o maior esforço. Entretanto, o modelo geral de salário-eficiência considera que o incentivo ao invés da punição pode levar o trabalhador a escolher exercer um trabalho mais eficiente.

Uma terceira potencial razão para o pagamento de um salário eficiência envolve a possibilidade de provocar o interesse ou a migração de trabalhadores de outras firmas, de elevada habilidade, aumentando a qualidade média dos trabalhadores contratados. Finalmente, um melhor salário pode incentivar um maior esforço por meio da satisfação provocada por um melhor relacionamento entre os trabalhadores, levando a uma cooperação entre eles ao invés de um sentimento de conflito e revanche.

### 3.5. PROBLEMAS ESTRUTURAIS DO MERCADO DE TRABALHO

Conforme Lindbeck (1999), o desemprego estrutural pode ser analisado em termos do conceito de desemprego de equilíbrio. Associando o conceito de desemprego estrutural à

definição de taxa natural de desemprego propõe-se que, aparentemente, este conceito de desemprego de equilíbrio envolve tanto o desemprego estrutural quanto o desemprego friccional. Para este autor é razoável expandir a noção de desemprego estrutural para incluir a idéia de persistência do desemprego.

Para Duarte e Andrade (2000), o desemprego estrutural se caracteriza quando há procura por mão de obra com qualidades específicas ao mesmo tempo em que há pessoas a procura por emprego mas não atendem a tais exigências. Dessa forma, há um desencontro entre oferta e demanda por mão de obra do que resulta algum desemprego.

O desemprego friccional significa que “há empregos que deixam de existir, há um fluxo permanente de entrada e saída de indivíduos na população ativa” (DUARTE; ANDRADE, 2000, p. 5). Ainda que se suponha igual número de ofertantes e demandantes, a acomodação destes requer algum tempo entre o qual registra-se desemprego.

Sendo o mercado de trabalho imperfeito (não existe um leiloeiro walrasiano para ajustá-lo) existiriam simultaneamente uma fração desempregada da população economicamente ativa e uma mesma quantidade de vagas oferecidas pelas empresas. No mercado de trabalho existem, continuamente, pessoas a procura de emprego seja porque foram demitidos ou porque procuram um trabalho melhor, por outro lado, algumas firmas estão expandindo empregos e outras reduzindo ou mesmo encerrando suas atividades.

Isto implica na existência de algum desemprego, ou seja, não há no mercado de trabalho completa ausência de desemprego. Duarte e Andrade (2000) ressaltam que pleno-emprego não significa ausência de desemprego, dessa forma associam ao conceito de pleno-emprego o desemprego friccional e o desemprego estrutural. O primeiro associa-se à rotação do trabalho enquanto o segundo decorre da inadequação entre oferta e demanda por mão de obra.

Semelhante interpretação pode ser encontrada em Menezes, Uchoa e Maia (2005, p. 08):

A persistência de uma situação de desemprego estrutural pode gerar o fenômeno da histerese do desemprego na medida em que muitos

desempregados, em decorrência do prolongamento dessa situação, podem enfrentar dificuldades cada vez mais significativas para alcançar uma colocação no mercado de trabalho na condição de empregados.

### 3.6. CONSEQÜÊNCIAS PSICOLÓGICAS DO DESEMPREGO

As conseqüências psicológicas decorrentes da exposição dos indivíduos a múltiplos períodos curtos ou a um período longo de duração do desemprego podem ser consideradas como uma explicação para o fenômeno da histerese do desemprego. Esta teoria se apóia em estudos de psicologia social que consideram os impactos do desemprego sobre a performance cognitiva, motivações, percepções e o estado de bem estar emocional (*emotional well-being*) dos indivíduos.

Segundo Darity e Golsmith (1993), alguns estudos de psicologia social oferecem evidências de que o desemprego pode provocar o descontrole emocional podendo se manifestar por meio de forte ansiedade, depressão, hostilidade e paranóia. Argumenta-se que a experiência do desemprego afeta significativamente o comportamento do indivíduo levando-o a um sentimento de infelicidade e pessimismo em relação ao futuro.

O esforço aplicado à solução de problemas pode se tornar menos persistente à medida que a duração do desemprego aumenta. Distúrbios emocionais provocados por esses efeitos adversos podem prejudicar a motivação para procurar um novo emprego. À proporção que o desânimo se estende, a intensidade ou a performance na busca por uma recolocação no mercado de trabalho diminui podendo fazer com que a situação de desemprego persista.

Esse sentimento de infelicidade e pessimismo pode gerar interferências na capacidade de percepção, comprometendo o quão rapidamente ou eficientemente o indivíduo age ou reage a algum estímulo. Podem-se então registrar efeitos adversos sobre a capacidade de iniciativa, o nível de aprendizado e de produtividade. “Um declínio na produtividade pessoal acompanhado por uma diminuição na capacidade para adquirir novas habilidades e motivação são fatores que contribuem para um desemprego persistente e, portanto, para a histerese” (DARITY; GOLSMITH, 1993, p. 60).

Roberts e Morin (1999) sugerem que o “estigma social”, decorrente de um prolongado período de altas taxas de desemprego, pode ser considerado uma outra razão para explicar como a experiência de desemprego passado pode ter efeitos sobre o equilíbrio do mercado de trabalho. “Se seus vizinhos têm trabalho você pode sentir um maior pressão social para encontrar um trabalho do que quando estão desempregados” (ROBERTS; MORIN, 1999, p. 01).

## 4. A TAXA DE DESEMPREGO DE EQUILÍBRIO E O FENÔMENO DA HISTERESE

### 4.1. DEFININDO A TAXA DE DESEMPREGO DE EQUILÍBRIO (NATURAL)

A taxa de desemprego de equilíbrio é um conceito desenvolvido por Milton Friedman e Edmund Phelps conforme indicam Blanchard e Katz (1997). Por este conceito, a relação que define a taxa de desemprego deve apresentar um comportamento que se caracteriza por uma tendência a uma taxa média ou a uma “taxa natural de desemprego”.

A Curva de Phillips representa a idéia de que o preço pago pela estabilização da inflação são taxas de desemprego mais elevadas. A tendência dessas taxas de desemprego a um nível médio ou natural consistente com inflação estável implica na existência de uma taxa de desemprego de equilíbrio, muitas vezes representada na literatura pela NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) ou taxa de desemprego que não acelera a inflação.

De acordo com Simonsen (1983), Friedman e Phelps desenvolveram este conceito ao destacarem que a relação de Phillips teria deixado de considerar a importância das expectativas inflacionárias sobre o reajustamento dos salários nominais. Dessa forma, a relação não seria entre desemprego e inflação conforme sugere a Curva de Phillips, e sim entre desemprego e inflação acima das expectativas<sup>10</sup>. Como no longo prazo tais expectativas tenderiam a se realizar haveria uma tendência natural a uma taxa de desemprego de equilíbrio.

A tendência natural a uma taxa de desemprego de equilíbrio decorreria do pressuposto de que erros sistemáticos na previsão da inflação, o que parte da observação das taxas de inflação passadas, deveriam se dissipar no longo prazo. Neste sentido, erros expectativas gerados por imperfeições no sistema de informações ou por incertezas e assimetrias informacionais responderiam por um nível de desemprego acima ou abaixo daquele no qual a inflação

---

<sup>10</sup> Assim Friedman e Phelps desenvolveram a versão aceleracionista da Curva de Phillips segundo a qual a taxa esperada de inflação é uma função linear das taxas de inflação passadas.

esperada seja igual à inflação efetiva, o que deveria se restabelecer tão logo as expectativas se confirmassem<sup>11</sup>.

Na visão de Ball e Mankiw (2002, p. 01), o conceito de NAIRU é “aproximadamente um sinônimo” para taxa natural de desemprego. Para estes autores, Friedman não usou o referido termo mas a idéia estaria implícita em suas análises. Neste sentido, a taxa de desemprego de equilíbrio poderia ser caracterizada como aquela que não acelera a inflação (NAIRU) ou taxa de desemprego consistente com aceleração nula dos preços.

Para Portugal e Madalozzo (1998), quando nos referimos a uma Curva de Phillips linear os conceitos de NAIRU e taxa natural de desemprego “têm o mesmo significado”. Os autores destacam a importância de situar o desemprego de equilíbrio e sua utilidade como indicador para uma correta condução da política econômica. Uma avaliação do comportamento das taxas de desemprego deve levar em consideração uma suposta taxa de equilíbrio.

Por conseguinte:

Se a taxa de desemprego ultrapassar significativamente a NAIRU, então o grande problema do mercado de trabalho refere-se à falta de empregos. Se o desemprego for considerado em nível semelhante ao da NAIRU, então o foco da discussão deve voltar-se para a melhoria da qualidade do emprego ofertado e nas condições de trabalho da mão-de-obra. (PORTUGAL; MADALOZZO, 1998, p. 02).

Phelps e Zoega (1998) testam a hipótese de histerese a partir da representação do desemprego como uma função de sua taxa natural e de seus valores defasados, além dos termos de erros que medem os choques transitórios. Usando um modelo denominado de *Markov Switching* (MSR) e outro teste chamado de *Bootstrap* os autores concluíram pela rejeição da hipótese nula de raiz unitária para a maioria dos países analisados.

#### 4.2. AS FORMAS DE HISTERESE DO DESEMPREGO

---

<sup>11</sup> Por trás deste pressuposto está a hipótese das expectativas racionais dos agentes. Ver Simonsen (1983).

Na literatura é comum a definição do fenômeno da histerese por meio de duas acepções. A primeira está associada à hipótese de efeitos permanentes de choques adversos sobre a taxa de desemprego de equilíbrio, denominada simplesmente de histerese, podendo ser conhecida também como “histerese forte” ou mesmo “histerese pura”, correspondente à hipótese de existência de raiz unitária nas séries das taxas de desemprego.

Uma segunda acepção refere-se à hipótese de estacionariedade das séries, segundo a qual os efeitos de inovações não antecipadas sobre a taxa de desemprego são prolongados, mas transitórios, sugerindo o restabelecimento da trajetória de equilíbrio no longo prazo, chamada algumas vezes de “histerese fraca” ou “histerese com efeitos parciais”, condizente com a teoria da taxa natural de desemprego ou NAIRU. Não raro alguns estudos parecem usar o termo “histerese” e “persistência” sem uma clara distinção entre eles.

Em seus estudos pioneiros, Blanchard e Summers (1986b, p. 64, nota final 1) definiram que:

formalmente, é dito que um sistema dinâmico exibe histerese se há pelo menos um autovalor igual a zero (unitário, se especificado em tempo discreto). Em tal caso, o estado de equilíbrio do sistema dependerá da história dos choques que afetam tal sistema. Portanto, poderíamos dizer que o desemprego exibe histerese quando o desemprego corrente depende dos valores passados com coeficientes somando a unidade. Por outro lado, usaremos “histerese” para fazer referência ao caso onde o grau de dependência do passado é muito alto, quando a soma dos coeficientes é muito próxima, mas não necessariamente igual a unidade.

Blanchard e Katz (1997, p. 30, nota final 16), por sua vez, afirmam que “a palavra histerese deveria ser usada apenas para denotar o caso no qual a taxa natural é dependente da história tal que o processo de séries temporais para a taxa de desemprego contém uma raiz unitária.” Acrescentam ainda que se referir a efeitos de longo prazo ao invés de efeitos permanentes da história do desemprego atual sobre a taxa natural é um “abuso de linguagem”.

Roberts e Morin (1999) ressaltam que os efeitos da histerese sobre a NAIRU podem ser “temporários” ou “permanentes”. Estes autores encontraram evidências de que a taxa de desemprego dos Estados Unidos (EUA) tende a retornar ao seu nível médio de longo prazo

afastando a possibilidade de histerese permanente, acrescentando ainda ser “possível haver um importante grau de histerese temporária” (ROBERTS; MORIN, 1999., p. 03)<sup>12</sup>.

León-Ledesma (2000) afirma que a existência de histerese não se pode confundir com persistência. A hipótese de histerese se refere a efeitos permanentes sobre o nível de desemprego, caracterizado pela presença de raiz unitária na série. “Persistência é um caso especial da hipótese da taxa natural no qual o desemprego é um processo próximo de raiz unitária” (LEÓN-LEDESMA, 2000, p. 01). A persistência significa que o desemprego tende para o nível de equilíbrio ainda que a velocidade de ajustamento seja lenta<sup>13</sup>.

A especificação da histerese como um processo de raiz unitária em um sistema dinâmico linear, de forma que a taxa de desemprego é uma função linear de seus valores passados, encontra controvérsias em parte da literatura. Assim, conforme Roed (1997, p. 408), “a histerese modelada como um processo de raiz unitária não poderia ser interpretada como uma descrição real de qualquer processo estável gerador dos dados, mas como uma aproximação linear local de algum processo complicado e provavelmente não-linear globalmente”.

“Histerese é um sistema cujo comportamento tem uma característica geral de não linearidade” DAVIDSON (1993, p. 315). Dessa forma, a histerese está associada com sistemas de memória permanente (não local) sem uma definição de quão longa é esta memória em termos de calendário, ao invés de estar associada com sistemas lineares de caminho aleatório.

Cross (1991) apud. Davidson (1993) enfatiza que a não-linearidade é um aspecto “chave” da histerese. Algumas contribuições, portanto, propõem a histerese como um fenômeno não-linear associada com a possível existência de múltiplos equilíbrios ou de um número limitado de distintos equilíbrios estáveis.

As proposições assumidas no que diz respeito às formas mediante as quais o fenômeno da histerese pode ser representado condicionam a sua capacidade de explicação para a

---

<sup>12</sup> Conforme Roberts e Morin (1999, p. 15) os resultados sugerem que não há uma raiz unitária na taxa de desemprego dos EUA. Por outro lado, quando realizados testes que propõem a estacionariedade como hipótese nula não foi possível rejeitá-la.

<sup>13</sup> Os estudos não permitiram rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para a maioria dos países europeus, entretanto, apontaram resultados ambíguos para os EUA.

permanência ou para a persistência dos efeitos de desvios sobre a trajetória de equilíbrio do desemprego<sup>14</sup>. Apesar da representação não-linear ou na forma de uma aproximação linear não parece haver ainda uma conclusão sobre a especificação funcional deste fenômeno, tratando-se mais de uma questão de literatura teórica e metodologia aplicada (ou curiosidade acadêmica).

#### 4.3. CURVA DE PHILLIPS E HISTERESE

A hipótese de histerese da taxa de equilíbrio implica na instabilidade da dinâmica do desemprego. Assim, a presença de histerese refuta a idéia de que há uma tendência estável de retorno da taxa de desemprego ao seu nível original, sugerindo o não restabelecimento do nível de desemprego àquele que precede o choque adverso.

Se, em períodos de crescimento, quando a demanda por trabalho cresce, as firmas se mostram reticentes a empregar, e por outro lado, em períodos de recessão, quando a demanda por trabalho cai, o emprego se mantém alto ou acima das condições ideais, esse mecanismo sugere um comportamento inercial à dinâmica do desemprego de modo que o nível de desemprego corrente depende positivamente do nível de desemprego passado. Por causa dessa inércia os efeitos adversos sobre o desemprego tendem a ser permanentes contestando-se a pressuposição de que os desvios da taxa natural deveriam se dissipar no longo prazo.

Uma forma usual de expressar como a NAIRU é afetada pela taxa de desemprego do período anterior pode ser feita através da seguinte equação:

$$U^*_\tau = \lambda U_{\tau-1} + (1 - \lambda) U^*_{\tau-1} \quad ( ) \text{ T}\phi / \Phi$$

onde  $\tau$  denota o tempo e  $\tau = 1, 2, 3, \dots$ ,  $U^*_\tau$  é o nível corrente da taxa de desemprego consistente com inflação estável (a NAIRU),  $U_{\tau-1}$  é a taxa de desemprego defasada em um período,  $\lambda$  pode ser chamado de “coeficiente de persistência”, e  $U^*_{\tau-1}$  é a NAIRU do período

<sup>14</sup> Uma leitura interessante sobre histerese, distinção entre permanência e persistência, incluindo uma discussão sobre modelos não lineares, são os artigos de Katzner (1993), Setterfield (1993) e também Dobbie (19\_?).

anterior. Se  $\lambda = 1$ , então a NAIRU é uma função do desemprego passado. Caso  $\lambda < 1$ , então os efeitos recentes das condições do mercado de trabalho sobre a NAIRU são temporários, o que implica na estabilidade do comportamento das séries do desemprego ou que a NAIRU tende a se ajustar à trajetória de equilíbrio de longo prazo, que pode ser denotada por  $U^*_{\tau-1}$ <sup>15</sup>.

Conforme Blanchard e Katz (1997, p. 16), a taxa natural de desemprego é “tipicamente interpretada como a taxa de desemprego consistente com inflação constante (aceleração nula dos preços) na relação de Phillips”. Segundo Ball (1996, p. 3), “o conceito de NAIRU é baseado na Curva de Phillips Aceleracionista”. As implicações da histerese sobre a Curva de Phillips podem ser desenvolvidas a partir da seguinte representação empírica<sup>16</sup>:

$$\Delta P_{\tau} = \pi \Delta P_{\tau-1} + \alpha$$

$$\Delta P_{\tau} = \pi \Delta P_{\tau-1} - \alpha U_{\tau} + \alpha (\lambda U_{\tau-1} + \xi_{\tau} + \mu_{\tau}) \quad (4)$$

A histerese do desemprego refere-se à não verificação da relação indicada pela Curva de Phillips padrão. Se há histerese da taxa de desemprego então o desemprego do período anterior aparece na Curva de Phillips, contudo com sinal positivo, o oposto do desemprego contemporâneo. Numa situação de estabilidade da inflação a taxa de desemprego de equilíbrio é igual à taxa de desemprego efetivo do período anterior. Ou seja:

$$U_{\tau} = \lambda U_{\tau-1} + \xi_{\tau} + \mu_{\tau} \quad (5)$$

Sendo  $\xi = X/\alpha$  e  $\mu = \varepsilon/\alpha$ . Se desenvolvermos esta equação (4) por recorrência veremos que os efeitos das inovações inesperadas sobre a taxa de desemprego, representadas por  $\mu_{\tau}$ , são cumulativos. Assim, procura-se explicação para o desemprego na própria trajetória da taxa de desemprego ou *path-dependent*. Desenvolvendo, então, após manipulações algébricas<sup>19</sup>:

$$U_{\tau} = (\lambda^{\tau} U_0 + (1 - \lambda) \sum_{i=0}^{\tau-1} \lambda^i U_{\tau-i-1} + \sum_{i=0}^{\tau-1} \lambda^i \xi_{\tau-i} + \sum_{i=0}^{\tau-1} \lambda^i \mu_{\tau-i}) \quad (5)$$

Na equação (5), para  $\lambda$  igual a 1, a taxa de desemprego de equilíbrio depende das condições iniciais do desemprego,  $U_0$ , e dos choques aleatórios exógenos, que são cumulativos. Neste sentido os efeitos das inovações não antecipadas (choques de oferta ou demanda) são permanentes, ou seja, não há uma tendência de retorno a uma taxa de equilíbrio. Movimentos inesperados na oferta ou demanda respondem por desvios do desemprego atual da sua trajetória de equilíbrio. Este é o mecanismo que está por trás da não verificação de uma tendência de retorno a um nível de equilíbrio.

Para  $\lambda$  entre 0 e 1, os efeitos das inovações inesperadas, representadas por  $\mu_{\tau}$ , tendem a se dissipar no longo prazo, o que ocorre tanto mais rápido quanto mais próximo estiver de 0.

<sup>19</sup> Ver apêndice N.

Esta definição corresponde à hipótese de estacionariedade da série de desemprego, o que encontra explicação na concepção da histerese com efeitos parciais, ou de curto prazo, ou histerese fraca, segundo a qual os efeitos cumulativos persistem mas no longo prazo retornam ao seu nível natural, em conformidade com a teoria da taxa natural de desemprego. Quanto mais próximo estiver de 1 mais lentamente ocorre o ajustamento ao equilíbrio.

Segundo a hipótese da NAIRU choques não antecipados na demanda agregada têm efeitos temporários sobre o desemprego. Se a taxa natural se ajusta por meio de um mecanismo adaptativo às taxas de desemprego do período anterior qualquer redução na taxa de desemprego se revelará estável. Havendo persistência, mas não histerese, os mecanismos de ajustamento eventualmente deverão reconduzir o desemprego a um nível de equilíbrio de longo prazo.

Conforme Stanley (2004) se a taxa de desemprego tem uma raiz unitária não há uma tendência de retorno a qualquer ponto de referência anterior. “Histerese, definido como um processo de raiz unitária, torna a hipótese de taxa natural de desemprego falseável” (STANLEY, 2004, p. 591). Com histerese não há uma trajetória de equilíbrio única em torno do qual o nível de desemprego está se movendo.

Admitida a presença de raiz unitária na série temporal que caracteriza o comportamento do desemprego no Brasil pode-se refutar a hipótese de estabilidade da taxa de desemprego em torno de uma média e, por sua vez, corroborar as predileções propostas pela teoria econômica associadas à idéia de histerese da taxa de desemprego<sup>20</sup>.

---

<sup>20</sup> Uma contribuição relevante sobre testes de raiz unitária e representação linear no contexto da discussão sobre permanência ou persistência de inovações sobre séries temporais se deve a Cochrane (1988).

## 5. MODELO ECONOMETRICO E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

### 5.1. AVALIAÇÃO DA PRESENÇA DE RAIZ UNITÁRIA

Nelson e Plosser (1982) podem ser considerados precursores do debate acerca das propriedades dinâmicas de séries temporais macroeconômicas. Usando técnicas estatísticas desenvolvidas por Dickey e Fuller os autores concluíram que choques correntes têm efeitos permanentes sobre o comportamento de longo prazo de variáveis macroeconômicas.

Segundo Zivot e Andrews (1992), os achados de Nelson e Plosser foram contestados mais tarde por Pierre Perron em trabalho publicado em 1989, o qual propôs tratar os anos da grande depressão e a primeira crise do petróleo como choques exógenos (eventos externos que influenciam a economia doméstica) que revelam pontos de mudança estrutural na economia. Desta forma, removendo-se as observações correspondentes aos anos de 1929 e 1973 poder-se-ia concluir pela estacionariedade de 11 das 14 séries analisadas por Nelson e Plosser.

Para analisar as propriedades estatísticas da série e examinar a relevância empírica das predileções sugeridas pela teoria da histerese do desemprego procedemos inicialmente aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller (ADF), KPSS (inicial dos seus autores: Kwiatkowski, Denis; Phillips, P. C. B.; Schmidt, Peter; Shin, Yongcheol) e Phillips-Perron (PP) sobre a série da taxa de desemprego agregada<sup>21</sup>, medida pela PME-IBGE, para o período de janeiro de 2002 a setembro de 2006 ( $T = 57$ ).

Estes testes são aplicados sobre a regressão especificada, incluindo intercepto com e sem a presença de uma tendência, baseando-se na hipótese nula de raiz unitária, ou seja,  $\lambda = 1$ , contra a alternativa definida de tal forma que  $|\lambda| < 1$ , para os testes do tipo ADF e PP; e baseando-se na hipótese nula de estacionariedade contra a hipótese alternativa de não estacionariedade para o teste tipo KPSS.

---

<sup>21</sup> Ver gráfico I (apêndice L).

Como não conhecemos o verdadeiro processo gerador dos dados, problemas relacionados à estimativa eficiente de  $\lambda$  e seu desvio padrão, causados pela auto-correlação dos resíduos, podem ser corrigidos pela escolha do número apropriado de defasagens da variável dependente, ou seja, do número de termos auto-regressivos incluídos na equação a ser estimada. A ordem de defasagem foi escolhida com base no Critério de Informação de Akaike<sup>22</sup> (AIC).

Os resultados dos testes ADF são apresentados na tabela 1 (Equação estimada por Mínimos Quadrados Ordinários) e nos Quadros 1 (Método: AIC – Incluindo Intercepto) e 2 (Método: AIC – Incluindo Intercepto + Tendência). A série foi analisada com transformação logarítmica e sugere que não há tendência temporal determinista, mas sim característica de tendência estocástica no processo gerador dos dados.

Os resultados dos testes KPSS (hipótese nula de estacionariedade) demonstrados na tabela 2, quando considerados níveis de significância de 5%, sugerem a rejeição da hipótese de estacionariedade a defasagens menor ou igual a 09, com intercepto, e ainda, a defasagens menor ou igual a 03, com intercepto e incluindo tendência. Entretanto, sob o mesmo número de defasagens utilizado para os testes ADF, lag = 12, conclui-se que a série é estacionária.

Phillips e Perron (1987) sugerem um outro procedimento de teste para detectar a presença de raiz unitária em modelos de séries temporais, também conhecido como PP, que pode ser considerado uma alternativa aos testes Dickey-Fuller. Os resultados dos testes PP são apresentados na tabela 3 e reforçam as evidências apontadas pelos testes ADF.

Estes testes, entretanto, são altamente sensíveis à presença de quebra estrutural de modo a não rejeitar a hipótese nula quando ela de fato não existe. O exame visual do gráfico 1 (apêndice L) sugere uma mudança de nível do processo ou no comportamento regular da série (ou seja, uma quebra estrutural que induz a uma queda na média). Conforme Enders (2004, p. 200)

---

<sup>22</sup> Segundo Enders (2004, p. 70), o critério de Schwartz (SBC) é consistente assintoticamente apresentando propriedades superiores em grandes amostras, contudo, em pequenas amostras, o critério de Akaike pode trabalhar melhor. “Na prática, o SBC seleciona um modelo mais parcimonioso do que o AIC” (ENDERS, 2004, p. 193). Greene (2003, p. 160) observa que ambos os critérios (SBC e AIC) têm suas virtudes, sendo que nenhum tem uma óbvia vantagem sobre o outro. Em amostras muito grandes com erros normalmente distribuídos os dois métodos deverão selecionar a mesma defasagem.

“quando há quebra estrutural, os vários testes do tipo Dickey-Fuller e Phillips-Perron têm estatísticas enviesadas em torno da não rejeição de uma raiz unitária.”

A presença de uma quebra estrutural, portanto, poderia nos levar a concluir, inadvertidamente, que a série contém uma raiz unitária (cometendo um erro tipo II que consiste em aceitar uma falsa hipótese nula). Este problema motivou Perron<sup>23</sup> a desenvolver um procedimento formal para teste de raiz unitária considerando a possível presença de uma mudança estrutural exogenamente determinada, com efeitos permanentes sobre a média da variável, buscando evitar um problema de má especificação de tendência determinista.

Entretanto, “o procedimento de teste do tipo Perron assume que os dados de quebra estrutural são conhecidos” Enders (2004, p. 207). Os testes de Perron são condicionados, portanto, ao prévio conhecimento sobre a ocorrência de uma quebra estrutural ou que esta seja dada exogenamente. Considerando-se que há incerteza sobre quando pode ter havido um ponto de mudança precisamos de um teste que nos permita estimar a presença de raiz unitária com quebra estrutural em um momento desconhecido do tempo.

Um procedimento que pode ser encontrado na literatura como estratégia para estimar um ponto de quebra estrutural, tratando-a como uma ocorrência endógena, se deve a Zivot e Andrews (1992). Estes autores desenvolveram, mediante experimentos de Monte Carlo, valores críticos que lhes permitiram não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para algumas das séries analisadas por Perron, em 1989, determinando o ponto de quebra quando a estatística utilizada para teste  $t$  é minimizada.

O método proposto por Zivot e Andrews (1992) tem como hipótese nula de interesse que a natureza da série é de um processo de raiz unitária com intercepto que exclui qualquer quebra estrutural. A hipótese alternativa relevante é de um processo estacionário com uma quebra na função de tendência. Sob esta última hipótese assume-se que não se conhece exatamente quando ocorre o ponto de quebra utilizando como recurso para sua captura um “algoritmo”

---

<sup>23</sup> Conforme Enders (Op. Cit., p. 202).

que é usado como uma “*proxy*” do procedimento utilizado por Perron. Os resultados são apresentados na tabela 4 e sugerem a não estacionariedade da série<sup>24</sup>.

Um outro procedimento, que pode ser encontrado na literatura, para determinação endógena da ruptura para as séries anuais que sem diferenciação se apresentam como não estacionárias é o teste de Perron, proposto em artigo publicado em 1997. Por este teste, na terminologia de Perron, o modelo IO1 (Innovational Outlier) corresponde à hipótese que pressupõe alteração na interseção, o modelo IO2 pressupõe alteração na interseção e inclinação e por fim, o modelo AO (Additive Outlier) representa o caso de alteração da inclinação sem descontinuidade na curva de tendência.

Os resultados são apresentados na tabela 5. Em primeiro lugar devemos observar a informação sobre a data da ruptura da série, ou data do choque nela verificado: TB = 2003:02 para o modelo IO1, o mesmo para o segundo modelo, enquanto TB = 2002:02 para o modelo AO. Em segundo lugar, devemos olhar para os valores de  $t$  associados a  $\alpha$  igual à unidade, os quais, inferiores aos valores críticos do teste não permitem a exclusão da hipótese nula de raiz unitária na série.

Gomes e Silva (2006) aplicam, além dos testes ADF, o procedimento sugerido por Lee e Strazicich (1999, 2001, 2004) para testar ambas as hipóteses de histerese e NAIRU, usando dados mensais da PME – IBGE, período 1981 a 2002 (264 observações), para a taxa de desemprego agregada e para a taxa de desemprego regional das séries das seis regiões metropolitanas pesquisadas. Os autores concluíram pela não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para todas as séries estudadas exceto para o Rio de Janeiro<sup>25</sup>.

Lee e Strazicich (1999, 2001, 2004), propondo o método denominado de “mínimo multiplicador de Lagrange”, analisam possíveis problemas derivados das hipóteses dos testes de raiz unitária com quebra estrutural endógena, como por exemplo a possibilidade de se

---

<sup>24</sup> É importante ressaltar, reiteradamente, que tal resultado corresponde à hipótese nula, o que exclui qualquer quebra estrutural consoante método proposto por Zivot e Andrews (1992), a propósito das quebras nas datas indicadas pelo teste na tabela 4.

<sup>25</sup> Maciel (2006) também estuda o problema da histerese na taxa de desemprego do Brasil, para isto utiliza um Modelo Estrutural de Autoregressão Vetorial (SVAR).

concluir que uma série temporal é estacionária com quebra quando de fato a série é não estacionária com quebra.

Contudo, uma vez que o trabalho de Gomes e Silva (2006) tem como base amostral uma série cujos anos analisados são marcados por dois períodos de recessão (1981-1983 e 1990-1992), entendemos que se torna imperativo a execução de testes que admitem a possibilidade de quebras na função de tendência, em um momento desconhecido do tempo, sob hipótese nula e alternativa<sup>26</sup>.

Consideramos que o período sob análise nesta dissertação não indica a ocorrência de nenhum fato ou evento, economicamente relevante, que pudesse ter afetado o comportamento da taxa de desemprego sugerindo a possibilidade de quebras, tornando indispensável admitir a existência peremptória de uma mudança estrutural. Deste modo, entendemos ser apropriado testar a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade com alteração na curva de tendência, uma vez que a execução de testes do tipo Lee e Strazicich (1999, 2001, 2004) implica na impossibilidade de inexistência de quebra.

Por tanto, nesta dissertação utilizamos, além dos testes ADF, KPSS, PP e Zivot-Andrews, o procedimento sugerido por Perron<sup>97</sup> para estudar as propriedades estatísticas da série e examinar a relevância empírica das predileções sugeridas pela teoria da histerese do desemprego. Consideramos, então, que os testes aplicados até aqui apresentam evidências significativas da presença de raiz unitária sugerindo a permanência dos efeitos de inovações inesperadas na série do desemprego.

Entretanto, será que esta permanência deve ser modelada como um processo estocástico com raiz unitária ou um processo estocástico estacionário de memória longa? A propriedade de memória longa está relacionada empiricamente com a persistência que apresenta as autocorrelações amostrais de certas séries temporais estacionárias. Tal propriedade será o objeto de investigação da próxima seção.

---

<sup>26</sup> Kim e Perron (2006) desenvolveram um outro procedimento de teste que admite a possibilidade de quebra na função de tendência em um momento desconhecido do tempo, sendo válido inclusive para o caso de uma única ou múltiplas quebras, admitindo-se a possibilidade de quebras na função de tendência sob ambas as hipóteses nula e alternativa.

## 5.2. UMA ABORDAGEM COM MODELOS ARFIMA

Os testes de raiz unitária aplicados até aqui indicam se a série converge ou não para a média após ser submetida a choques. O procedimento consiste em testar uma hipótese nula de raiz unitária (indicação de que a série não converge para a média, correspondente à hipótese de histerese da taxa de desemprego), contra uma hipótese alternativa de estacionariedade (indicação de que a série converge, correspondente à hipótese de estabilidade da taxa de desemprego em torno de uma média).

A ocorrência de raiz unitária indica que choques exógenos aleatórios provocam desvios da taxa de desemprego de equilíbrio que podem ser permanentes ainda que os efeitos desses choques seja removidos, ou seja, não há uma tendência de retorno do desemprego atual à sua trajetória de equilíbrio. Entretanto, esta permanência pode ser a realização de um processo estocástico estacionário de memória longa ao invés de um processo estocástico de raiz unitária.

O lento decrescimento da função de autocorrelação (ACF) serve como um indicador de que a série é não estacionária, exigindo contudo a efetivação de testes para identificar a natureza da tendência<sup>27</sup>. Segundo a usual metodologia Box-Jenkins, os modelos estacionários autorregressivos e de médias móveis, ARMA (p,q), caracterizam-se por uma função de autocorrelação que apresenta um decrescimento exponencial. Sendo a tendência estocástica, os modelos ARIMA (p,d,q) determinam mediante o parâmetro “d” quantas vezes a série deve ser diferenciada para alcançar a estacionariedade.

Entretanto, algumas séries temporais podem apresentar memória longa, ou seja, pode ser necessário um longo período de tempo para que os efeitos de um determinado choque aleatório sejam totalmente dispersados. As autocorrelações decrescem a um ritmo muito lento mas finalmente convergem para zero. Neste sentido, pode-se falar em persistência na série ou

---

<sup>27</sup> Há dificuldades em distinguir entre um processo verdadeiramente de raiz característica unitária e um processo próximo da unidade, uma vez que, neste caso, a função de autocorrelação exibe o mesmo comportamento. Conforme Enders (Op. Cit., p. 207) “testes de raiz unitária não são especialmente bons em distinguir entre uma série com uma raiz característica que é próxima da unidade e um processo verdadeiramente de raiz unitária.”

que o desemprego tende para o nível de equilíbrio ainda que a velocidade de ajustamento seja lenta.

O lento decrescimento da função de autocorrelação não é compatível com o comportamento que especifica os modelos ARMA. Contudo, pode haver problemas em se utilizar os modelos ARIMA para séries temporais estacionárias caracterizadas por apresentarem longa persistência. Um procedimento alternativo, considerado uma classificação intermediária entre esses modelos, ou uma extensão deles, é a especificação definida por processos autorregressivos e de médias móveis fracionalmente integrados, conhecidos como ARFIMA (p,d,q)<sup>28</sup>.

Podemos definir que uma série  $X_t$  é um processo de memória longa a partir de duas condições: 1) as autocorrelações,  $\rho(k)$ , são absolutamente somáveis, isto é

$$\sum_{k=0}^{\infty} |\rho(k)| < \infty \quad (1)$$

e 2) a função de densidade espectral,  $f(\lambda)$ , é não limitada nas baixas frequências, portanto:

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0^+} f(\lambda) = +\infty \quad (2)$$

Por estes processos o parâmetro “d”, que indica a ordem de integração da série, pode assumir valores fracionários positivos ou negativos. Estes modelos são apropriados para analisar as propriedades estatísticas de séries estacionárias caracterizadas por apresentarem longa persistência, ou por autocorrelações que decrescem lentamente mas convergem para zero após um lapso temporal, como o comportamento exibido pela função de autocorrelação da série que é objeto de estudo nesta dissertação (ver apêndice M, gráfico 2).

<sup>28</sup> Outra classe de processos que apresentam as propriedades de longa dependência, além dos processos ARFIMA, são os processos obtidos a partir de iterações da transformação de Manneville-Pomeau, os quais, segundo Olbermann (Ibid., p. 01), “apresentam as mesmas propriedades dos processos ARFIMA, mas não possuem uma expressão analítica explícita para a função densidade espectral do modelo”.

Para descrever como se desenvolvem os processos ARFIMA (p,d,q) partimos da seguinte representação (em tempo discreto), conforme pode ser encontrado na literatura:

$$\Phi(L)(1-L)^d X_\tau = \Theta(L)\xi_\tau, \quad d \in \mathbb{R}^n \quad (1)$$

onde:  $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ , e,  $\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$  são polinômios de ordem p e q respectivamente,  $d \in \mathbb{R}$  é o parâmetro ou grau de diferenciação, L é o operador de defasagem, assim,  $LX_\tau = X_{\tau-1}$ . Por sua vez,  $\xi_\tau$  é um processo do tipo ruído branco com  $E(\xi_\tau) = 0$ ,  $E(\xi_\tau^2) = \sigma^2$  e  $E(\xi_\tau \xi_s) = 0$  para  $\tau \neq s$ , e o termo  $(1-L)^d$  é representado pela expansão binomial:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{d}{k} (-L)^k = 1 - dL - \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 - \dots \quad (2)$$

Esta expansão pode também ser expressa em termos da função hipergeométrica<sup>29</sup>:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} L^k \quad (3)$$

sendo que  $\Gamma$  representa a função gama.

Quando o parâmetro de diferenciação fracionário  $d = 0$ ,  $X_\tau$  é um modelo autoregressivo de médias móveis, ARMA (p,q); quando  $d \neq 0$ , e é um número inteiro,  $X_\tau$  é um modelo autoregressivo integrado de médias móveis, ARIMA (p,d,q) de ordem igual a “d”; quando d

<sup>29</sup> Conforme Baillie (1996, p. 18).

$\neq 0$ , e  $d$  é um número não inteiro,  $X_\tau$  é um modelo autoregressivo fracionalmente integrado de médias móveis, ARFIMA (p,d,q)<sup>30</sup>.

Por estes processos ARFIMA (p,d,q), os efeitos do parâmetro de memória “d” sobre observações distantes decresce hiperbolicamente à medida que a defasagem aumenta, enquanto os efeitos dos parâmetros  $\Phi$  e  $\Theta$  decrescem exponencialmente. Deste modo, o parâmetro “d” descreve a estrutura de autocorrelação de longo prazo, ou seja, a estrutura de longa persistência da série, enquanto os parâmetros “p” e “q” do componente ARMA (p,q) descrevem a estrutura de autocorrelação de curto prazo, ou seja, a estrutura de curta persistência da série.

A função de autocorrelação (e autocovariância) para o modelo ARFIMA (p,d,q) exibe um decrescimento hiperbólico, podendo ser definida pela seguinte relação assintótica<sup>31</sup>:

$$\rho(k) \sim k^{-2d-1}, \text{ quando } k \rightarrow \infty. \quad (96.24)$$

A função de densidade espectral para o modelo ARFIMA (p,d,q) tem como expressão algébrica<sup>32</sup>:

$$f_x(\lambda) = \{4 \sin^2(\lambda/2)\}^{-2d} f_u(\lambda) \quad (96.25)$$

onde  $\lambda \in [-\pi, \pi]$  e  $f_u(\lambda)$  é a densidade espectral do processo ARMA(p,q):

$$f_u(\lambda) = \{\sigma_x^2 |\phi_p(e^{-i\lambda})|^2\} / \{2\pi |\theta_q(e^{-i\lambda})|^2\} \quad (96.26)$$

<sup>30</sup> Para Crato e Ray (1995), os processos ARMA e ARIMA são casos especiais de um modelo ARFIMA mais geral. Segundo estes autores, aqueles modelos “podem ser pensados como casos particulares de um modelo ARFIMA, tendo  $d = 0$  e  $d = 1, 2, \dots$ , respectivamente” (p. 03).

<sup>31</sup> A expressão algébrica da função de autocorrelação é complexa e de interesse limitado dadas as pretensões deste trabalho, podendo ser encontrada nos trabalhos de referência.

<sup>32</sup> Conforme pode ser encontrado em Diebolt e Guiraud (2005), Baillie (Op. Cit.), Olbermann (Op. Cit.), ou também Díaz (2006).

A função de densidade espectral pode ser representada pela seguinte expressão:

$$f_x(\lambda) = \lambda^{-2d}, \text{ quando } \lambda > 0 \quad (1)$$

Para  $-0,5 < d < 0,5$  o processo  $X_t$  é estacionário e invertível e os coeficientes da representação autoregressiva e média móvel decaem hiperbolicamente. Quando  $-0,5 < d < 0$  e  $\kappa > 0$ , os valores de  $\rho(k)$  são negativos e convergem rapidamente para zero. A função de autocorrelação é absolutamente convergente, ou seja,  $\sum_{k=-\infty}^{\infty} |\rho(k)| < \infty$ , e o processo é dito de memória intermediária ou de dependência intermediária.

Quando  $0 < d < 0,5$  os valores de  $\rho(k)$  são positivos e convergem lentamente para zero de uma forma muito lenta. Neste caso, o processo ARFIMA (p,d,q) é dito estacionário, caracterizando um processo de memória longa ou de longa persistência, ou ainda de longa dependência. Sendo  $d = 0$ , o processo tem memória curta.

Para  $d \geq 0,5$  o processo tem variância infinita e é dito ser não estacionário, o que implica em efeitos permanentes de inovações não esperadas sobre a série. Conforme Olbermann (2002), quando “d”  $\in (0,5 ; 1,0)$  o processo  $\{X_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  é não estacionário mas possui a propriedade de reversão no nível; quando “d”  $\in (1,0 ; 1,5)$  o processo  $\{X_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  é não estacionário e não vale a propriedade de reversão no nível.

Na literatura podem ser encontrados vários procedimentos para estimação do parâmetro de memória longa “d”. Entre os mais conhecidos está o método GPH que utiliza a função periodograma, e o estimador FT baseado na maximização da função de máxima verossimilhança. É o que será tratado a seguir.

### 5.3. PROCEDIMENTO PARAMÉTRICO PARA ESTIMAÇÃO DO PARÂMETRO DE MEMÓRIA LONGA

Olbermann (2002) explica que há diversos procedimentos para estimação do parâmetro ou grau de diferenciação, como por exemplo: o método de regressão que utiliza a função periodograma conhecido como método GPH (iniciais dos autores: Geweke e Porter-Hudak, estudado e proposto em 1983), e o chamado método SPR que utiliza uma versão suavizada da função periodograma, haja vista que a função periodograma não é um estimador consistente da função de densidade espectral.

Além destes dois métodos, o procedimento GPHt apresenta propriedades estatísticas que valem tanto para “d” negativo quanto para “d” positivo, o que não acontece com a forma originalmente proposta para o estimador GPH, e há ainda os procedimentos MGPH e GPHT que constituem versões modificadas do estimador GPH.

Muito utilizado também é o estimador de máxima verossimilhança (exato ou aproximado). R. Fox e M. S. Taqqu, em artigo publicado em 1986, (por isto que este método é conhecido como estimador FT) apresentaram condições que permitiram que o estimador de máxima verossimilhança aproximado para seqüências com forte dependência seja consistente e tenha distribuição assintótica normal<sup>33</sup>.

Seguidamente, a autora apresenta também o estimador V obtido a partir do resultado da ordem da variância de  $S_n$ , o estimador VP (chamado “*variance plot*”), obtido a partir do resultado da ordem da variância de  $X_n$ , e por fim, o estimador W, obtido a partir da *transformada de wavelets* (considerada uma alternativa à transformada de Fourier).

Existem, portanto, vários métodos para estimar o parâmetro “d” dos modelos ARFIMA (p,d,q). Simplificadamente, podemos classificá-los em três grandes grupos, conforme Díaz (2006): os métodos semi-paramétricos, os métodos paramétricos e os métodos não paramétricos. Apresentaremos brevemente apenas os dois primeiros pelo fato de serem os dois mais usados na literatura, ressaltando que neste trabalho de dissertação utilizaremos o método paramétrico.

---

<sup>33</sup> Cheung e Diebold (1994) explicitam que Fox e Taqqu construíram uma aproximação assintótica para estimar a função de máxima verossimilhança de um processo ARFIMA no domínio da frequência.

O procedimento semi-paramétrico envolve o método de regressão espectral que utiliza a função periodograma (método GPH e suas formas modificadas), baseado nas frequências de Fourier, para estimar o parâmetro de diferença fracionária dos processos ARFIMA (p,d,q). O método consiste em estimar a seguinte regressão espectral que utiliza como variável dependente o logaritmo natural do periodograma (após algumas transformações sobre a expressão algébrica da função de densidade espectral)<sup>34</sup>:

$$\ln \{I(\lambda)\} = \ln \{f(0)\} - d \ln \{4 \sin^2(\lambda/2)\} + \mu(\lambda)$$

A função periodograma é o estimado da densidade espectral na frequência  $\lambda = 2\pi/n$  (frequência de Fourier).

A expressão do logaritmo natural do periodograma pode também ser expressa como uma equação de regressão da seguinte forma:

$$Y = a + bX + e \quad (Y = \ln \{I(\lambda)\} / \ln \{4 \sin^2(\lambda/2)\})$$

onde:

$$Y = \ln \{I(\lambda)\} = 138.48 - 282.45 \ln \{4 \sin^2(\lambda/2)\} + \mu(\lambda)$$

$$a = \ln \{f(0)\}$$

$$b = -d$$

$$X = \ln \{4 \sin^2(\lambda/2)\}$$

$$e = \ln \{I(\lambda)\} - 131.76 - 169.89 \ln \{4 \sin^2(\lambda/2)\} = \mu(\lambda)$$

O estimador para “d”<sup>o</sup> ( - 0,5 ; 0,5 ) é a constante  $-b$ . Conforme Baillie (1996), as propriedades deste estimador vão depender das características estocásticas do termo que

<sup>34</sup> Conforme pode ser depreendido a partir de Diebold e Guiraud (Op. Cit.) e também Baillie (Op. Cit.).

denota as perturbações aleatórias  $\varepsilon_t$ , os quais são assintoticamente independentes e igualmente distribuídos com média zero e variância  $\delta^2/6$ .

Os métodos paramétricos, que serão utilizados neste trabalho, são baseados na maximização da função de máxima verossimilhança. O método parte da seguinte definição, conforme apresenta Olbermann (2002, p. 35) e também pode ser encontrado em Baillie (1996, p. 36):

seja  $\{X_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  um processo estacionário com média  $\mu$  e variância  $\sigma_x^2$ ; seja  $f_x(\lambda)$  a função de densidade espectral caracterizada por um vetor de parâmetros finito dimensional desconhecido:

$$\hat{\mu} = (1 \ 0 \ 0 \ 1) \begin{pmatrix} 108.72 \\ 506.61 \\ T\mu \\ (\sigma) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} T\phi \\ \Phi \\ 0 \\ 9.121 \\ T\phi \\ 1 \end{pmatrix} \quad (10.5)$$

Estimativas para o vetor  $\hat{\mu}$  são obtidas através de uma série temporal  $X_0, X_1, \dots, X_{n-1}$ .

Supondo que  $\{X_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  é um processo Gaussiano (processo estocástico, estacionário e discreto no tempo) linear causal e invertível, então, a função de distribuição conjunta de  $X_t = (X_0, X_1, \dots, X_{n-1})$  é dada por:

$$h(x, \hat{\mu}) = (2\delta)^{-n/2} |\hat{O}_n(\hat{\mu})|^{-1/2} e^{-1/2 x' \hat{O}_n(\hat{\mu})^{-1} x} \quad (10.6)$$

com  $X'_t = (X'_0, X'_1, \dots, X'_{n-1}) \in \mathbb{R}^n$ , onde  $X'$  denota o vetor transposto do vetor  $X$  e  $\hat{O}_n(\hat{\mu})$  é a matriz quadrada  $n \times n$ , de variâncias e covariâncias de  $X$ , dada por:

$$\hat{O}_n(\hat{\mu}) = [\tilde{\alpha}_x(j-l)]_{j,l=0}^{n-1} \quad (10.7)$$

O logaritmo da função de máxima verossimilhança  $h(x, \hat{\mu})$  dada pela expressão (10.6) tem a seguinte forma:

$$\ln h(\mathbf{x}, \hat{\boldsymbol{\theta}}) = -n/2 \ln(2\delta) - 1/2 \ln|\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\theta}})| - 1/2 \mathbf{x}'\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\theta}})^{-1}\mathbf{x}$$

Uma versão discreta do estimador aproximado da função de máxima verossimilhança é obtida, conforme pode ser encontrado em Díaz (2006, p. 24) e também em Olbermann (2002, p. 36), minimizando a função:

$$\ln h(x, \hat{\mu}) = (1/2n) \sum_{k=1}^{n-1} [\ln f(\lambda) + \ln \mu(\lambda)]$$

ou, conforme expõem Baillie (1996, p. 38), Diebolt e Guiraud (2005, p. 832) e também Pai e Ravishanker (1998, p. 103), maximizando a função:

$$\ln h(x, \hat{\mu}) = -1/2 \ln(\sigma_x^2) - \ln f(\lambda) + \ln \mu(\lambda)$$

onde  $\lambda = 2\pi/n$  é a frequência de Fourier. Sendo  $f(\lambda)$  a função de densidade espectral e  $\mu(\lambda)$  a função periodograma na frequência  $\lambda$ , a qual pode ser definida como:

$$\mu(\lambda) = \frac{1}{n} \left| \sum_{t=0}^{n-1} x_t e^{-i\lambda t} \right|^2$$

Seguidamente, consideramos na simulação o componente autoregressivo (AR) fracionário com coeficientes  $\phi_p = 0.5$  e  $\phi_p = 0.7$ , e também o componente média móvel (MA) fracionário com coeficientes  $\theta_q = 0.5$  e  $\theta_q = 0.7$  (escolhidos arbitrariamente). Consideramos assim valores de p e q iguais a 1 e 0 para processos ARFIMA (0.5,d,0) e ARFIMA (0.7,d,0), e ainda, valores de p e q iguais a 0 e 1 para processos ARFIMA (0,d,0.5) e ARFIMA (0,d,0.7). Consideramos, por fim, valores de p e q iguais a 1 e 1 para processos ARFIMA (0.5,d,0.5) e ARFIMA (0.7,d,0.7).

A originalidade dos processos ARFIMA está exatamente na modelagem explícita da estrutura de correlação de longo prazo. De acordo com o valor dos parâmetros estimados estes processos possuirão a propriedade de longa memória ou não estacionariedade. A simulação foi feita utilizando-se um algoritmo cujas subrotinas para sua execução encontram-se no Apêndice O. Os resultados são apresentados nas tabelas 6, 7 (para  $d = 0,30$ ), 8 e 9 (para  $d = 0,5$ ).

A leitura da tabela 6 indica que quando representado sob a forma de um ARFIMA (0;0,30;0) ou de um ARFIMA (0;0,30;1) os valores estimados dos coeficientes do parâmetro de integração fracionário convergem, após 22 e 30 iterações respectivamente, para  $d = 1,107$ . Enquanto isto, sob a estrutura de um ARFIMA (1;030;0) ou de um ARFIMA (1;030;1), os valores estimados dos coeficientes do parâmetro de integração fracionário convergem, após 25 e 8 iterações respectivamente, para  $d = 1,02$ .

Assim, para  $d = 0,30$  e incluindo-se simultaneamente os componentes AR e MA, quando considerados coeficientes  $\phi_p = 0.5$  e  $\theta_q = 0.5$  sob a estrutura de um ARFIMA (1;030;1), os resultados do processo não são significativamente comprometidos de modo que os valores estimados do parâmetro de diferenciação convergem ainda para valores acima da unidade.

A tabela 7 informa haver convergência também para o valor de  $d = 1,107$  sob a forma de um ARFIMA (1;0,30;0) ou de um ARFIMA (0;0,30;1) após 30 e 41 iterações respectivamente. Desta vez, quando incluídos simultaneamente os componentes AR e MA com coeficientes  $\phi_p = 0.7$  e  $\theta_q = 0.7$  sob a estrutura de um ARFIMA (1;030;1), os resultados do processo ficam

comprometidos uma vez que o parâmetro de integração fracionário converge para um valor de  $d = 0,021$ , o que caracteriza um processo estacionário.

A leitura da tabela 8 indica que quando representado sob a forma de um ARFIMA (0;0,50;0) ou de um ARFIMA (1;0,50;0) os valores estimados dos coeficientes do parâmetro de integração fracionário convergem, após 7 e 16 iterações respectivamente, para  $d = 1,021$ . Sob a estrutura de um ARFIMA (0;0,50;1) o processo aponta para um valor de  $d = 1,024$ . Entretanto, sob a estrutura de um ARFIMA (1;050;1), quando incluídos simultaneamente os componentes AR e MA com coeficientes  $\phi_p = 0.5$  e  $\theta_q = 0.5$ , o progresso é interrompido após a 25ª iteração, o que compromete os resultados estimados.

A tabela 9 informa haver convergência para o valor de  $d = 1,107$  para o processo modelado sob a forma de um ARFIMA (1;0,50;0) em 16 iterações. Sob a estrutura de um ARFIMA (0;0,50;1) o processo aponta para um valor de  $d = 1,020$  após 21 iterações. Entretanto, sob a estrutura de um ARFIMA (1;050;1), quando incluídos simultaneamente os componentes AR e MA com coeficientes  $\phi_p = 0.7$  e  $\theta_q = 0.7$ , o progresso é interrompido após a 21ª iteração.

A partir destes resultados podemos concluir que os valores estimados dos coeficientes do parâmetro de integração fracionário convergem, através do processo iterativo, para valores acima da unidade. Algebricamente, estes são os valores estimados dos parâmetros que maximizam a função de verossimilhança.

Tais resultados indicam a não estacionariedade do processo gerados dos dados para a série em nível. Isto implica na permanência dos efeitos de inovações não esperadas sobre a série, nos permitindo evidenciar a presença de histerese na taxa de desemprego do Brasil sob a abordagem de modelos ARFIMA, quando utilizado o procedimento paramétrico.

## 6. CONCLUSÃO

Os estudos sobre o problema da histerese do desemprego vem crescendo no Brasil. Neste trabalho de dissertação utilizamos um procedimento para investigação do comportamento da série do desemprego por meio da representação definida por processos auto-regressivos e de médias móveis fracionalmente integrados, conhecidos como ARFIMA (p,d,q), considerados uma classe mais geral dos modelos ARMA e ARIMA.

Os tradicionais testes de raiz unitária se restringem a dois casos  $d = \{0, 1\}$ . Para os processos ARFIMA o parâmetro “d” pode assumir valores fracionários positivos ou negativos. Para  $d = 0,5$  o processo tem variância infinita e é dito ser não estacionário o que implica em efeitos permanentes de inovações não esperadas sobre a série. Sendo  $d = 0$ , o processo tem memória curta e se define como um processo ARMA, se  $d = 1$  se caracteriza como um processo do tipo ARIMA.

Os processos ARFIMA, apropriados para analisar as propriedades estatísticas de séries estacionárias caracterizadas por apresentarem longa persistência, permitem a modelagem explícita da estrutura de autocorrelação de longo prazo. A estimação do parâmetro “d” que descreve a estrutura de longa persistência da série foi realizada com o uso dos métodos paramétricos, baseados na maximização da função de verossimilhança.

Os estudos sobre as estatísticas de testes capazes de distinguir comportamentos do tipo  $I(0)$ ,  $I(d)$  e  $I(1)$  ainda estão em estágio inicial. Dessa forma, constitui-se em uma potencial área de pesquisa a ser intensivamente explorada no campo dos trabalhos de investigação empírica ou da econometria aplicada nos quais a caracterização flexível da dinâmica de longo prazo é de crucial importância. Estes processos ARFIMA, portanto, são muito usuais em estudos que querem verificar o movimento de longo prazo.

Um grande atrativo dos processos fracionalmente integrados é que eles são substancialmente mais flexíveis do que as suposições extremas adotadas pelos testes convencionais de raiz unitária e suas correspondentes implicações em termos dos efeitos de choques sobre as

variáveis analisadas. O lento decaimento dos choques implicado pelos processos  $I(d)$  e o muito lento mas eventual ajustamento ao equilíbrio são aspectos atrativos do processo.

Sob a abordagem dos modelos ARFIMA podemos concluir que para uma série temporal ser reversível na média ela não necessariamente precisa ser integrada de ordem zero,  $I(0)$ , mas sim de ordem menor do que 0,5 ou  $d < 0,5$ . Deste modo pode-se dizer que os efeitos de inovações inesperadas sobre o nível de desemprego são persistentes sendo necessário um longo período de tempo para que esses efeitos de dissipem. Por isto dissemos, neste caso, que o processo tem memória longa.

Os testes convencionais de raiz unitária podem levar a conclusões equivocadas quando o processo tem raiz próxima da unidade. A hipótese de permanência dos efeitos de inovações inesperadas sobre o nível de desemprego, correspondente à hipótese de histerese da taxa de desemprego, não necessariamente requer uma ordem de integração igual a 1,  $I(1)$ , mas sim que  $d < 0,5$ . Neste sentido a abordagem dos modelos ARFIMA é um método mais eficiente, corroborando as nossas suspeitas.

Este trabalho envolve um esforço de aprendizado de técnicas avançadas de econometria de séries temporais muito difundidas entre físicos, matemáticos e estatísticos, mas ainda pouco aproveitadas na investigação empírica na ciência econômica, sobretudo no Brasil. O conhecimento da natureza do comportamento do desemprego é fundamental ao desenho de políticas de longo prazo que sejam capazes de estabilizar os níveis de desemprego.

Com isto, podemos evidenciar a presença de histerese na taxa de desemprego do Brasil. As propriedades estatísticas da série e a relevância empírica das predileções sugeridas pela teoria econômica da histerese do desemprego indicam uma instabilidade dos níveis de desemprego efetivo. Podemos assim, refutar a idéia de uma tendência estável de retorno da taxa de desemprego ao seu nível original ou o restabelecimento do nível de desemprego àquele que precede o choque adverso.

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, João Souza. Apontamentos de Econometria Aplicada. GEMF, Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra. 2001. Disponível em: <[www4.fe.uc.pt/jasa/estudos/econometria.pdf](http://www4.fe.uc.pt/jasa/estudos/econometria.pdf)>. Acesso: 19 de dezembro 2006.
- ARESTIS, Philip; SKOTT, Peter. Conflict, wage determination and hysteresis in U.K. wage determination. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 15, n. 3, p. 365-386, 1993.
- BAILLIE, R. T. Long memory process and fractional integration in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 73, p. 5-59, 1996.
- BALL, Laurence. Desinflation and the NAIRU, National Bureau of Economic Research, 1996, Working paper series n. 5520.
- BALL, Laurence; MANKIW, N. Gregory. The NAIRU in theory and practice. National Bureau of Economic Research, 2002, Working paper series n. 8940.
- BALDWIN, R. Hystereses in international trade. *Empirical Economics*, v. 15, p. 127-142, 1990.
- BARROS; CAMARGO; MENDONÇA. A estrutura do desemprego no Brasil. Rio de Janeiro, IPEA, 1997. Texto para discussão nº 478.
- BLANCHARD, O.; KATZ, L. What we do and do not know about the natural rate of unemployment. National Bureau of Economic Research, 1997, Working paper series n. 5822.
- BLANCHARD, Olivier; SUMMERS, Laurence. Hysteresis in unemployment. National Bureau of Economic Research, 1986a, Working paper series n. 1050.
- BLANCHARD, Olivier; SUMMERS, Laurence. Hysteresis and the european unemployment problem. National Bureau of Economic Research, 1986b, Working paper series n. 1950.
- BURDA, M. Some evidence on the membership hysteresis hypothesis in europe. *Empirical Economics*, v. 15, p. 143-161, 1990.
- CARNEIRO, Francisco G. Efficiency wages, insiders-outsiders e determinação de salários: teorias e evidência. *Revista de Economia Política*, v. 17, n. 2, p. 66, 1997.

CARNEIRO, Francisco G. Insider power in wage determination: evidence from Brazilian data. *Review of Development Economics*, v. 3, n. 2, p. 155-169, 1999.

CHEUNG, Y-W.; DIEBOLD, F. X. On maximum likelihood estimation of the differencing parameter of fractionally-integrated noise with unknown mean. *Journal of Economics*, v. 62, p. 301-316, 1994.

COCHRANE, J. How big is the random walk in GNP?. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 5, p. 893-920, 1988.

CRATO, N.; BONNIE, K. Ray. Some problems in the overspecification of ARMA and ARIMA processes using ARFIMA models. 1995. Disponível em: <<http://pascal.iseg.utl.pt/~ncrato/papers/ncrato.pdf>>. Acesso: 15 de dezembro de 2006.

CRATO, N.; ROTHMAN, P. Measuring hysteresis in unemployment rates with long memory models. 1996. Disponível em: <<http://personal.ecu.edu/rothmanp/reswp.htm>>. Acesso: 03 de dezembro de 2006.

CROSS, R. Hysteresis and post Keynesian economics. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 15, n. 3, p. 305-308, 1993.

DARITY, Willian; GOLSMITH, Arthur. Unemployment, social psychology and unemployment hysteresis. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 16, n. 1, p. 55-71, 1993.

DAVIDSON, P. The elephant and the butterfly: or hysteresis and post Keynesian economics. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 15, n. 3, p. 309-322, 1993.

DÍAZ, Mario E. Piscoya. Estimaco de modelos ARFIMA em presena de quebra estrutural. Dissertao (Mestrado em Estatística). Escola de Estatística, Universidade Federal de Minas Gerais, 2006.

DIEBOLD, F. X.; GUIRAUD, V. A note on long memory time series. *Quality & Quantity*, v. 39, p. 827-836, 2005.

DOBBIE, M. Hysteresis and insider-outsider theory: a literature review. Disponível em: <[www.econ.mq.edu.au/research/2004/ajle.pdf](http://www.econ.mq.edu.au/research/2004/ajle.pdf)>. Acesso: 19 de dezembro de 2006.

DUARTE, Maria A. S; ANDRADE, João S. Histerese da taxa de desemprego de equilíbrio: uma aplicação ao caso português. Coimbra: Faculdade de Economia, 2000.

ENDERS, Walter. RATS: programming manual. University of Alabama. Department of Economics Disponível em: <[www.estima.com](http://www.estima.com)>, 2003. Acesso: 12 de dezembro de 2006.

ENDERS, Walter. Applied econometric time series. 2º Ed. John Wiley & Sons, 2004. University of Alabama.

FRANZ, W. Hysteresis in economic relationships: an overview. Empirical Economics, v. 15, p. 109-125, 1990.

GREENE, Willian. Econometric analysis. 5<sup>th</sup> Ed., New York: University. Prentice Hall, 2003.

GOMES, Fábio A. R; SILVA, Cleomar Gomes da. Hysteresis vs NAIRU & Convergence vs Divergence: The Behavior of Regional Unemployment Rates in Brazil. Salvador, XXXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2006.

JAEGER, A.; PARKINSON, M. Testing for hysteresis in unemployment: an unobserved components approach. Empirical Economics, v. 15, p. 185-198, 1990.

KATZNER, D. W. Some notes on the role of history and the definition of hysteresis and related concepts in economic analysis. Journal of Post Keynesian Economics, v. 15, n. 3, p. 323-345, 1993.

KIM, D.; PERRON, P. Unit root tests allowing for a break in the trend function at a unknown time under both the null and alternative hypotheses. Boston University. Department of Economics, p. 1-39, 2006.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural break. The Review of Economics and Statistics, v. 85, p. 1082-1089, 1999.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root test. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 63, p. 535-558, 2001.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with one structural break. University of Central Florida: Department of Economics, 2004.

LEÓN-LEDESMA, Miguel A. Unemployment hysteresis in the US and the EU: a panel data approach. University of Kent at Canterbury: Department of Economics, Keynes College, 2000. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/ukc/ukcedp/0006.html>>. Acesso: 05 de dezembro de 2006.

LINDBECK, A. Unemployment – structural. 1999. Disponível em: <[www.iies.su.se/publications/seminarpapers/676.pdf](http://www.iies.su.se/publications/seminarpapers/676.pdf)>. Acesso: 05 de dezembro de 2006.

LINDBECK, Assar; SNOWER, Dennis J. Insiders versus outsiders. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, p. 165-188, 2001.

MACIEL, Marinalva Cardoso. Desemprego no Brasil: evidências da análise SVAR sob uma estrutura de histerese. 2006. Universidade Federal do Pará. Disponível em: <[www.bnb.gov.br/content/aplicacao/Eventos/forumbnb2006/docs/desemprego\\_no\\_brasil.pdf](http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/Eventos/forumbnb2006/docs/desemprego_no_brasil.pdf)>. Acesso: 12 de dezembro de 2006.

MENEZES, W. F.; DEDECCA, C. S. Avaliação da duração do desemprego nas Regiões Metropolitanas de Salvador e de São Paulo. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 10, n. 1, p. 35-60, 2006.

MENEZES, W. F.; UCHOA, C. F.; MAIA, S. F. A histerese do desemprego na Região Metropolitana de Salvador. Salvador, I Encontro de Economia Baiana, 2005.

MOLLER, J. Unemployment and deterioration of human capital. *Empirical Economics*, v. 15, p. 199-215, 1990.

NELSON, C.; PLOSSER, C. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-62, 1982.

NEUDORFER, P. K.; PICHELMANN, K.; WAGNER, M. Hysteresis, NAIRU and long term unemployment in Austria. *Empirical Economics*, v. 15, p. 217-229, 1990.

OLBERMANN, Bárbara Patrícia. Estimção em classes de processos estocásticos com decaimento hiperbólico da função de autocorrelação. 2002. Tese (Doutorado em Probabilidade e Estatística Matemática), Instituto de Matemática, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2002.

PAI, Jeffrey, S.; RAVISHANKER, Nalini. Bayesian analysis of autoregressive fractionally integrated moving average processes. *Journal of Time Series Analysis*, v. 19, n. 1, p. 99-112, 1998.

PHELPS, E.; ZOEGA, Gylfi. Natural-rate theory and OECD unemployment. *The Economic Journal*, v. 108, p. 782-801, 1998.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. 1987. Cowles Foundation, Discussion paper n. 795-R.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 20, n. 4, p. 26-47, 1998.

ROBERTS, J.; MORIN, N. Is Hysteresis important for U. S. unemployment?: boards of governors of the federal reserve system, Washington, DC, 1999.

ROED, K. Unemployment hysteresis: macro evidence from 16 OECD countries. *Empirical Economics*, v. 21, p. 589-600, 1996.

ROED, K. Hysteresis in unemployment. *Journal of Economic Surveys*, v. 11, n. 4, p. 389-418, 1997.

ROMER, David. *Advanced macroeconomics*. Berkeley: Mc Graw Hill, 2001.

SETTERFIELD, M. Towards a long-run theory of effective demand: modeling macroeconomic systems with hysteresis. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 15, n. 3, p. 347-364, 1993.

SIMONSEN, Mário H. *Dinâmica macroeconômica*. São Paulo: MacGraw-Hill do Brasil, 1983.

STANLEY, T. D. Does unemployment hysteresis falsify the natural rate hypothesis? a meta-regression analysis. *Journal of Economic Surveys*, v. 18, n. 04, 2004.

ZIVOT, E.; D. W. K. ANDREWS. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 251-270, 1992.

APÊNDICES

APÊNDICE A: Tabela 1 - ADF - Equação estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

BRASIL 01:2002 - 09:2006	$\lambda$	Constante	$U_{\tau-1}$	$\xi_{\tau}$
<i>Intercepto</i>				
$U_{\tau}$	-1.3225	0.264004726	-0.110343523	-
Estatística - t		(1.30489)	(-1.32248)	-
<i>Intercepto + Tendência</i>				
$U_{\tau}$	-2.5525	1.018746000	-0.389970242	-0.002316219
Estatística - t		(2.53654)	(-2.55249)	(-2.13711)
<b>Valores Críticos</b>	<i>Intercepto</i>	<i>Intercepto + Tendência</i>		
1%	-3.58	- 4.15		
5%	-2.93	- 3.50		
10%	-2.60	- 3.18		

Nota<sup>1</sup>: Produzido com o software a partir do procedimento LINREG.

Nota<sup>2</sup>: Valores críticos conforme Enders (2004, p. 439 – Tabela A).

Nota<sup>3</sup>: Conforme Andrade (2001, p. 32), no software utilizado o procedimento URA DF.SRC determina automaticamente, por meio do teste LM de auto-correlação dos erros, o número apropriado de defasagens (lags = 12) necessárias para eliminação do problema da auto-correlação dos resíduos.

APÊNDICE B: Quadro 1 – Testes de Raiz Unitária (Método: AIC – Incluindo Intercepto)

```

* TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LTXDES
*   Using data from 2002:01 to 2006:09
*   Choosing the optimal lag length for the ADF regression
*   between 0 and 14 lags.
*   using the AIC model selection criterion.
*****
Model Selection Criteria
Minimum AIC at lag: 12
Minimum BIC at lag: 0
*****
* Augmented Dickey-Fuller t-test with 12 lags:   -1.3225
*   1%      5%      10%
*   -3.58   -2.93   -2.60
*
* Augmented Dickey-Fuller Z-test with 12 lags: -37.1212
*   1%      5%      10%
*   -18.9   -13.3   -10.7
*
* Coefficient and T-Statistic on the Constant:
*   0.26400   1.3049
*
* Joint test of a unit root and no constant:      0.9744
*   1%      5%      10%
*   7.06    4.86    3.94
*****

```

Nota<sup>1</sup>: Produzido a partir do procedimento URADF.SRC, o qual determina automaticamente o número apropriado de defasagens, selecionado com base no critério definido (AIC).

APÊNDICE C: Quadro 2 – Testes de Raiz Unitária (Método: AIC – Incluindo Intercepto + Tendência)

```

* TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LTXDES
*   Using data from 2002:01 to 2006:09
*   Choosing the optimal lag length for the ADF regression
*   between 0 and 14 lags.
*   using the AIC model selection criterion.
*****
Model Selection Criteria
  Minimum AIC at lag: 12
  Minimum BIC at lag: 0
*****
* Augmented Dickey-Fuller t-test with 12 lags:  -2.5525
*   1%      5%      10%
*   -4.15   -3.50   -3.18
*
* Augmented Dickey-Fuller Z-test with 12 lags:  17.0153
*   1%      5%      10%
*   -25.7   -19.8   -16.8
*
* Coefficient and T-Statistic on the Constant:
*   1.01875  2.5365
* Coefficient and T-Statistic on the Linear Trend:
*   -0.00232 -2.1371
*
* Joint test of a unit root and no linear trend  3.2621
*   1%      5%      10%
*   9.31    6.73    5.61
*****

```

Nota<sup>1</sup>: Produzido a partir do procedimento URADF.SRC, o qual determina automaticamente o número apropriado de defasagens, selecionado com base no critério definido (AIC).

APÊNDICE D: Tabela 2 – Testes de Estacionariedade – KPSS

BRASIL 01:2002 - 09:2006	KPSS	
<i>Defasagens</i>	<i>Intercepto</i>	<i>Intercepto + Tendência</i>
00	3.26189	0.44655
01	1.73227	0.25284
02	1.21754	0.18797
03	0.95859	0.15604
04	0.80063	0.13677
05	0.69243	0.12347
06	0.61401	0.11417
07	0.55534	0.10791
08	0.51029	0.10397
09	0.47451	0.10147
10	0.44522	0.09968
11	0.42046	0.09825
12	0.39912	0.09705
<b>Valores Críticos</b>		
1%	0.739	0.216
5%	0.463	0.146
10%	0.347	0.119

Nota<sup>1</sup>: Produzido com o software a partir do procedimento KPSS.SRC.

APÊNDICE E: Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária

BRASIL 01:2002 - 09:2006	Phillips-Perron (PP)			
	<i>Estatísticas</i>	<i>Valores Críticos</i>		
<i>Especificação</i>			1%	5%
<i>Intercepto</i>	-1.5415	-3.5526	-2.9145	-2.5950
<i>Intercepto + Tendência</i>	-2.7254	-4.1305	-3.4921	-3.1748

Nota<sup>1</sup>: Considerados 12 lags de defasagens (mesmo número de defasagens utilizado para a execução dos testes Dickey-Fuller (ADF)).

APÊNDICE F: Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena

BRASIL 01:2002 - 09:2006		Zivot-Andrews			
			<i>Valores Críticos</i>		
<i>Especificação</i>	<i>Data da Quebra</i>	<i>Estatísticas</i>	1%	5%	10%
<i>Intercepto</i>	2004:09	-3.73577	-5.34	-4.80	-4.58
<i>Tendência</i>	2003:07	-3.21791	-4.93	-4.42	-4.11
<i>Intercepto + Tendência</i>	2004:09	-3.71245	-5.57	-5.08	-4.82

Nota<sup>1</sup>: Produzido a partir do procedimento ZIVOT.SRC.

Nota<sup>2</sup>: Valores críticos para a distribuição assintótica conforme Zivot e Andrews (1992, p. 256-257).

Nota<sup>3</sup>: Considera-se 2 lags de defasagens, selecionado automaticamente pelo procedimento utilizado (“Including 2 Lags of Difference Selected by Minimum T-Statistic”).

APÊNDICE G: Tabela 5 – Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena

BRASIL 01:2002 - 09:2006	Perron97		
<i>Especificação</i>	<i>IO1</i>	<i>IO2</i>	<i>AO</i>
<i>Data da Quebra</i>	2003:02	2003:02	2002:02
<i>Estatísticas t(alpha=1)</i>	-3.25561	-3.25561	-3.00888
<i>CONSTANT</i> <i>student</i>	1.31129 (3.12166)	1.31129 (3.12166)	2.27676 (14.53745)
<i>DU</i> <i>student</i>	0.11583 (2.14388)	0.11583 (2.14388)	- -
<i>D(Tb)</i> <i>student</i>	-0.03261 (-0.66886)	-0.03261 (-0.66886)	- -
<i>TIME</i> <i>student</i>	-0.00358 (-2.87692)	-0.00358 (-2.87692)	0.13019 (1.62148)
<i>DT</i>	- -	0.00000 (NA)	-0.13496 (-1.67797)
<i>LTXDES {1}</i> <i>student</i>	0.46044 (2.77820)	0.46044 (2.77820)	- -
<i>Valores Críticos</i>			
1%	-5.92	-6.32	-5.45
5%	-5.23	-5.59	-4.83
10%	-4.92	-5.29	-4.48

Nota<sup>1</sup>: Produzido a partir do procedimento PERRON97.SRC.

Nota<sup>2</sup>: Considera-se 12 lags de defasagens selecionado automaticamente pelo procedimento utilizado (“number of lag retained : 12”).

APÊNDICE H: Tabela 6 – Estimativas para os modelos ARFIMA

BRASIL 01:2002 - 09:2006	ARFIMA (p;0,30;q)		
<i>Parâmetro</i>	<i>Simulação</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio Padrão</i>
	ARFIMA (0;0,30;0)		
D	0,30	1.107252213	0.530115578
$\phi_p$	0,0	0.640654848	0.737032408
$\theta_q$	0,0	-1.395679015	1.142002468
$\sigma^2$		0.042870004	0.070561407
	ARFIMA (1;0,30;0)		
d	0,30	1.02164546	0.14032285
$\phi_p$	0,5	-0.05333166	12.78336945
$\theta_q$	0,0	0.05645798	12.82188369
$\sigma^2$		0.08336061	0.01548494
	ARFIMA (0;0,30;1)		
d	0,30	1.107645469	0.523817060
$\phi_p$	0,0	0.640545223	0.738322650
$\theta_q$	0,5	-1.395254033	1.291043011
$\sigma^2$		0.042894538	0.076935790
	ARFIMA (1;0,30;1)		
d	0,30	1.023257731	0.135188472
$\phi_p$	0,5	-0.501593813	0.160994027
$\theta_q$	0,5	1.990216439	0.382908830
$\sigma^2$		0.021046950	0.008473524

Nota<sup>1</sup>: Produzido a partir da subrotina MAXIMIZE - *Estimation by BFGS*.

APÊNDICE I: Tabela 7 – Estimativas para os modelos ARFIMA

BRASIL 01:2002 - 09:2006	ARFIMA (p;0,30;q)		
<i>Parâmetro</i>	<i>Simulação</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio Padrão</i>
	ARFIMA (1;0,30;0)		
d	0,30	1.107086477	0.492025424
$\phi_p$	0,7	1.557411697	2.077097943
$\theta_q$	0,0	-0.717734272	0.652397995
$\sigma^2$		0.202555765	0.542181548
	ARFIMA (0;0,30;1)		
d	0,30	1.107324879	0.558719655
$\phi_p$	0,0	0.640380706	0.830990021
$\theta_q$	0,7	-1.396049579	1.344366025
$\sigma^2$		0.042846970	0.082162058
	ARFIMA (1;0,30;1)		
d	0,30	0.0214176630	0.1927519524
$\phi_p$	0,7	0.9999990794	0.0995400356
$\theta_q$	0,7	0.0033824679	0.2264377072
$\sigma^2$		0.0833598702	0.0177784929

Nota<sup>1</sup>: Produzido a partir da subrotina MAXIMIZE - *Estimation by BFGS*.

APÊNDICE J: Tabela 8 – Estimativas para os modelos ARFIMA

BRASIL 01:2002 - 09:2006	ARFIMA (p;0,50;q)		
<i>Parâmetro</i>	<i>Simulação</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio Padrão</i>
	ARFIMA (0;0,50;0)		
d	0,50	1.021542081	0.184285584
$\phi_p$	0,0	-0.052674866	0.305599325
$\theta_q$	0,0	0.055954406	0.339665017
$\sigma^2$		0.083360273	0.015668901
	ARFIMA (1;0,50;0)		
d	0,50	1.02165307	0.19242636
$\phi_p$	0,5	-0.05920633	17.07398803
$\theta_q$	0,0	0.06227154	17.04576701
$\sigma^2$		0.08335898	0.01539072
	ARFIMA (0;0,50;1)		
d	0,50	1.024710311	0.265606805
$\phi_p$	0,0	0.275734266	0.304247519
$\theta_q$	0,5	-3.610845354	0.880859017
$\sigma^2$		0.006394357	0.003139048
	ARFIMA (1;0,50;1)		
d	0,50	1.01805408	0.10863404
$\phi_p$	0,5	22.78701274	0.00000000
$\theta_q$	0,5	-27.99196076	0.00000000
$\sigma^2$		0.05523211	0.00000000

Nota<sup>1</sup>: Produzido a partir da subrotina MAXIMIZE - Estimation by BFGS.

APÊNDICE K: Tabela 9 – Estimativas para os modelos ARFIMA

BRASIL 01:2002 - 09:2006	ARFIMA (p;0,50;q)		
<i>Parâmetro</i>	<i>Simulação</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio Padrão</i>
	ARFIMA (1;0,50;0)		
d	0,50	1.107325800	0.503408783
$\phi_p$	0,7	0.640749605	0.572647928
$\theta_q$	0,0	-1.395365694	0.861979262
$\sigma^2$		0.042887738	0.053849601
	ARFIMA (0;0,50;1)		
d	0,50	1.02091831	0.16988156
$\phi_p$	0,0	13.04651104	52.84317717
$\theta_q$	0,7	-13.76314634	24.27924241
$\sigma^2$		0.07496156	0.34617092
	ARFIMA (1;0,50;1)		
d	0,50	1.02283868	0.00000000
$\phi_p$	0,7	-57.93589443	0.00000000
$\theta_q$	0,7	55.21095500	0.00000000
$\sigma^2$		0.09175848	0.00000000

Nota<sup>1</sup>: Produzido a partir da subrotina MAXIMIZE - Estimation by BFGS.

APÊNDICE L: Taxa de Desemprego Agregada - PME-IBGE, Período de 2002:01 - 2006:09

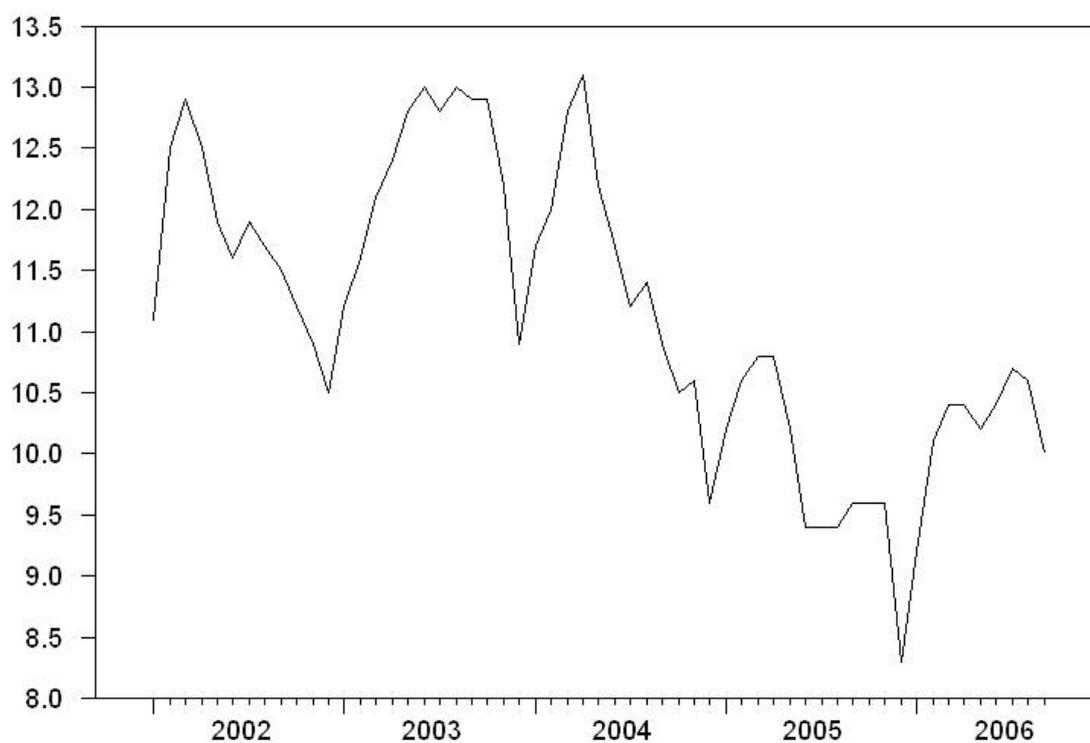


Gráfico 1

APÊNDICE M: Função de Autocorrelação da Série da Taxa de Desemprego Agregada - PME-IBGE, Período de 2002:01 - 2006:09

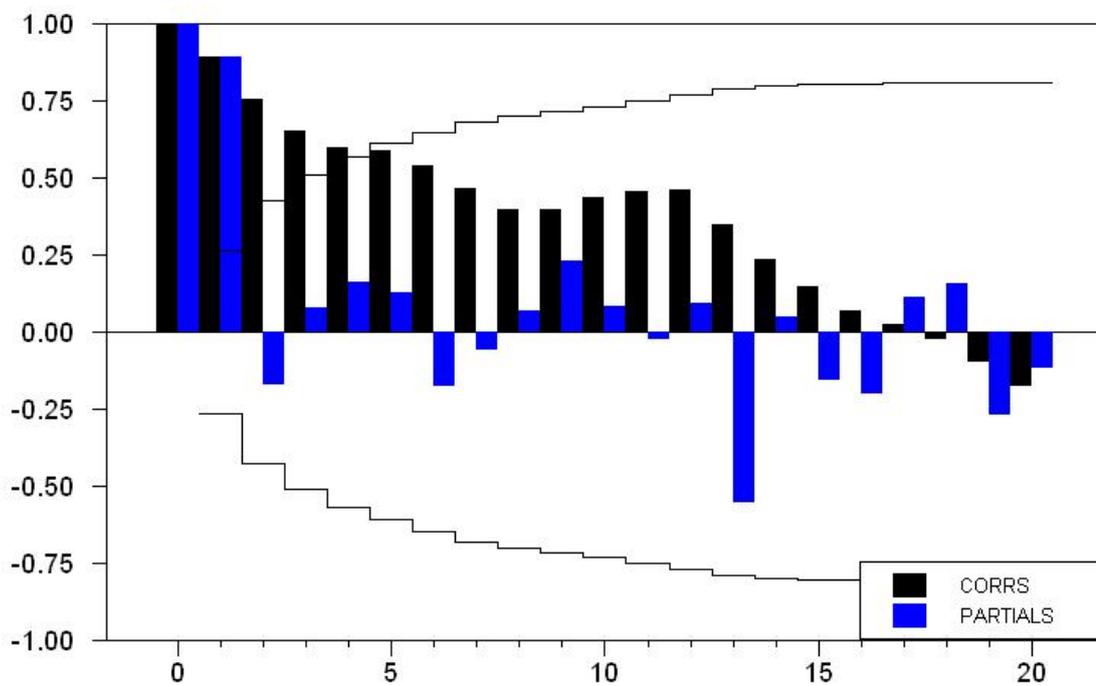


Gráfico 2

APÊNDICE N: Desenvolvimento por recorrência (solução por iteração) - Equação ( )  $T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0$

$$U^*_{\tau-1} + \xi_{\tau} + \mu_{\tau}$$

- $U_1 = ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 1} + \xi_{148\mu 56} \quad 666.93 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 666$
- $U_2 = ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 1} + \xi_{148\mu 56} \quad 637.41 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 637$   
 $= ( ) [(\varphi) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 1} + \xi_{148\mu 56} \quad 666.93 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 666$   
 $= ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 1} + \xi_{148\mu 56} \quad 637.41 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 637$   
 $= ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 1} + \xi_{148\mu 56} \quad 637.41 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 637$
- $U_3 = ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 2} + \xi_{148\mu 56} \quad 519.81 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 519$   
 $= ( ) [(\varphi) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 2} + \xi_{148\mu 56} \quad 519.81 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 519$   
 $\xi_3 + \mu_3$   
 $= ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 2} + \xi_{148\mu 56} \quad 519.81 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 519$   
 $(1 - \lambda) U^*_2 + \xi_3 + \mu_3$   
 $= ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 2} + \xi_{148\mu 56} \quad 519.81 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 519$   
 $( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 2} + \xi_{148\mu 56} \quad 519.81 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 519$
- $U_4 = ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 3} + \xi_{148\mu 56} \quad 312.45 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 312$   
 $= ( ) [(\varphi) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 3} + \xi_{148\mu 56} \quad 312.45 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 312$   
 $( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 3} + \xi_{148\mu 56} \quad 312.45 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 312$   
 $= ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 3} + \xi_{148\mu 56} \quad 312.45 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 312$   
 $( ) \xi_{\varphi+} \xi_4 + ( ) \mathbb{T}_{\varphi+} (1 - \alpha) \mathbb{W}^*_{\varphi 3} + \xi_{148\mu 56} \quad 312.45 \quad T_{\mu} (\lambda) T_{\varphi} \quad 1 \quad 0 \quad 0 \quad 1 \quad 156.24 \quad 312$

APÊNDICE O: Algoritmo para simulação dos processos ARFIMA (p,d,q)

1) Primeiro, informamos ao software mediante a instrução `DECLARE FRML` que desejamos criar uma função transferência na forma complexa. Esta é uma primeira informação, necessária para a definição de um vetor de parâmetros admitindo possíveis relações não lineares:

```
declare frml[complex] transfer
```

2) Usamos a instrução `NONLIN` para especificar os parâmetros a serem estimados. Esta subrotina equivale à especificação de um vetor de parâmetros finito dimensional desconhecido, o qual caracteriza a função densidade espectral  $f_x(\cdot)$ . Esquemas para o vetor  $\Phi$  serão obtidas através da série temporal  $\{X_\tau\}_{\tau \in \mathbb{Z}}$ . Vale dizer que a função de distribuição conjunta deste processo é dada pela equação

4) Com a instrução BOXJENK rodamos um AR(1) para obter uma resposta inicial para a variância das inovações. Seguidamente, pedimos ao software que execute mediante a instrução COMPUTE definindo valores iniciais para os parâmetros. O software inicia o processo de iteração usando estes valores iniciais. A instrução %SEESQ captura o quadrado do desvio padrão ou o valor da variância estimada do processo, definindo-a como IVAR:

```
boxjenk(ar=1,constant,noprint) sqltxdes
```

```
*
```

```
compute a=.9,b=0.0,d=.5,ivar=%seesq
```

5) Nesta subrotina definimos uma variável denominada NORDS mediante o uso da opção %FREQSIZE(n) que é utilizada para definir o tamanho recomendável de pontos sobre a base de dados (os manuais recomendam “pelo menos o dobro” para que o método espectral seja considerado eficiente). Dessa forma, quando for necessário nos referir ao número de ordenadas em qualquer instrução podemos usar a variável NORDS. Seguidamente, iniciamos a análise de domínio da frequência mediante a instrução FREQ, a qual usualmente escolhe o número conveniente de frequências para análise de Fourier. Aqui, criamos 3 séries complexas de tamanho equivalente ao dobro de elementos da base de dados conforme definido pela variável NORDS. Os elementos extras, ou o número de ordenadas além do tamanho da amostra, serão definidos como iguais a zero quando transferirmos os dados para o domínio da frequência usando a instrução RTOC:

```
compute nord = %freqsize(2006:9)*2
```

```
freq 3 nord
```

6) Usamos a instrução RTOC (Real to Complex) para transferir a série do formato real #sqltxdes (lista de séries reais) para o correspondente formato complexo assim definido #1 (lista de séries complexas). Aqui nos referimos à série pelo número 1 ao invés de por um nome por ser mais conveniente, seguindo orientação encontrada nos manuais. Com isto enviamos os dados para o (mediante as técnicas do) domínio da frequência. A razão para isto é que os métodos de Fourier tratam os dados como periódicos (em uma determinada frequência, qual seja,  $2\pi/n$ ):

```
rtoc
```

```
#sqltxdes
```

#1

7) Fazemos a análise espectral (densidade espectral) usando o algoritmo FFT (Fast Fourier Transform) para obter a transformada de Fourier da série #1 definida no correspondente formato complexo #1. Isto será necessário para definição do periodograma da série que é equivalente ao quadrado da transformada de Fourier. Conforme dito na subrotina 3 desenvolvemos a função transferência tomando a transformada de Fourier. A função densidade espectral é o quadrado da função transferência, tomada pelo quadrado da transformada de Fourier, do polinômio defasado definido pela equação ( ):

fft 1

8) Logo após, usamos a instrução CMULT incluindo a opção de que o resultado da escala esteja no formato real com a informação de que a série 2 é igual ao produto da série 1 multiplicado pelo seu complexo conjugado, por isto vê-se  $1/2$ . Esta instrução é geralmente usada, segundo os manuais, para converter uma transformação de Fourier em um espectro para estimativa espectral:

cmult(scale=1.0/2006:9) 1 1 / 2

9) Então, usamos a instrução FRML para definir o periodograma da série. O periodograma é o estimador da função densidade espectral. A função %REAL(Z) é usada porque queremos tomar a parte real de um número complexo, aliás, de um arranjo de sereis complexas definidas frequência por frequência conforme informa a variável %Z(T, 2) (o número 2 indica que a série complexa é aquela definida anteriormente como o produto da série 1 multiplicado pelo seu complexo conjugado):

frml periodogram = %real(%z(t,2))

10) Usamos a instrução FRML para especificar a função de verossimilhança LIKELY (log likelihood function). Antes da especificação da função definimos a variável TRLAMBDA como sendo igual ao quadrado da função transferência, ou seja, igual à função densidade espectral. Usamos a função FLOAT(n) para a operação de conversão dos dados do formato inteiro para real. Por fim, especificamos algebricamente a função de verossimilhança para

maximização, na forma da expressão ( )  $T_{\mu}$  a função  $1/2CABS$  é usado para tomar  $2 \times \text{var}$ . 01  $T_{\mu}$  absoluto complexo da função densidade espectral:

```
frml likely = trlambda=transfer, (float(2006:9)/nords)*$
(-.5*log(ivar)-log(%cabs(trlambda))-$
.5/ivar*periodogram/%cabs(trlambda)**2)
```

11) Usamos a instrução MAXIMIZE para estimação da função de máxima verossimilhança, especificada anteriormente. O método SIMPLEX, ou algoritmo simplex, é utilizado para um pequeno número de iterações obtendo assim condições iniciais para aperfeiçoar nossas estimativas antes de usar um outro método. Usamos a opção TRACE para verificar o progresso ou a convergência da estimação do modelo através do processo iterativo (resultados intermediários). O método BFGS é o único que calcula o desvio padrão do coeficiente estimado. Os manuais recomendam o uso combinado dos métodos SIMPLEX e BFGS da seguinte forma:

```
maximize(iters=5,method=simplex) likely 1 nords
maximize(trace,iters=100,method=bfgs) likely 1 nords
```

12) A instrução CSET é utilizada para retomar a função transferência na forma complexa tal como definida anteriormente, ou seja, as 3 séries complexas criadas na subrotina 5 (também pode ser utilizada para criar a função transferência como uma alternativa à definição anterior, elaborada na subrotina 1). Dividindo a função transferência da série pela função transferência do polinômio definido na subrotina 3 obtemos a função transferência dos resíduos:

```
cset 3 = %z(t,1)/transfer(t)
```

13) Então, usamos a instrução IFT (Inverse Fourier Transform) para obter a inversa da transformada de Fourier (getting output) das 3 séries complexas criadas. Com esta instrução nós removemos os dados do domínio da frequência (enviando para o domínio do tempo):

```
ift 3
```

14) Com a instrução CTOR (Complex to Real) transferimos os dados, definidos pelo período da amostra, do formato complexo # 3 (lista de séries complexas) para o formato real # resids (lista de séries reais). Assim, reenviamos os dados para o domínio da frequência. Ademais,

precisamos fazer isto se desejamos construir o gráfico da série criada no domínio da frequência:

```
ctor 2002:1 2006:9
```

```
# 3
```

```
# resids
```

15) Por fim, com o procedimento CORR checamos a correlação dos resíduos do modelo estimado para as 24 primeiras autocorrelações incluindo a estatística Q de Ljung-Box:

```
corr(qstats,number=24,span=4) resids 2002:1 2006:9
```

16) Usamos ainda o procedimento @BJIDENT para verificar o gráfico das autocorrelações dos resíduos:

```
@bjident resids
```

Nota<sup>1</sup>: A descrição do algoritmo utilizado aqui se trata de um esforço empreendido no sentido de explicar a seqüência de passos seguidos na execução dos testes para estimação dos modelos ARFIMA. Contudo, uma explicação detalhada de tudo o que estas funções e instruções são capazes de fazer, incluindo o que elas fazem algebricamente, exigiria talvez um capítulo à parte. Esclarecemos que utilizamos alguns manuais de programação, os quais têm como objetivo descrever a sintaxe, algoritmos e os produtos, além de exemplos para o usuário. Esperamos que os procedimentos resumidamente demonstrados aqui sejam de utilidade e suficiente para o entendimento do trabalho de estimação que foi feito.