

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ROBSON OLIVEIRA LIMA

**COMPORTAMENTO DINÂMICO DO DESEMPREGO BRASILEIRO:
NÃO LINEARIDADE, INSTITUIÇÕES E INFORMALIDADE**

JOÃO PESSOA/PB

2013

ROBSON OLIVEIRA LIMA

**COMPORTAMENTO DINÂMICO DO DESEMPREGO BRASILEIRO:
NÃO LINEARIDADE, INSTITUIÇÕES E INFORMALIDADE**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), em cumprimento às exigências para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Erik A. de Figueiredo

JOÃO PESSOA/PB

2013

L732c Lima, Robson Oliveira.

Comportamento dinâmico do desemprego brasileiro: não linearidade, instituições e informalidade / Robson Oliveira Lima.- João Pessoa, 2013.

65f. : il.

Orientador: Erik A. de Figueiredo

Dissertação (Mestrado) – UFPB/CCSA

1. Economia. 2. Mercado de trabalho. 3. Desemprego. 4. Informalidade.

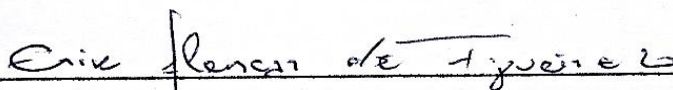
ROBSON OLIVEIRA LIMA

**COMPORTAMENTO DINÂMICO DO DESEMPREGO BRASILEIRO: NÃO
LINEARIDADE, INSTITUIÇÕES E INFORMALIDADE**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB, como requisito para a conclusão do curso de Mestrado em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo aprovada em: 20/103/13

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo

Departamento de Economia/PPGE-UFPB

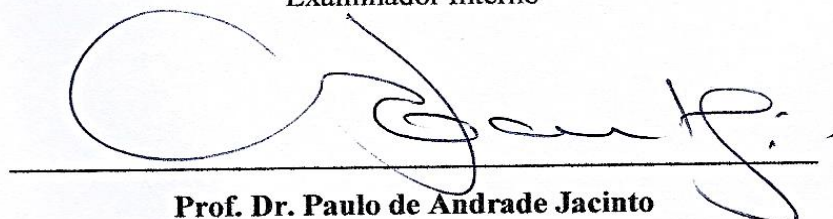
Orientador



Prof. Dr. Bruno Ferreira Frascaroli

Departamento de Economia/PPGE-UFPB

Examinador Interno



Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

Departamento de Economia/PUCRS

Examinador Externo

*“The saddest aspect of life right now is that science gathers
knowledge faster than society gathers wisdom”
(Isaac Asimov)*

Resumo

Este estudo analisou o comportamento dinâmico da taxa de desemprego brasileiro focando no nível de persistência da série. Com esse propósito, foram utilizados em um primeiro momento modelos de integração fracionária, além de testes de mudança de persistência da série. Os resultados indicaram que a taxa de desemprego possui dois diferentes níveis de persistência. No primeiro, a série é não estacionária, enquanto que no segundo, não estacionária mas com reversão à média. A partir de um modelo não linear com múltiplos regimes desenvolvido por Faria e Léon-Ledesma (2008), foi aplicada uma abordagem empírica com uso de um modelo SETAR, que permitiu explicar essas mudanças a partir de alterações das instituições do mercado de trabalho introduzidas com a nova Constituição de 1988. Diante dessas evidências foi possível relacionar esses resultados com os obtidos por Figueiredo (2010) e Estevão e Carvalho Filho (2012). A conclusão é de que não apenas há indícios de uma relação entre o nível de persistência e as instituições, como também de que a trajetória ascendente da informalidade nos anos 1990, ao promover uma redução da rigidez do mercado, pode explicar a redução da persistência agregada.

Palavras-chaves: Persistência, mercado de trabalho, informalidade

Abstract

This study investigates unemployment dynamics behavior in Brazil focusing in its level of persistence. For this purpose, fractional integration models and a persistence change test are used. The results indicate that the unemployment rate have two different levels of persistence. The first one is a nonstationary, whereas the second one is a nonstationary but mean-reverting. From a nonlinear model with multiple regimes proposed by Faria and Leon-Ledesma (2008), an empirical approach was applied using a SETAR model, which allowed explaining the persistence shift by labor market institutions changes introduced by the 1988 Constitution. Based on these findings, was possible to relate the results with those obtained by Figueiredo (2010) and Estevão and Carvalho Filho (2012). It was concluded that there are evidences of a relationship between the level of persistence and institutions, but also that the upward trend in informality in the 1990s, by promote a reduction of market rigidities, may explain the persistence decrease.

Keywords: Persistence, labor market, informality

Índice de Figuras

Figura 1 - Taxa de desemprego brasileira – Pesquisa Mensal de Desemprego - 1980 a 2012	34
Figura 2 - Função de autocorrelação da série de desemprego brasileira	35
Figura 3 - Caso de uma dinâmica não-linear com dois equilíbrios estáveis.....	42
Figura 4 - Caso de uma dinâmica não-linear com três equilíbrios—dois estáveis e um instável	43
Figura 5 - Série de desemprego brasileira. Partes com círculos sólidos indicam que os dados estão em um regime de baixo desemprego do modelo SETAR(2;2;4)	53
Figura 6 - Simulação do modelo SETAR(2;2;4) ajustado.....	55

Índice de Tabelas

Tabela 1- Estatísticas descritivas da taxa de desemprego aberta (PME) – Referência: 30 dias – 1980 a 2002 - Regiões Metropolitanas (%).....	35
Tabela 2 - Estimativas do coeficiente fracionário a partir dos estimadores GHP e Reisen	36
Tabela 3 - Quebra estrutural do coeficiente fracionário estimado a partir do teste de Hassler e Meller (2009).....	37
Tabela 4 - Testes de não linearidade quadrática de Keenan e Tsay	48
Tabela 5 – Teste de não linearidade Threshold de Chan (1990)	49
Tabela 6 - AIC Nominal dos modelos SETAR ajustados para o desemprego brasileiro para $1 \leq d \leq 5$	51
Tabela 7 - Modelo SETAR (2;2;4) Ajustado para a série de desemprego brasileira	52

Sumário

1. INTRODUÇÃO	11
2. PERSISTÊNCIA NO DESEMPREGO.....	14
2.1. DEFINIÇÃO	14
2.2. MUDANÇAS NAS INSTITUIÇÕES DO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO ..	20
2.3. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA.....	25
3. MENSURANDO A PERSISTÊNCIA NO DESEMPREGO BRASILEIRO	29
3.1. ESTIMADOR dGPH	29
3.2. ESTIMADOR dREISEN	31
3.3. TESTE DE HASSLER E MELLER	32
3.4. DADOS	33
3.5. RESULTADOS	36
4. MÚLTIPLOS EQUILÍBRIOS	38
4.1. MODELO DINÂMICO NÃO-LINEAR PARA O DESEMPREGO.....	40
4.2. ANÁLISE DE UM MODELO COM MUDANÇAS DE REGIME	44
4.2.1. DETECTANDO A PRESENÇA DE NÃO LINEARIDADE	45
4.2.2. SELF-EXCITING THRESHOLD AUTOREGRESSIVE (SETAR) MODEL	50
4.2.3. RESULTADO	51
5. DISCUSSÃO.....	56
5.1. PERSISTÊNCIA, INSTITUIÇÕES E INFORMALIDADE	57
6. CONCLUSÃO	61

1. INTRODUÇÃO

Uma das primeiras explicações para o comportamento dinâmico do desemprego foi sugerido por Friedman (1968), que sugeria na sua teoria de taxa natural de desemprego, que flutuações na demanda agregada, sejam elas em razão de mudanças na condução da política monetária ou por outros fatores, teriam apenas efeitos de curto prazo sobre a primeira. Como resultado de fatores do lado da oferta da economia, o desemprego seria invariante a medidas nominais no longo prazo. Assim, após um choque econômico, restaria ao desemprego convergir para uma taxa natural ao longo do tempo.

Em uma visão diametralmente oposta, a hipótese da histerese desenvolvida por Blanchard e Summers (1986) afirmava que choques econômicos podem ter efeitos permanentes sobre o desemprego devido à estrutura de barganha salarial existente na economia. Por essa abordagem, o poder de barganha dos sindicatos da economia impediria a redução dos salários nominais para acomodar a elevação do desemprego, de modo que a taxa de desemprego permaneceria elevada mesmo no longo prazo. Contudo, por ser vista como extrema demais pela literatura, essa abordagem foi substituída por versões mais flexíveis. Segundo Bean (1992), histerese pode ser entendida atualmente não apenas pela possibilidade de efeitos permanentes de choques econômicos sobre o desemprego, mas principalmente por efeitos persistentes, de modo que a série apresenta uma lenta convergência à média após um choque. Além disso, o número de teorias explicativas deste fenômeno se expandiu para além das ideias de poder de barganha sindical na economia, e atualmente incluem a longa duração do desemprego em face da deterioração das habilidades dos trabalhadores, e a interação de instituições do mercado de trabalho com o efeito de persistência.

Em termos empíricos, a literatura acumula evidências de que a série de desemprego apresenta um comportamento de persistência. Inicialmente, em termos de estratégia empírica, vários autores passaram a comparar a teoria da taxa natural com a histerese a partir de testes de raiz unitária. Utilizando um teste ADF padrão, Jaeger e Parkinson (1994) não foram capazes de rejeitar a hipótese de teoria da histerese para o desemprego americano. Contudo, desde Perron (1989), é bem conhecido que o teste ADF padrão pode falhar em rejeitar uma raiz unitária falsa devido a má especificação da tendência determinista. Por isso, Clemente et al (2005), ao discutir a estrutura do desemprego para vários estados americanos, levando em

consideração possíveis quebras estruturais, foram capazes de rejeitar a hipótese de raiz unitária para a maioria dos estados e para os EUA como um todo.

Para o caso brasileiro, os resultados mais recentes da literatura tendem a apontar para evidências de elevada persistência do desemprego. Gomes e Silva (2009a) fazendo uso de testes convencionais de raiz unitária sugerem que a taxa de desemprego do Brasil e das suas principais regiões metropolitanas apresentam elevada persistência. Contudo, como evidenciado por Lee and Amsler (1997), testes usuais de raiz unitária são incapazes de distinguir comportamentos não estacionários com reversão à média de um processo do tipo raiz unitária. Desse modo, Gomes e Silva (2009b) mostram que a taxa de desemprego brasileira possui um comportamento fracionalmente integrado. Já em Figueiredo (2010), considerando a possibilidade de viés que pode derivar da estimação de um parâmetro de integração fracionária que negligencie a presença de quebra estrutural e de mudanças de regime, o autor aplica um teste para mudança de persistência da série e um modelo de integração fracionária com mudanças Markovianas. Os resultados deste autor sugerem que a taxa de desemprego brasileira apresentou uma mudança no seu nível de persistência, com uma redução do seu nível tendo ocorrido no início dos anos 1990.

Em Léon-Ledesma e McAdam (2003), os autores argumentam que analisar o problema de persistência a partir da presença de uma raiz unitária em uma estrutura dinâmica linear implica necessariamente em assumir suposições que poderiam ser relaxadas ou reconsideradas. Assim, a literatura de desemprego acumula evidências de que o desemprego apresenta uma dinâmica não linear. Em termos teóricos, Faria e Léon-Ledesma (2008) desenvolvem um modelo para o desemprego com uma dinâmica não linear que apresenta a possibilidade de até três diferentes estados da economia, com as condições macroeconômicas e do mercado de trabalho sendo os fatores responsáveis pelas transições entre diferentes regimes. Mais importante, o modelo é coerente com as diferentes teorias explicativas do desemprego, como a taxa natural e a histerese. Assim, seria possível estudar o desemprego brasileiro dentro de um modelo não linear com dois diferentes regimes, em que fatores institucionais e macroeconômicos fossem capazes de explicar as mudanças sugeridas por Figueiredo (2010).

Assim, seria possível relacionar essa mudança do nível de persistência com as profundas mudanças macroeconômicas e institucionais ocorridas no Brasil entre o fim dos anos 1980 e início da década de 1990. Segundo Blanchard e Wolfers (2000), mudanças na

persistência da série podem ser explicadas a partir da interação entre as instituições do mercado de trabalho e os choques econômicos sobre a série de desemprego. Segundo os autores, algumas instituições do mercado de trabalho reduziram o efeito que o desemprego tem sobre os salários, aumentando a persistência do desemprego em resposta a choques. Os resultados apresentados por Estevão e Carvalho Filho (2012) podem ajudar a explicar a mudança de persistência no desemprego brasileiro. Segundo os autores, as mudanças nas instituições do mercado de trabalho introduzidas com a Constituição de 1988 teriam gerado uma redução da sensibilidade do salário dos trabalhadores às condições do mercado de trabalho. Mais ainda, os autores estimam a sensibilidade do salário incluindo o efeito dos contratos informais na economia, e mostram que é possível perceber uma elevação da flexibilização do mercado de trabalho quando considerado o mercado informal. Desse modo, fica aberta a possibilidade de que não apenas as instituições são importantes para definir o nível de persistência do desemprego brasileiro, como também a suspeita de que o nível de informalidade é um fator chave para explicar a redução da persistência apresentada pelos resultados da literatura.

Diante do exposto, esse estudo tem como objetivo determinar o nível de persistência da série de desemprego brasileira para o período compreendido entre 1980 e 2002, e testar formalmente a possibilidade de quebra estrutural. Além disso, relacionar essa possível mudança com as alterações nas instituições do mercado de trabalho que ocorreram no Brasil a partir da promulgação da nova Constituição Federal.

Dito isto, este estudo é constituído por mais cinco seções, além desta introdução. No segundo capítulo são apresentadas as diferentes teorias explicativas do desemprego, incluindo os desenvolvimentos a cerca da persistência, e uma breve revisão da literatura. No capítulo 3, a persistência na série de desemprego brasileira é estimada a partir de três diferentes estimadores da integração fracionária (com e sem quebra estrutural). No quarto capítulo é apresentado um modelo teórico não linear com múltiplos equilíbrios, e estimado um modelo *SETAR* para o desemprego brasileiro. No capítulo 5, é realizada uma discussão sobre as relações entre persistência, instituições e informalidade a partir dos resultados apresentados nos capítulos 3 e 4 e outros trabalhos da literatura. A última parte é reservada às conclusões.

2. PERSISTÊNCIA NO DESEMPREGO

2.1. DEFINIÇÃO

As altas e persistentes taxas de desemprego são um desafio para a definição de políticas econômicas, sendo cruciais, sobretudo, nas ações de políticas monetárias. As razões que levam as taxas de desemprego a apresentarem persistência a choques ainda é um tema intrigante; e as evidências de que o nível de persistência tem se alterado ao longo dos anos reforçam essas dúvidas. Assim, sem um consenso sobre o tema, várias hipóteses sobre as potenciais causas têm sido desenvolvidas ao longo das últimas décadas. Estas se dividem em duas linhas teóricas de explicação deste fenômeno.

Inicialmente, no contexto de baixos níveis de desempregado apresentados no período pós-guerra nos países da Europa e dos EUA, a hipótese de uma taxa natural de desemprego é desenvolvida por Milton Friedman (1968) e Phelps (1968); segundo esse desenvolvimento, flutuações na demanda agregada, sejam elas resultados da política monetária ou de outras fontes, afetam o desemprego apenas no curto prazo, uma vez que a taxa de desemprego natural derivaria de forças econômicas do lado da oferta, sobretudo de imperfeições no mercado de trabalho tais como salário mínimo, sindicatos e informação assimétrica – e que assim não podiam ser remediadas a partir de medidas nominais. Desse modo, no longo prazo, o desemprego retornaria sempre ao seu nível de equilíbrio natural. De maneira que, para essa teoria, a taxa de desemprego após um choque de qualquer ordem deveria convergir rapidamente para o seu nível natural.

Contudo, a elevação das taxas de desemprego observadas na Europa a partir da década de 1970 -- sobretudo a partir do aumento dramático durante os anos 1980, quando a taxa de desemprego médio passou a ser superior a 8% ante um nível médio de 2% na década de 1960 -- mostrava que era preciso abandonar a ideia de uma taxa de desemprego natural invariante ao longo do tempo, uma vez que mesmo após a estabilização inflacionária, o desemprego permanecia alto. Assim, as primeiras explicações para a elevação do nível de desemprego europeu residiram no papel dos choques econômicos (Bruno e Sachs, 1985) como os ocorridos nos dois choques do petróleo em 1973 e 1979¹ e com a grande diminuição na taxa

¹ Que provocou uma elevação de preço do petróleo no início dos anos 1980 para um nível quatro vezes maior do que aquele observado no início da década de 1970.

de crescimento da Produtividade Total dos Fatores (PTF)² observada na Europa a partir dos anos 1970.

Assim, apesar de choques similares atingindo os mesmos países, os seus efeitos sobre a taxa de desemprego se mostravam bastantes heterogêneas entre eles. Bruno e Sachs (1985) argumentam que essa variabilidade poderia ser explicada pela interação dos choques econômicos com dois tipos de rigidez. Primeiro a rigidez de salário real, que trata da velocidade com que o salário real se ajusta às mudanças no salário-eficiência (*warranted wage*); e segundo, a rigidez do salário nominal, que captura a velocidade de ajuste do salário nominal às mudanças nos preços. Uma maior rigidez do salário real – correspondente a uma menor velocidade de ajustamento – implicaria em efeito maior e de mais longa duração de choques sobre o desemprego. Por outro lado, uma maior rigidez do salário nominal faria com que o ajuste do salário às mudanças de preço fosse mais lenta, o que implicaria na possibilidade de a autoridade monetária poder utilizar a inflação para reduzir o salário real e assim limitar o aumento do desemprego.

Passada a década de 1970, o que se observou nos anos 1980 foi uma elevação das taxas de desemprego³ na Europa. Segundo Blanchard (2005), a primeira metade da década foi marcada por políticas monetárias rígidas de combate a elevada inflação de que resultou as políticas monetárias expansionistas de combate aos choques adversos na década anterior. Como resultado, houve uma redução da inflação de um patamar de 12,5% em 1980 para menos de 3% em 1986 obtidos a custas de uma elevada taxa de desemprego corrente. Contudo, na segunda metade da década, mesmo a despeito do fim das políticas monetárias contracionistas, da grande reversão do preço do petróleo de volta a patamares mais baixos, e do melhor conhecimento sobre o declínio no crescimento da produtividade (que deveriam ter feito os salários correntes se adequarem a nova realidade), o desemprego permanecia insistentemente alto.

Outro mecanismo de persistência era baseado na ideia de que a estrutura de barganha coletiva era a responsável por gerar um efeito retardado dos choques econômicos sobre a taxa de desemprego. Segundo essa abordagem, barganhas de salário são realizadas entre firmas e

² Construída por Blanchard e Wolfers (2000) através do computo do resíduo do modelo de Solow, e então dividindo pela participação do trabalho na economia, a medida de taxa de crescimento de PTF se encontrava em 5% nos anos 1960 e passou a ser de 3% na primeira metade dos anos 1970 e próximo de 2% na segunda metade da mesma década.

³ De 5% para as 15 maiores economias da Europa em 1980, para 8% no fim da década (Blanchard, 2005).

trabalhadores; contudo, apenas trabalhadores empregados (ou mesmo, sindicalizados) fariam parte do processo de negociação – deixando de fora os trabalhadores desempregados. Assim, segundo esta teoria de *Insiders e Outsiders* desenvolvida por Lindbeck e Snower (1986), e aplicada ao desemprego por Blanchard e Summers (1986) com o nome de Histerese do desemprego, indivíduos *insiders* (os trabalhadores empregados capazes de barganhar salários) exerceriam uma pressão na barganha salarial muito maior do que os indivíduos do tipo *outsider*. Essa situação ocorria em uma economia com forte poder dos sindicatos, uma vez que as decisões salariais realizadas por voto dariam um peso maior aos trabalhadores membros (*insiders*) e pouco ou nenhum aos trabalhadores desempregados (mesmo que membros) e trabalhadores não-membros (*outsiders*) dos sindicatos.

Desse modo, prevalecendo o interesse dos trabalhadores sindicalizados, há uma pressão no processo de barganha por elevar os rendimentos dos trabalhadores mesmo com o risco de um aumento de desemprego. Choques negativos de demanda por trabalho poderiam ainda levar a um aumento do desemprego, reduzindo assim o número de trabalhadores *insiders* – e conseqüentemente o número de indivíduos com poder de barganha. Assim, após um choque adverso de demanda, o desemprego se elevaria, mas com a força dos trabalhadores ainda empregados no processo de barganha, os salários nominais não são reduzidos para acomodar a elevação do desemprego, de modo que a taxa de desemprego permanece elevada.

Para Blanchard e Summers (1986), uma organização assim faz com que o desemprego siga um processo de passeio aleatório ou raiz unitária, de modo que a economia não apresentaria nenhuma tendência em retornar ao seu estado original. Dito de outra forma, a série é não-estacionária e qualquer choque afeta permanentemente o equilíbrio do mercado de trabalho. Assim, segundo essa visão, o desemprego seria explicado por toda a história de choques da economia. Assim, a taxa de equilíbrio do desemprego depende parcialmente do processo ocorrido até se chegar à essa taxa de equilíbrio, tendo assim um comportamento de *path dependence*.

Esse efeito dos *insiders* pode ser formalizado a partir da relação entre emprego e salário real desenvolvida por Blanchard (2005), dado por:

$$w - p = (\alpha - 1)(n - k + a) + a = (\alpha - 1)(n - k) + \alpha a \quad (2.1)$$

onde w é o salário nominal, p é o preço; n é o nível de emprego; k é log do estoque de capital; α é uma constante e a é o índice de tecnologia neutro de Harrod.

Aqui o log do estoque de capital, k , é fixo, e a fonte principal de persistência é a estrutura de barganha salarial, que é determinada de um lado por um sindicato monopolista que escolhe o salário; enquanto que o emprego é decidido pela firma. O salário nominal é decidido tal que, em valor esperado, o membro filiado ao sindicato está empregado:

$$w|En = m \quad (2.2)$$

onde m é o log da filiação ao sindicato.

Supondo que a filiação é dada por:

$$m = n_{-1} + \theta(\bar{n} - n_{-1}) \quad (2.3)$$

Se $\theta = 0$, a filiação é igual ao emprego do último período, de modo que o sindicato se importa apenas com os trabalhadores empregados. Para $\theta > 0$, o sindicato põe algum peso nos trabalhadores desempregados (mas um peso menor do que aquele dado aos trabalhadores empregados).

Assumindo ainda que o sindicato escolhe o salário nominal baseado na relação acima, e baseado ainda na expectativa no nível de tecnologia e de preços, temos que:

$$w = Ep + (\alpha - 1)(n_{-1} + \theta(\bar{n} - n_{-1} - k)) + \alpha Ea \quad (2.4)$$

Assim, combinando as equações para o salário pago pelas firmas e para o salário barganhado (e usando $u = \bar{n} - n_{-1}$), temos que:

$$u = (1 - \theta)u_{-1} - \frac{1}{1 - \alpha} [(p - Ep) + \alpha(a - Ea)] \quad (2.5)$$

Assim, a dinâmica do desemprego seria uma função dos movimentos não esperados nos preços e na tecnologia. Além disso, valores baixos de θ , que representa o peso do desemprego no processo de barganha, indicariam uma maior persistência do desemprego a choques. Pela formulação de Blanchard e Summers (1986), o valor de θ seria igual a zero -- o que faria com que a taxa de desemprego tivesse uma raiz unitária, exibindo histerese.

Contudo, essa formulação em particular em que $\theta = 0$ foi bastante criticada por ser considerada extrema demais. Entre as críticas está o fato de que empiricamente ela implica que movimentos na força de trabalho poderiam não refletir movimentos no emprego; além disso, afirmar que trabalhadores desempregados não exercem qualquer papel no processo de

barganha parece exagerado. Blanchard (2005) argumenta que mesmo que o sindicato não se importe com trabalhadores desempregados, ela deve se importar com o que pode ocorrer aos seus membros. Mais, quanto maior a taxa de desemprego maior é o cuidado durante o processo de barganha salarial – enfraquecendo assim a posição do sindicato na determinação de salário. Da mesma forma, na prática as firmas também fazem parte do processo de fixação de salários, de modo que elas podem sempre ameaçar a posição dos trabalhadores empregados. Logo, o papel dos *insiders* no processo de barganha implica em uma persistência do desemprego em resposta a choques adversos, mas tipicamente não um comportamento do tipo histerese pura⁴. Assim sendo, um alto desemprego levaria a economia de volta a uma taxa de equilíbrio do desemprego, configurando uma situação de reversão à média.

A presença de histerese ou de elevada persistência na taxa de desemprego leva ainda a importantes consequências em termos de políticas econômicas. O comportamento presente da variável numa situação como essa passa a ter efeitos de políticas ou choques passados, da mesma forma que a trajetória futura da variável será influenciada pela estrutura de memória da série. Desse modo, políticas macroeconômicas passam a ter efeito permanente ou de longa duração sobre o desemprego. Desse modo, em uma situação de elevado desemprego, se os *policymakers* esperam que a taxa de desemprego siga uma trajetória do tipo taxa natural, quando na verdade ele apresenta um comportamento de histerese, nenhuma ação será tomada para reduzir a taxa de desemprego, mesmo que ela seja necessária. Assim, o efeito de elevado desemprego passa a ser de elevada duração, ou permanente (como propostos por Blanchard e Summers, 1986).

Além disto, a abordagem tradicional de uma taxa de desemprego que converge rapidamente para seu nível natural carrega em si o pressuposto de que a taxa de desemprego de equilíbrio é determinada pelo lado da oferta da economia, o que implica que a política monetária tem apenas efeitos de curto prazo sobre o desemprego. Assim, políticas monetárias poderiam desviar o desemprego do seu nível natural apenas por alguns poucos anos, enquanto

⁴ Assim a noção de histerese pode ser relaxada. Segundo Bean (1992), o termo histerese é hoje utilizado para caracterizar qualquer mecanismo que leve choques transitórios a terem efeitos persistentes, e não necessariamente efeitos permanentes. Assim, como afirma Layard *et al* (1991), o termo histerese pode ser atualmente um sinônimo de persistência, enquanto que a interpretação original de um modelo linear com raiz unitária pode ser chamado de histerese “pura”.

que mudanças ao longo de grandes períodos de tempo (décadas) são determinadas por mudanças na taxa natural de desemprego.

Por outro lado, como afirma Ball (2009), a presença de histerese na taxa de desemprego desafia a dicotomia clássica entre a economia real e a monetária mesmo no longo prazo. Segundo o autor, a hipótese da histerese ao argumentar que a taxa de desemprego depende da sua trajetória, derrubaria a visão de que a taxa natural é determinada apenas por fatores do lado da oferta. A principal consequência dessa hipótese é a de que mudanças na taxa de equilíbrio do desemprego podem ser atribuídas a movimentos de política monetária, uma vez que a demanda agregada altera o comportamento do desemprego corrente, que por sua vez influencia a taxa natural de desemprego a partir do canal da histerese. Neste caso, o comportamento de longo prazo do desemprego é dependente dos movimentos de demanda agregada.

As evidências empíricas levantadas por Ball (1999) e Ball (2009) parecem sustentar que há uma relação significativa entre o tamanho da redução da inflação promovida por políticas monetárias e as mudanças da NAIRU (a taxa de desemprego não aceleradora de inflação). Em Ball (1999), o autor calculou a NAIRU para uma amostra de 20 países para o período de 1980 a 1990, e concluiu que houve uma redução da inflação para 19 dos 20, ao passo que em 17 dos 20 houve uma elevação da NAIRU. Assim, em termos de política econômica, a histerese altera completamente as prescrições para a política monetária. Ball (2009) afirma que mudanças na NAIRU não são apenas relacionadas com o tamanho do processo desinflacionário, mas também com o tamanho do período em que esse processo ocorreu. Desse modo, o autor sugere que as autoridades monetárias ao se defrontarem com uma elevada taxa de desemprego, deveriam promover um aquecimento da demanda, que ao custo de inflação pudesse reduzir o nível de equilíbrio do desemprego. Além disso, políticas monetárias contracionistas com o objetivo de reduzir a inflação deveriam ser aplicadas rapidamente, para reduzir a inflação sem que isso implique num retorno da taxa natural para cima. Desse modo, a autoridade monetária deveria expandir seus objetivos para além do controle inflacionário.

2.2. MUDANÇAS NAS INSTITUIÇÕES DO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO

Deste modo, a ideia de que mudanças nas instituições do mercado de trabalho ou de alterações macroeconômicas pudessem impactar não apenas na taxa de desemprego como no seu grau de persistência nasceram a partir do elevado e persistente desemprego europeu mesmo nos anos 1990, e que acabaram levantando dúvidas quanto ao papel de choques adversos ocorridos nas décadas de 1970 e 1980 e de mecanismos de persistência convencionais (que focavam apenas no processo de barganha salarial) sobre as taxas de desemprego por tanto tempo. Segundo Ball (2009), o canal de *Insider-Outsider* proposto por Blanchard e Summers (1986) mostrou poucas evidências de ser o responsável pela existência de efeitos de histerese no desemprego. Para o autor, as evidências parecem induzir a suspeita de que desempregados de longo prazo passam a se destacar do mercado de trabalho, seja porque não são mais atraentes para os empregadores, seja porque eles passaram a não procurar mais por empregos. Além disso, a elevada heterogeneidade dos efeitos de choques econômicos sobre as taxas de desemprego de diferentes países apontaram para a ideia de que as diferenças das taxas de desempregos deveriam ser explicadas por meio de diferenças institucionais entre os países (Layard *et al.*, 1991). Segundo Ball (2009), as evidências empíricas da literatura tendem a mostrar que efeitos de histerese seriam mais fortes em países com benefícios ao desemprego de maior duração.

Assim, cresceu a noção de que rigidezes do mercado de trabalho estariam no núcleo do alto desemprego. As instituições do mercado de trabalho por sua vez seriam a principal fonte da elevada rigidez do mercado de trabalho que refletiriam no nível de desemprego através dos custos (diretos e indiretos) de demissão e contratação de trabalhadores, além dos custos adicionais com multas, encargos trabalhistas e treinamento de novos trabalhadores. Segundo Blanchard e Wolfers (2000) interações entre as instituições do mercado de trabalho e os choques explicariam ainda a maneira como as instituições moldariam a forma como os choques econômicos afetam o desemprego e a forma como elas afetam a persistência do desemprego em resposta a choques. Esta persistência residiria em um mecanismo de ajustamento dos salários que não funcionasse de forma apropriada – que é aquela em que o desemprego exerça uma pressão para baixo nos salários até que o nível de desemprego retorne ao normal. Segundo os autores, algumas instituições do mercado de trabalho reduziram o

efeito que o desemprego tem sobre os salários, aumentando a persistência do desemprego em resposta a choques.

Entre os canais identificados por essa linha de pesquisa para explicar de que forma as instituições podem alterar o nível de persistência esta a ideia de duração do desemprego. Esta forma de histerese foi desenvolvida fora da estrutura de barganha salarial original por Layard e Nickell (1987) e foca no efeito do desemprego sobre o capital humano, já que segundo essa abordagem, apenas os desempregados recém-admitidos exerceriam alguma pressão sobre os salários. Esse comportamento decorreria da deterioração do capital humano gerado pelo desemprego, que faria com que trabalhadores fora do mercado de trabalho tendessem a exibir um decaimento das habilidades existentes e a não aquisição de novas por meio de treinamentos oferecidos no âmbito do emprego – de forma a gerar dificuldades adicionais no retorno ao mercado de trabalho. Desse modo, uma alta taxa de desemprego tenderia a gerar um aumento do número de desempregados de longo-prazo, que acabariam por exercer uma influência muito baixa na barganha salarial, fazendo com que a taxa de desemprego se elevasse⁵. Assim, quanto maior a proporção de desempregados de longo prazo, menor será a pressão que uma dada taxa de desemprego exerce sobre os salários, o que acaba por tornar o desemprego mais persistente. Neste caso, as instituições do mercado de trabalho agem sobre a duração média do desemprego. Comparando os mercados de trabalho dos EUA e da Europa, o que se percebe é que há duração do desemprego muito mais longa neste último, em que os benefícios aos desempregados e a proteção aos empregados são muito mais generosos.

Outro canal apontado por Blanchard e Wolfers (2000) é o instituído pelo salário mínimo. Segundo os autores, um elevado salário mínimo pode elevar o efeito de choques adversos na taxa de desemprego dos trabalhadores menos escolarizados e reduzir o efeito do desemprego sobre os salários, uma vez que o salário mínimo é fixo. Além disso, processos de barganha salarial que reflitam as perspectivas apenas dos trabalhadores em idade adulta podem levar a uma baixa resposta dos salários para os desempregados mais jovens.

Para o caso brasileiro, as profundas mudanças macroeconômicas e institucionais ocorridas no período compreendido entre 1988 e início dos anos 1990 podem ter produzido mudanças importantes na série de desemprego brasileira, e assim gerado impactos no seu grau de persistência a choques. Entre as mudanças ocorridas estão o processo de liberalização

⁵ Layard e Nickell (1987) mostram que para uma relação do tipo curva de Phillips, o que realmente importa quando se trata de pressão sobre os salários é o desemprego de curto prazo.

comercial que levou o Brasil a se tornar uma economia aberta -- deixando para trás décadas de protecionismo econômico⁶; juntamente com a mudança Constitucional ocorrida em 1988 que estabeleceu profundas mudanças das regras e instituições do mercado de trabalho -- e foi responsável por instituir as mais importantes mudanças nessa área desde a aprovação da Consolidação das Leis Trabalhistas em 1943, contendo assim a maior parte da regulação do mercado de trabalho prevalecente até hoje. Além disto, o período compreendido entre a década de 1980 e 1995 foram responsáveis por uma sucessão de planos que carregavam o objetivo de estabilizar o nível de preços na economia – e que muitas vezes viam a recessão e o desemprego como um mecanismo para o controle inflacionário.

Em termos de regulação do mercado de trabalho, o Brasil estabeleceu a Consolidação das Leis do Trabalhador (CLT) em 1943 que se configurou como um conjunto extensivo de regras determinando direitos e deveres individuais e coletivos para os trabalhadores. Contudo, modificações que pudessem adequar as regras ao novo ambiente econômico do país só foram realizadas, em pequena escala, nos anos 1960 e, como atualização maior, a partir de 1988 com a Nova Constituição Federal e algumas modificações ao longo dos anos 1990.

A CLT de 1943 estabelecia inicialmente a obrigação de uma relação formal entre firma e trabalhador que tornasse obrigatória a contribuição de ambos para o sistema de seguridade social e assegurasse o bem-estar do trabalhador através do estabelecimento de um conjunto de condições mínimas de trabalho. Entre elas estava:

- A declaração de uma remuneração mínima (salário mínimo);
- O estabelecimento de uma quantidade máxima de horas de trabalho semanal de 48 horas, e de horas contínuas de trabalho (8 horas);
- Licença maternidade paga de três meses (sendo um antes e dois após do nascimento);
- Proteção contra demissão injustificada;
- Férias pagas em pelo menos salário mensal normal;
- Aviso prévio demissionário;
- Proibição da demissão após 10 anos de serviço.

A partir da década de 1960 houve um processo de elevação do custo trabalhista com o estabelecimento de benefícios salariais compulsórios pelo governo. Em 1962 houve a

⁶ Como mostra disso há, segundo Gonzaga et al (2006), a substancial redução das tarifas comerciais praticadas pelo Brasil no período, que passaram de uma média de 42,6% em 1988 para 13,4% em 1995.

instituição do pagamento de um décimo terceiro salário pela firma que deveria equivaler à 1/12 da remuneração para cada mês trabalhado. Contudo, na direção contrária – com o objetivo de melhorar a eficiência do mercado de trabalho, ocorreu mudanças com as leis que regulamentavam as demissões, que sofreram mudanças fundamentais em 1966 com a criação do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS). Este seria um fundo de indenização individual (acumulado durante o período em que o trabalhador está empregado) que veio para substituir a regra segundo a qual seria proibida a demissão de trabalhador com mais de dez anos de serviço em determinada firma. A demissão sem justificativa seria penalizada com multa de 10% do FGTS.

Em termos coletivos, o período pré-Constituição de 1988 era caracterizado por regras que previam uma série de limitações quanto ao funcionamento dos sindicatos, como a intervenção direta do Ministério do Trabalho (MTE) no funcionamento e na escolha dos diretores sindicais; o registro obrigatório no MTE de todos os sindicatos; a proibição de representação nacional; a notificação de greve deveria ser feita com cinco dias de antecedência e eram proibidas em áreas consideradas fundamentais – como energia, serviço de gás, hospitais, farmácias, serviços funerários e serviços públicos.

Com relação às regras de organização coletiva, a nova Constituição concedeu uma maior liberdade e autonomia aos sindicatos, bem como gerou uma forte diminuição na capacidade do governo em intervir no seu funcionamento. Entre as mudanças introduzidas estão:

- Os representantes dos sindicatos são escolhidos segundo regras internas;
- A permissão para criação e registro dos sindicatos pelo Ministério do Trabalho não é mais necessária – assim como é vedada a sua intervenção no funcionamento dos sindicatos;
- É permitido aos sindicatos ter representantes nacionais;
- Não há mais setores proibidos de participar de greves (desde que em setores essenciais se mantenha um fornecimento mínimo de serviço);
- Funcionários públicos (menos setor militar) tem permissão para entrar em greve;
- A decisão de greve depende das regras internas do sindicato (com notificação ao empregador 48 horas antes).

Assim, foi com a Constituição brasileira de 1988 que a regulamentação do mercado de trabalho brasileiro sofreu suas principais mudanças. Essa reforma constitucional afetou tanto os direitos individuais quanto coletivos dos trabalhadores. Entre as medidas promovidas no direito individual compiladas por Paes de Barros e Corseuil (2004) estão:

- Redução da hora trabalhada por semana: 44 horas.
- Diminuição do tempo de trabalho contínuo de oito para seis horas;
- Remuneração mínima sobre hora extra de 1,5 da taxa de salário normal, e não mais 1,2.
- Férias pagas passaram de um para 4/3 do salário mensal pago;
- Licença maternidade de quatro meses;
- Aviso prévio demissionário não mais de um mês, mas variável segundo o tempo de serviço na firma;
- Elevação da multa por demissão injustificada de 10% para 40% do FGTS;
- Criação da licença paternidade (5 dias);
- Participação dos lucros da firma pelos trabalhadores.

A nova Constituição gerou do ponto de vista do direito individual uma elevação do custo trabalhista, com a elevação do pagamento de hora extra e outros benefícios, e das penalidades por demissão. Além disso, o fato de a penalidade por demissão injustificada -- na forma de 40% da contribuição acumulativa pelo atual empregador ao FGTS do trabalhador -- ser paga do empregador diretamente ao empregado (e não a um fundo coletivo) se estabeleceu um efeito negativo sobre o comportamento do trabalhador, ao gerar incentivos para o trabalhador induzir sua própria demissão⁷.

Dessa maneira, essa reforma constitucional gerou como consequência uma elevação do nível de proteção ao trabalhador⁸. Contudo, esse aumento de proteção foi obtido através da elevação do custo de manutenção do trabalhador pelas firmas. As mudanças geraram do ponto de vista das firmas um aumento dos custos trabalhistas e das penalidades por demissão; ao mesmo tempo garantiram uma maior autonomia sindical, com drástica redução da intervenção

⁷ Macedo (1985); Amadeo e Camargo (1996).

⁸ Assim, como forma de amenizar alguns das restrições geradas pela regulamentação trabalhista, algumas leis foram revertidas ao longo da década de 1990. Entre elas, o estabelecimento de contratos de trabalho temporário, que não exigiam o pagamento de contribuição previdenciária e possuíam menores penalidades à demissão. Mesmo tendo sido criado com a intenção de reduzir a rigidez do mercado de trabalho, esse instrumento pouco foi utilizado pelas firmas.

governamental sobre eles, e com um conseqüente aumento do poder de barganha nas negociações salariais.

Diante disto, é importante se cercar de evidências a cerca da presença ou não na série de desemprego brasileira de um comportamento de histerese, e de uma possível alteração no seu grau de persistência, dada as grandes mudanças em termos de instituições do mercado de trabalho e suas fortes relações com a determinação da política monetária.

2.3. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

Empiricamente a taxa de desemprego pode ser modelada a partir de um modelo estocástico linear dinâmico com o objetivo de identificar as relações entre valores presentes, passados e futuros da variável. Inicialmente, e de modo tradicional, a literatura tratou a histerese a partir da ideia de que ela se tratava da presença de uma raiz unitária em um sistema dinâmico linear, de modo que se fez uso de diversos testes tradicionais de raiz unitária como o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF, Dickey e Fuller, 1979) e Phillips-Perron (1988) para determinar um comportamento do tipo taxa natural ou de histerese, uma vez que a série é modelada seja como um processo estacionário, seja como um processo não estacionário com raiz unitária. A partir do uso do teste ADF, Neudorfer, Pichelmann e Wagner (1990) examinaram a hipótese de histerese para a Austria. O mesmo foi feito por Jaeger e Parkinson (1994) para o Reino Unido e os Estados Unidos, Canadá e Alemanha. Todos esses trabalhos não foram capazes de rejeitar a hipótese de histerese. Por outro lado, outros trabalhos como Koustas e Veloce (1996), encontram que apesar da série de desemprego canadense sugerir um comportamento com histerese, o mesmo não é observado para a série americana. Assim, os resultados obtidos com essa estratégia empírica eram variados.

Como consequência, esta metodologia de investigação acabou por criar uma dicotomia teórica em que ambas as abordagens são mutuamente exclusivas -- uma vez que impõe que a ordem de integração da série deva ser $I(0)$ ou $I(1)$ –, e assim, gerando uma forte restrição analítica⁹. Desse modo, uma representação fracionária da série de desemprego, em que

⁹ Diebold and Rudebush (1991) demonstraram ainda que em uma situação em que o parâmetro d é não-inteiro - com a série apresentando integração fracionária - os testes de raiz unitárias convencionais - testes ADF e PP -- apresentariam baixo poder. Já Lee e Amsler (1997) mostraram que os testes de raiz unitária tradicionais seriam

$I(d) \in \mathbb{R}$, poderia ser utilizada para melhor extrair o comportamento de longo prazo da série, o que fez com que a fracionaridade em séries de desemprego passasse a ser bem mais investigada -- Hassler e Wolters (1994) e Lee e Schmidt (1996) mostram inclusive que técnicas de integração fracionária poderiam ser bastante úteis para modelar desemprego. Assim, desconsiderar a possibilidade de integração fracionária torna a análise da série de desemprego limitada à suas repercussões de curto prazo, levando invariavelmente a equívocos na interpretação do fenômeno estudado.

Em termos empíricos, a literatura de longa memória sofreu um impulso a partir do desenvolvimento do modelo de *Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average* (ARFIMA) por Granger e Joyeux (1980) e por Hosking (1981) que permitem a presença de um parâmetro d que seja fracionalmente diferenciado. Pela definição de Hosking (1981):

Definição 1 - Considerando uma série temporal univariada, uma dada sequência x_t define um modelo ARFIMA(p,d,q) como sendo estacionário e invertível se $-\frac{1}{2} < d < \frac{1}{2}$ e se satisfazer

$$\Phi(B)(1 - B)^d(x_t - \mu) = \Theta(B)\varepsilon_t \quad (2.6)$$

onde B é o operador de defasagem (por exemplo: $Bx_t = x_{t-1}$), com $(1 - B)^d$ sendo o operador de diferença fracionária e ε_t é um termo de erro $I(0)$. Além disso, $E(x_t) = \mu$, $\Phi(B) = 1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p$ e $\Theta(B) = 1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q$ são, respectivamente, os polinômios autoregressivos e de médias móveis de ordem p e q , cujas raízes características de $\Phi(B) = 0$ e $\Theta(B) = 0$ estão fora do círculo unitário.

Assim, o modelo ARFIMA pode ser considerado uma flexibilização do modelo *Autoregressive integrated moving average* (ARIMA), em que os parâmetros autoregressivos e de médias móveis (ϕ_i e θ_i) controlam a memória de curto prazo do processo e o parâmetro d faz relação ao comportamento de longo prazo da série.

Granger e Joyeux (1980) delimitam o conceito de integração fracionária para o intervalo de $-1 < d < 1$, com valores de $d > \frac{1}{2}$ apresentando variância infinita, e assim,

incapazes de distinguir um comportamento não-estacionário mas com reversão à média ($I(d) \sim 0, 5 < d < 1$) de um não-estacionário ($I(d) \sim d = 1$).

sendo não estacionários. Contudo, apesar de não apresentar comportamento estacionário, ele apresentará reversibilidade à média para valores $\frac{1}{2} > d > 1$. Dessa maneira é possível associar o comportamento estocástico da série a diferentes hipóteses explicativas do desemprego. Para um $0 \leq d \leq 0,5$, x_t é dito covariante estacionário, de modo que há um rápido desaparecimento dos efeitos de choques sobre a série no longo prazo – tendo-se evidências a favor da hipótese de uma taxa natural do desemprego. Para $0,5 \leq d \leq 1$, a série é dita não covariante estacionária, e, apesar de a série ainda possuir a propriedade de reversão a média, os choques demoram um tempo maior para desaparecerem – o que configura uma situação de persistência da série de desemprego. Para $d = 1$, diz-se que a série contém uma raiz unitária, de modo que os efeitos de choques não desaparecem no longo prazo (como na hipótese da histerese “pura”). Assim, pode-se afirmar que um d maior implica em um efeito memória também maior.

Contudo, após a popularização do uso de integração fracionária, essa literatura de longa memória pouca atenção mostrou para a possibilidade de que se estivessem confundindo integração fracionária com mudanças estruturais. Diebold e Inoue (2001) demonstraram que há uma relação íntima entre estes dois fenômenos, e de que o negligenciamento desta última característica poderia gerar um comportamento fracionário espúrio. Da mesma forma, Granger e Hyung (2004) concluíram em sua investigação que a omissão de quebras estruturais tendem a gerar um superestimação do parâmetro d .

Analisando o comportamento dinâmico das taxas de desemprego do Brasil e de seis de suas regiões metropolitanas, Gomes e Silva (2009) procuraram analisar a persistência do desemprego a choques confrontando as teorias de histerese e de NAIRU a partir do uso testes de raiz unitários com e sem a presença de quebra estrutural. Os seus resultados mostraram que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para essas regiões brasileira, com exceção do Rio de Janeiro.

Contudo, negligenciar o comportamento fracionário da série pode levar esses resultados a importantes vieses, como mostra Figueiredo (2010). Este autor investigou o comportamento dinâmico para as mesmas regiões metropolitanas do Brasil apresentadas em Gomes e Silva (2009) a partir de modelos de integração fracionária com a possibilidade de quebra estrutural. Os resultados alcançados mostram a presença de uma quebra estrutural importante na taxa de desemprego brasileiro no início dos anos 1990, com uma alteração do parâmetro de integração fracionária. Assim, os resultados indicam a presença de dois níveis

de persistência diferentes no desemprego – um apresentando comportamento não estacionário típico da hipótese de histerese e outro, também não estacionário, mas com reversão à média, o que indicaria uma situação de elevada persistência.

Assim, há questões importantes com relação ao comportamento dinâmico do desemprego brasileiro. Primeiro, investigar se há de fato uma evidência clara de elevada persistência, ou mesmo de histerese, na taxa de desemprego. A segunda questão se refere à natureza dessa persistência: o que determinaria a força desse efeito, e o que motivaria uma alteração do grau de persistência na taxa de desemprego brasileira.

3. MENSURANDO A PERSISTÊNCIA NO DESEMPREGO BRASILEIRO

Neste capítulo, algumas metodologias de estimação do parâmetro de integração fracionária (d) são mostradas. Na seção 3.1 e 3.2 são exibidos três estimadores desenvolvidos para calcular o parâmetro d :

- (1) Na seção 3.1 o método proposto por Geweke e Porter-Hudak (1983) que estimado o parâmetro d através de um método de regressão que utiliza a função periodograma;
- (2) Na seção 3.2, um teste equivalente desenvolvido por Reisen (1994) que utiliza a função periograma suavizada;
- (3) Na seção 3.3 é explicado o procedimento desenvolvido por Hassler e Meller (2009) em que o estimador considera a possibilidade de uma quebra estrutural.

Por fim, são exibidos os dados utilizados e os resultados dos procedimentos realizados.

3.1. ESTIMADOR \hat{d}_{GPH}

A fim de detectar a presença de longa memória numa série temporal o teste de Geweke e Porter-Hudak (1983), ou teste GPH, é utilizado a fim de estimar semiparametricamente o d da equação (2.6), que é o grau de integração fracional da série. Assim, dado o processo x_t na equação (2.6), que é um processo $ARFIMA(p, d, q)$ com $d \in (-0.5, 0.5)$, a densidade espectral é dada por:

$$f_x(\omega) = |1 - \exp(-i\omega)|^{-2d} f_u(\theta) = \left[4 \sin^2\left(\frac{\omega}{2}\right)\right]^{-d} f_u(\theta)$$

onde $f_u(\theta)$ se refere a densidade espectral de u_t . Assim,

$$\ln[f_x(\omega)] = \ln[f_u(\omega)] - d \ln\left[4 \sin^2\left(\frac{\omega}{2}\right)\right]$$

Dado a função periodograma $I(\omega)$ dada por:

$$I(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[\widehat{\gamma X}(0) + 2 \sum_{k=1}^{n-1} \widehat{\gamma X}(k) \cos(\omega k) \right], \text{ para } \omega \in [-\pi, \pi]$$

Adicionado e subtraindo $\ln f_u$ e $\ln I(\omega)$, temos:

$$\ln I(\omega_j) = \ln f_u(0) - d \ln \left[2 \sin \left(\frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[\frac{f_u(\omega_j)}{f_u(0)} \right] + \ln \left[\frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right]$$

onde ω foi substituído pelas frequências de Fourier $\omega_j = \frac{2\pi j}{n}, j \in \{0, 1, \dots, \frac{n}{2}\}$

O termo $\left[\frac{f_u(\omega_j)}{f_u(0)} \right]$ pode ser considerado desprezível¹⁰ na equação acima, de modo que a equação se torna:

$$\ln I(\omega_j) = \ln f_u(0) - d \ln \left[2 \sin \left(\frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[\frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right]$$

Assim, a equação acima pode ser aproximada por uma equação de regressão linear simples do tipo $y_j \cong \beta_1 + \beta_2 x_j + e_j$, em que $j = 1, 2, \dots, g(n)$. Com isso:

$$y_t = \ln I(\omega_t), \quad x_j = \ln \left[2 \sin \left(\frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2, \quad e_j = \ln \left[\frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right], \quad \beta_2 = -d,$$

e

$$\beta_1 = (\ln f_u(0) - c) \text{ e } c = \mathbb{E}(\ln \left[\frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right])$$

Dessa forma, o estimador de integração fracionária d pelo teste de GPH pode ser obtido a partir de:

$$\hat{d}_{GPH} = - \frac{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x}) y_t}{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2} \quad (3.1)$$

com

$$\mathbb{E}(\hat{d}_{GPH}) = d \text{ e } Var((\hat{d}_p) = \frac{\pi^2}{6 \sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2}$$

¹⁰ Dado o limite máximo de j igual a $g(n)$, que é escolhido de forma que $\frac{g(n)}{n} \rightarrow 0$, quando $n \rightarrow \infty$ e para $\omega_j \leq \omega_g(n)$, onde $\omega_g(n)$ é muito pequeno. Ver Reisen (1994) para mais detalhes.

3.2. ESTIMADOR \hat{d}_{REISEN}

Uma outra abordagem alternativa é realizada pelo teste de Reisen (1994). Segundo o autor, o estimador anterior é não-viciado mas é inconsistente para a densidade espectral de um processo. Neste caso, Reisen sugere a substituição da função periodograma no estimador proposto pelo teste de GHP (1983) pela função periodograma suavizada $f_s(\cdot)$, dada por:

$$f_s(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-(n-1)}^{n-1} \lambda(k) \hat{\gamma}_X(k) \cos(\omega k), \text{ para } \omega \in [-\pi, \pi]$$

Neste caso, $\lambda(\cdot)$ é a janela espectral, havendo várias janelas espectrais de séries temporais diferentes.¹¹ Logo, considerando a função periodograma suavizada:

$$\ln f_s(\omega_j) \cong \ln f_u(0) - d \ln \left[4 \sin^2 \left(\frac{\omega_j}{2} \right) \right] + \ln \left[\frac{f_s(\omega_j)}{f_X(\omega_j)} \right]$$

Assim como na abordagem proposta pelo teste GHP, a equação acima pode ser aproximada para uma regressão linear simples, de modo que o estimador de Reisen se torna:

$$\hat{d}_{REISEN} = - \frac{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x}) y_t}{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2} \quad (3.2)$$

com

$$\mathbb{E}(\hat{d}_{REISEN}) = d \text{ e } Var((\hat{d}_{REISEN}) = 0,53928 \frac{v}{n \sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2}$$

Onde o valor de $0,53928 \frac{v}{n}$ é a variância assintótica de $\left[\frac{f_s(\omega_j)}{f_X(\omega_j)} \right]$.

¹¹ Ler em Reisen(1994)

3.3. TESTE DE HASSLER E MELLER

Nessa seção é apresentada um estimador alternativo para o parâmetro d que leva em consideração a possibilidade de uma quebra estrutural.

Uma forma alternativa para (2.6) de modo a representar a série de desemprego modelando uma quebra na persistência é:

$$x_t = \begin{cases} y_{o,t} \sim I(d), & t = 1, \dots, [\lambda T] \\ y_{1,t} \sim I(d + \theta), & t = [\lambda T] + 1, \dots, T \end{cases}$$

Com $\lambda \in [0,1]$ se referindo ao ponto de quebra desconhecido. No primeiro caso, o processo x_t possui uma ordem de integração fracionária d ; após o período de quebra λT a ordem de integração se torna $d + \theta$.

Hassler e Meller (2009) propõem então uma forma de testar uma quebra estrutural levando em consideração qualquer valor para o d , calculando o ponto da quebra de forma endógena. Segundo esse teste é realizada inicialmente uma estimativa preliminar de d , que é então utilizado para filtrar a série original dada na equação (2.6).

$$x_t = \widehat{\Phi}_{t-1}^* + \Psi D_t(\lambda) x_{t-1}^* + \sum_{j=1}^p x_{t-j} + \hat{\epsilon}_t \quad (3.3)$$

onde $x_{t-1}^* = \sum_{j=1}^{t-1} \frac{x_{t-j}}{j}$ e $D_t(\lambda) = \begin{cases} 0, & t = 1, \dots, [\lambda T] \\ 1, & t = [\lambda T] + 1, \dots, T \end{cases}$ com λ variando no intervalo $[\tau, 1 - \tau]$, com $\tau \in (0; 0,5)$.

A equação (3.3) é então estimada computando a estatística t para $\Psi = 0$. A rejeição da hipótese nula significa que existe uma mudança estrutural na série, e assim uma mudança de persistência. Os parâmetros fracionários são então estimados tanto para a série original quanto nas subséries determinadas pelo ponto de quebra estrutural através do estimador de Whittle (Shimotsu e Phillips, 2006) para diferentes janelas, $m = T^\alpha$.

3.4. DADOS

O estudo de persistência do desemprego pressupõe a análise a nível agregado da taxa de desemprego. No caso do Brasil, a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) é uma das principais fontes de dados agregados sobre o mercado de trabalho brasileiro, sendo coordenada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Segundo sua definição, são pessoas desempregadas ou desocupadas todos os indivíduos que não estavam trabalhando nos trintas dias anteriores à semana de referência da pesquisa, mas que possuíam disponibilidade para trabalhar e que tomaram iniciativa de buscar um trabalho. Realizada mensalmente, tem como unidade de coleta a pessoa moradora da unidade domiciliar selecionada compreendida nas seis maiores regiões metropolitanas do Brasil – São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife e Porto Alegre.

Com poucas exceções, a pesquisa cobre um período que tem início em janeiro de 1980 até os dias atuais. Contudo, em 2001 uma ampla revisão metodológica foi posta em prática pelo IBGE, que modificou a forma com que é calculada a taxa de desemprego. Entre as mudanças mais importantes estão as referentes aos funcionários públicos e militares, uma vez que estas categorias não apresentam uma carteira de trabalho assinada, mas por outro lado, possuem um contrato assinado junto ao governo. Assim, essa mudança metodológica tornou mais precisa a trajetória do trabalho formal e informal, mas impossibilitou a compatibilidade dos dados que se seguiram com os anteriores. Os dados utilizados cobrirão uma janela que vai de junho de 1980 até dezembro de 2002 da taxa de desemprego mensal sazonalmente ajustado, que é o período coberto pela amostra de dados utilizada.

Os dados da PME para o Brasil são uma média aritmética das taxas das seis regiões metropolitanas. Observando a evolução dessa taxa de desemprego na figura 1, é possível perceber uma tendência descendente da série até o ano de 1989, apesar de uma elevação do desemprego no meio da década, resultado de um período de recessão na economia brasileira. Por outro lado, a partir dos anos 1990 ocorre uma inversão da tendência percebida, gerando taxas de desemprego nacionais cada vez mais altas no período compreendido entre 1989 até o fim da série utilizada – em dezembro de 2002.

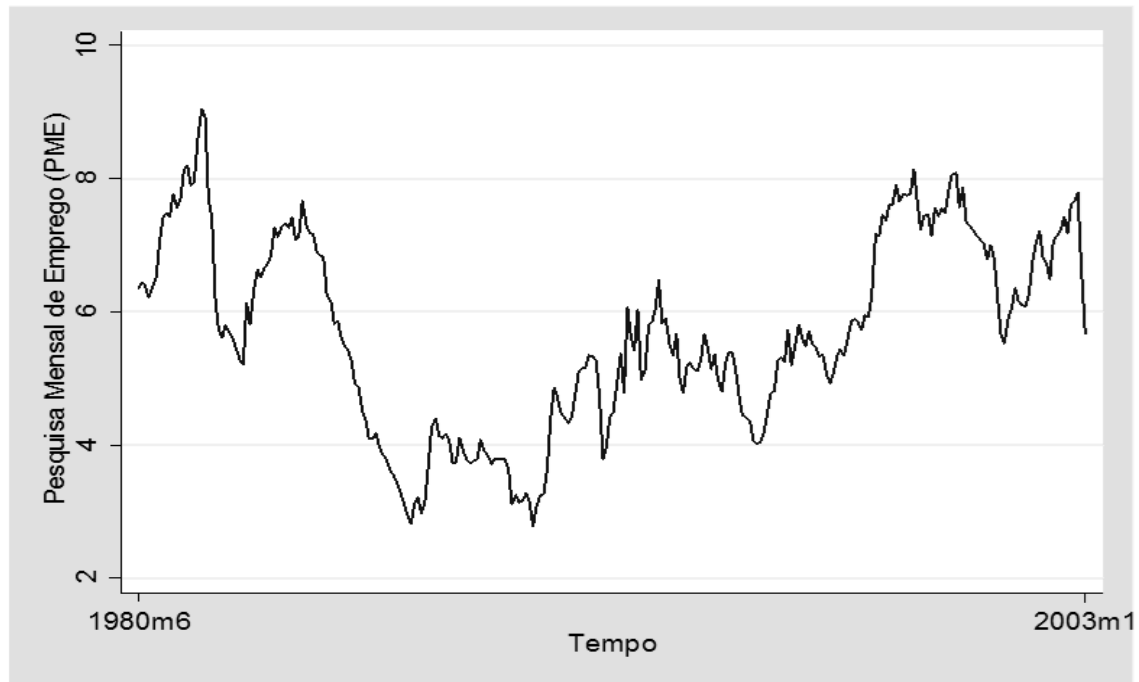


Figura 1 - Taxa de desemprego brasileira – Pesquisa Mensal de Desemprego - 1980 a 2012
 Fonte: Pesquisa Mensal de Emprego

Essa mudança na tendência da série ocorre em um período que compreende profundas mudanças na economia brasileira. Entre 1980 e 1995 a economia brasileira experimentou uma mudança Constitucional que provocou diversas mudanças no âmbito das regras do mercado de trabalho; um processo de abertura econômica, sobretudo com o início do Governo Collor (1990-1992); fortes restrições monetárias -- como resultado de políticas macroeconômicas do mesmo governo Collor; planos de estabilização e a introdução de uma nova moeda – o Real – na economia brasileira, com a consequente estabilização de preços. Assim, essas mudanças na economia brasileira podem ter gerado uma quebra estrutural na economia brasileira capaz de modificar o comportamento da série de desemprego brasileira e a sua propriedade de persistência.

Tabela 1- Estatísticas descritivas da taxa de desemprego aberta (PME) – Referência: 30 dias – 1980 a 2002 - Regiões Metropolitanas (%)

Estatística descritiva	
Média	5,67
Mediana	5,61
Mínimo	2,78
Máximo	9,05
Desvio Padrão	1,45
Simetria	-0,02
Curtose	2,06
Período	Junho de 1980 – Dezembro de 2002
Observações	272

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME

A tabela 1 exibe as estatísticas descritivas para a série de desemprego brasileira. A tabela mostra que a média para a taxa de desemprego no período foi de 5,67%. A figura 2 por sua vez exibe o gráfico da função de autocorrelação para a série em questão, e exibe um decaimento lento, e que lança suspeitas de que a série de desemprego pode ter um comportamento não-estacionário condizente com a hipótese de longa memória.

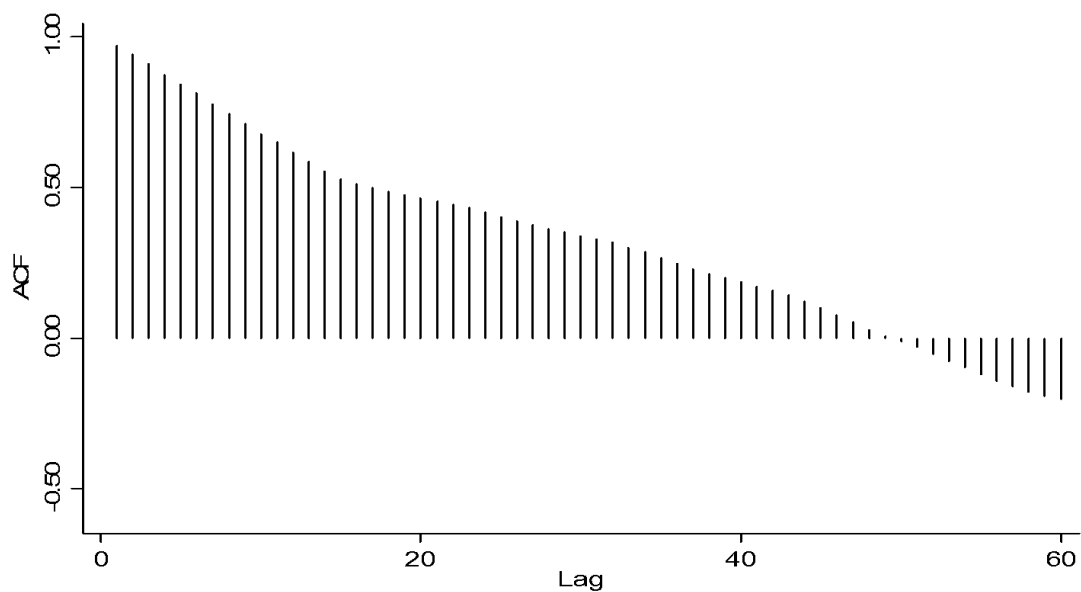


Figura 2 - Função de autocorrelação da série de desemprego brasileira

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME

3.5. RESULTADOS

Para testar o coeficiente fracionário da série foram aplicados de Geweke e Porter-Hudak (1983), o teste GHP, e o teste de Reisen (1994). Ambos os testes realizam estimativas semiparamétricas, com um *bandwidth* $\alpha = 0,50$ para o teste GHP e $\beta = 0,90$ e $\alpha = 0,5$ para o teste de Reisen. A tabela 2 mostra as estimativas para ambos os testes, e em ambos os casos, o resultado exibido pelo parâmetro d da série de desemprego brasileira é maior do que 0,5. Desse modo, é possível atestar para um comportamento de longa memória da série de desemprego brasileira, em que ocorre um processo lento de reversão à média. Assim, desconsiderando qualquer possibilidade de quebra estrutural, a série brasileira apresentaria uma situação de elevada persistência, mas não cairia dentro de uma raiz unitária característica da hipótese de histerese pura.

Tabela 2 - Estimativas do coeficiente fracionário a partir dos estimadores GHP e Reisen

Teste GHP		Teste de Reisen	
\hat{d}	Erro padrão	\hat{d}	Erro padrão
0,82536	0,21023	0,857036	0,090742

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME

Contudo, com a possibilidade de que uma quebra estrutural possa gerar estimativas inconsistentes do parâmetro d , foi realizado um teste semelhante, mas que considera a possibilidade de quebras estruturais na tendência da série. O resultado do procedimento de teste de quebra da integração fracionária feito a partir da aplicação do teste desenvolvido por Hassler e Meller (2009) para a série de desemprego brasileira pode ser visualizado na tabela 3. Primeiramente são exibidas estimativas que desconsideram a possibilidade de quebra estrutural da série, e que neste caso apresentam um resultado semelhante ao exibido pelos demais testes de ordem de integração exibidos anteriormente. Contudo, o parâmetro d estimado agora passa a ser superior à unidade, de modo que a série se mostra não-

estacionária, com o $1,10 \leq \hat{d} \leq 1,26$, não podendo ser rejeitada a hipótese de raiz unitária (condizente com a hipótese de uma histerese pura).

Tabela 3 - Quebra estrutural do coeficiente fracionário estimado a partir do teste de Hassler e Meller (2009)

<i>M</i>	$t^{0,6}$		$t^{0,65}$		$t^{0,7}$		$t^{0,75}$	
	\hat{d}	SE	\hat{d}	SE	\hat{d}	SE	\hat{d}	SE
<i>d</i> de toda amostra	1,26		1,18		1,10		1,12	
<i>d</i> antes da quebra	1,20		1,16		1,22		1,23	
<i>d</i> pós quebra	0,77		0,75		0,82		0,90	
Ponto da quebra	fev/91		fev/91		fev/91		fev/91	
max(estatística t)	11,36		10,97		10,33		10,48	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME

Já a computação da quebra estrutural por sua vez exhibe um ponto de mudança da ordem de integração da série ocorrida por volta do início de 1991. Os \hat{d} estimados para o período anterior a quebra estão todos acima da unidade ($1,16 \leq \hat{d} \leq 1,23$), e são uma evidência de que antes de 1991 a série de desemprego brasileira apresentava um comportamento não-estacionário compatível com a hipótese da histerese pura. Desse modo, choques na taxa de desemprego apresentavam um efeito permanente sobre a série. Por outro lado, o período pós-quebra apresenta um comportamento distinto, com o $\hat{d} \in 0,75; 0,90$, o que é uma evidência de comportamento não-estacionário mas com reversão à média. Assim, o teste de quebra estrutural mostra que houve uma alteração no nível de persistência da série por volta de 1991.

Assim, é possível perceber que negligenciar a possibilidade de uma quebra estrutural pode levar a estimativas incorretas do parâmetro de integração fracionária. Já a partir das evidências de uma quebra estrutural alguns padrões podem ser percebidos. O principal deles, como foi mencionado na seção anterior, é de que o ponto de quebra coincide com um momento de grandes mudanças estruturais na economia brasileira, seja no seu nível de abertura, ou com relação a alterações realizadas nas instituições do mercado de trabalho. Assim, esses resultados podem levar a suspeita de que alterações institucionais e de política macroeconômica possam estar por trás da mudança de comportamento da série de desemprego e do seu nível de persistência a choques.

4. MÚLTIPLOS EQUILÍBRIOS

O capítulo anterior exibiu estimativas do parâmetro de integração estrutural que exibiam uma quebra estrutural do parâmetro ocorrida por volta do início do ano de 1991. Os resultados mostram que a série de desemprego brasileira apresentou em ambos os períodos (antes e após a quebra estrutural estimada) um comportamento de elevada persistência compatível com a teoria de histerese, em que no período anterior ao ponto de quebra, os choques possuíam efeitos permanentes, e no segundo período, efeitos de grande persistência. Do ponto de vista teórico é possível suspeitar que essa elevada persistência apresentada em ambos os períodos possa estar relacionada a uma elevada rigidez do mercado de trabalho, e que essa mudança estrutural no parâmetro de integração fracionaria possa ter ocorrido devido a mudanças institucionais dentro do mercado de trabalho, ou mesmo de mudanças macroeconômicas.

Os resultados apresentados anteriormente se originam de uma classe de estratégias empíricas que enxergam a hipótese da histerese como uma raiz unitária dentro de um sistema dinâmico linear. Contudo, mais recentemente, a literatura tem substituído a noção original de comportamento linear da série de desemprego pela ideia de que a série apresenta uma dinâmica não linear. Neste caso, ocorrências de alto desemprego não seriam apenas *outliers*, como resultados de ocorrências exógenas, mas interpretados como fenômenos endógenos na economia. Como mostra Røed (1997), Cross (1995) e Amable et al (1995), a noção original de histerese como uma raiz unitária em um sistema dinâmico linear pode ser substituída pela ideia de que a histerese na verdade é um fenômeno não-linear associado com múltiplos equilíbrios. Dentro deste tipo de estrutura, pequenos choques transitórios têm efeitos apenas passageiros, enquanto que grandes choques sobre a variável em questão têm efeitos permanentes, uma vez que eles possuem a força para levar a uma trajetória que tire a economia de um equilíbrio para outro.

Além disso, como aponta Léon-Ledesma & McAdam (2003), analisar o problema de elevada persistência a partir de testes de raiz unitária implica necessariamente em assumir suposições que poderiam ser relaxadas ou reconsideradas. Os autores mostram que, primeiro, testes de quebra estrutural que buscam valores supremos podem ser levados a encontrar uma quebra mesmo quando ela não existe. Segundo, encontrar uma quebra estrutural se torna mais complexa se os dados forem caracterizados por flutuações típicas de ciclos de negócios e

possíveis quebras estruturais. E terceiro, esses testes assumem que as mudanças ocorrem de forma repentina, quando na verdade o desemprego pode tender a ser adaptar suavemente até um nível de desemprego –de maneira que a taxa de desemprego pode estar sujeita a mudanças de regime.

Modelos teóricos com múltiplos equilíbrios em situações de transição do mercado de trabalho foram desenvolvidos por Aghion e Blanchard (1994), Garibaldi e Brixiova (1998) e Boeri (2001). Segundo Leon-Ledesma e McAdam (2003), o modelo desenvolvido por Aghion e Blanchard (1994) prevê que uma economia em transição pode se dirigir a um equilíbrio de alto desemprego a depender das expectativas dos agentes na economia. Já Boeri (2001) gera um modelo para o desemprego que considera o papel de fatores do lado da oferta no processo de transição¹² capazes de produzir um efeito *lock-in* em termos microeconômicos e uma persistência em termos agregados na série de desemprego – com múltiplos regimes podendo ser gerados devido aos efeitos *lock-in*. Além disto, os passos iniciais da reforma são cruciais em determinar a importância desses efeitos *lock-in*, de modo que para a maioria desses modelos o equilíbrio do desemprego é determinado pelo *timing* das reformas¹³. Nesta situação, alta persistência poderia surgir mesmo em mercados altamente não regulados, como são os casos das economias da Europa Oriental no período de transição.

Modelos com múltiplos equilíbrios de desemprego podem ainda ser relacionados, além das hipóteses de taxa natural e de histerese, com teorias estruturalistas, que tornam a taxa natural de desemprego endógena, permitindo que ela varie ao longo do tempo como resultado de mudanças em fundamentos econômicos. Essa visão estruturalista seria assim uma forma mais flexível de perceber a NAIRU, tendo sido desenvolvida por Pissarides (2000) e Phelps (1994) para explicar os movimentos na taxa de equilíbrio do desemprego ao longo do tempo. Segundo Phelps (1994), seria preciso abandonar a noção de uma taxa de desemprego de equilíbrio invariante a choques não monetários (e não apenas a choques monetários) em favor de modelos que façam da taxa de equilíbrio uma variável endógena determinada por forças não monetárias. Desse modo, mudanças nos fundamentos da economia (como taxa de juros, gastos, capital, produtividade, etc) podem explicar a mudança de um equilíbrio para

¹² Ele introduz três mecanismos básicos aos modelos de *Optimal Speed of Transition* (OST) para explicar as economias de transição da Europa Oriental: (1) existência de fricção na mudança do trabalhador de um setor para outro; (2) os empregadores tem liberdade para recrutar trabalhadores (entre os desempregados ou entre empregados dos antigos setores); (3) indivíduos sem trabalho podem fazer uma decisão entre buscar ou não um emprego.

¹³ Boeri (2001) afirma que se as reformas de mercado promoverem um grande fluxo de pessoas dos antigos setores da economia para a inatividade, os empregadores nos novos setores serão mais relutantes em recrutar trabalhadores entre os desempregados, uma vez que muitos não estão buscando emprego.

outro. Desse modo, alterações do desemprego não seriam explicadas como desvios de uma taxa de equilíbrio, mas sim como da própria trajetória de equilíbrio, de modo que a taxa natural de desemprego é variante ao longo do tempo.

Visto isso, é preciso encontrar um modelo não linear capaz de atestar a presença de diferentes regimes, condicionadas a mudanças estruturais na economia. A seção a seguir demonstra um modelo não linear com múltiplos equilíbrios capaz de gerar resultados coerentes com as principais teorias explicativas do desemprego (a taxa natural de desemprego, histerese e a visão estruturalista) a partir de mudanças de política macroeconômica e de instituições do mercado de trabalho.

4.1. MODELO DINÂMICO NÃO-LINEAR PARA O DESEMPREGO

Para o caso da economia espanhola, Faria e León-Ledesma (2008) desenvolvem um modelo dinâmico não linear com o objetivo de explicar o comportamento da taxa de desemprego daquele país -- que possui entre suas características principais a presença de múltiplos regimes (baixo, médio e alto desemprego) durante o período de 1965 até 2007 e a rápida transição entre estes. Para os autores, as rápidas mudanças de regimes seriam motivadas por eventos e reformas importantes ocorridas na economia e nas instituições da Espanha durante esse período.

Para os autores, a dinâmica de desemprego espanhol seguiria a equação:

$$\dot{u} = F(u, X) - G(u, Y) \quad (4.1)$$

Desse modo, a evolução da taxa de desemprego é condicionada a duas forças distintas: a primeira, referentes aos fundamentos do mercado de trabalho que afetam oferta e demanda por trabalho (chamada de função de forças internas, $F(u, X)$, com X sendo o vetor de forças internas) – tais como preferências dos trabalhadores e sindicatos, a existência de benefícios aos trabalhadores desempregados, poder de barganha, tecnologia das firmas e poder de mercado; e a segunda, que se refere às intervenções externas do mercado de trabalho (chamada de função de forças externas, $G(u, X)$, com Y sendo o vetor de forças externas) – tais como políticas macroeconômicas e mudanças institucionais relacionadas às políticas fiscais e monetárias - que objetivam a redução do desemprego, e que assim determinam a taxa de equilíbrio do desemprego ao lado das forças internas.

Introduzindo uma dinâmica não linear à equação foi possível capturar as características de múltiplos regimes e rápida transição entre eles que é observada na taxa de desemprego espanhola.

Para os efeitos internos do mercado de trabalho, $F(u, X) = r(X)(1-u)$, temos $r(X)$ como sendo uma taxa relativa de mudança como função do vetor de forças internas, unida a uma forma funcional com crescimento auto-limitado, de modo que mudanças nas forças internas não agem indefinidamente sobre o mercado de trabalho.

Para os efeitos externos, $G(u, X) = b(Y) \frac{u}{a^2 + u^2}$, de tal forma que políticas governamentais – sejam na área tributária, macroeconômica ou mesmo com mudanças institucionais – sejam capazes de afetar (reduzindo) o desemprego, mas com efeito limitado pela rigidez de mercado, de tal forma que quando o desemprego é elevado o efeito dessas políticas é reduzido.

Assim, substituindo os efeitos externos e internos na equação (4.1), temos:

$$\dot{u} = r(X)(1-u) - b(Y) \frac{u}{a^2 + u^2} \quad (4.2)$$

Possuindo múltiplos regimes, esse modelo exige que cada valor de equilíbrio satisfaça:

$$\dot{u} = 0 \Rightarrow r(X)(1-u) = b(Y) \frac{u}{u^2 + a^2}$$

Para $\frac{u}{a} = \lambda$, temos:

$$\frac{1}{r(X)(1-u)} = \frac{1}{b(Y)} \left(\frac{a^2 + u^2}{u} \right) \Rightarrow \frac{b(Y)}{r(X)(1-u)} = \left(\frac{1}{\lambda} a + u \right)$$

Multiplicando ambos os lados por $\frac{a}{b(Y)}$:

$$\frac{1}{r(X)(1-u)} = \frac{a}{b(Y)\lambda} + \frac{u}{b(Y)} \Rightarrow \frac{b(Y)}{r(X)(1-u)} = \frac{a}{\lambda} + u,$$

com $u = \lambda a$:

$$\frac{b(Y)}{r(X)(1-a\lambda)} = \frac{a}{\lambda} + \lambda a \Rightarrow \frac{b(Y)}{r(X)(1-a\lambda)} = a \frac{(1+\lambda^2)}{\lambda}$$

Assim,

$$\frac{a}{b(Y)} r(X)(1-\lambda a) = \frac{\lambda}{1+\lambda^2} \quad (4.3)$$

Desse modo, esse modelo permite a presença de dois tipos de cenários com múltiplos equilíbrios em que mudanças em $r(X)$ e $b(Y)$ são capazes de fazer com que a economia rapidamente saia de um estado de equilíbrio para outro. No primeiro cenário, a economia pode ser representada por uma situação com dois equilíbrios estáveis (como por exemplo, um equilíbrio de alto e outro de baixo desemprego), como representado na figura 3. E segundo, apresenta-se uma situação em que a economia exiba três distintos estados de equilíbrio, com dois pontos se apresentando como equilíbrios estáveis e um deles como um equilíbrio instável (figura 4).

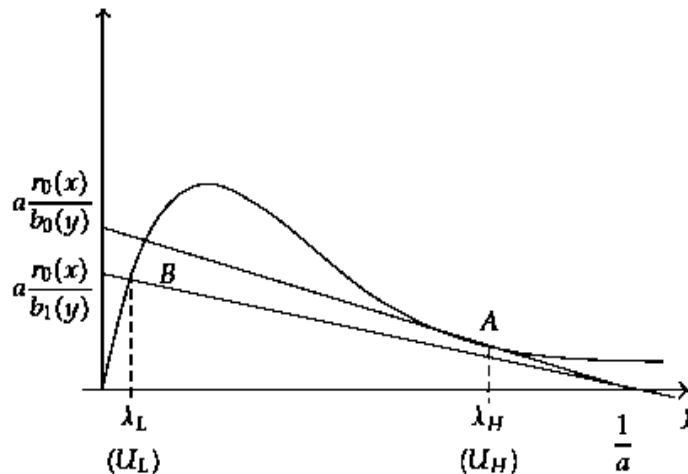


Figura 3 - Caso de uma dinâmica não-linear com dois equilíbrios estáveis
Nota: Figura retirada de Faria e León-Ledesma (2008)

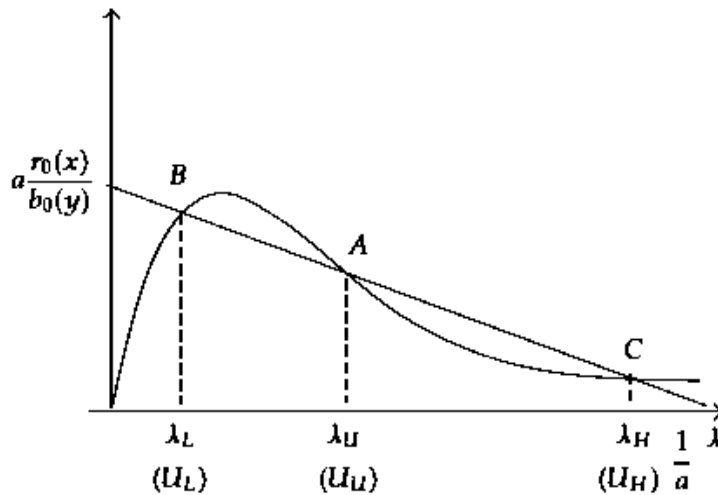


Figura 4 - Caso de uma dinâmica não-linear com três equilíbrios—dois estáveis e um instável
 Nota: Figura retirada de Faria e Léon-Ledesma (2008)

Além disso, o modelo é coerente com as três principais teorias explicativas da dinâmica do desemprego:

- A da taxa natural se configurando como uma situação particular em que não há nenhuma mudança nos parâmetros $r(X)$ e $b(Y)$, de modo que qualquer choque no sistema resulta em um rápido retorno ao equilíbrio;
- da hipótese da histerese, em que choques temporários tem efeitos permanentes sobre a economia. No modelo, configurando o caso de três equilíbrios, em que a economia inicialmente se encontra em um equilíbrio instável, de modo que qualquer choque, mesmo temporário, leva a economia para um equilíbrio estável; e
- a visão estruturalista, que afirma que mudanças no equilíbrio só provem de choques permanentes (como mudanças nos parâmetros $b(Y)$ e $r(X)$).

Desse modo, este modelo teórico representa uma forma simples e direta de perceber o desemprego como um processo não linear, e a histerese (e as outras teorias explicativas do comportamento do desemprego) como fenômenos decorrentes deste sistema dinâmico não linear. Assim, ao permitir diferentes equilíbrios (dentro de um modelo que mantém coerência com as teorias da taxa natural, da histerese e da visão estruturalista) como resultado de mudanças nos fundamentos da economia, o modelo pode ser útil para explicar as evidências de mudanças estruturais ocorridas na taxa de desemprego brasileira no início da década de 1990 (como exibidos no capítulo 3) como resultado de alterações macroeconômicas e das instituições do mercado de trabalho.

Assim, o objetivo da próxima seção será o de analisar empiricamente o desemprego brasileiro como feito no capítulo 3, mas agora a partir de um modelo não linear com mudanças de regime.

4.2. ANÁLISE DE UM MODELO COM MUDANÇAS DE REGIME

Assim como a persistência, a não linearidade pode surgir como uma importante característica da série de desemprego brasileira. Em termos empíricos, para uma série temporal estacionária e linear, o melhor preditor linear também é o melhor preditor linear da série em sentido contrário. Este resultado ocorre do fato de que a matriz de variância-covariância de $\mathbf{x}_{1:n} = (x_1, x_2, \dots, x_n)'$ é a mesma matriz de variância-covariância de $\mathbf{x}_{n:1} = (x_n, \dots, x_2, x_1)'$. Além disto, se o processo for Gaussiano, a distribuição de $\mathbf{x}_{1:n}$ e $\mathbf{x}_{n:1}$ será idêntica. Contudo, existem séries que não se enquadram nessa categoria. Como afirma Dijk, Franses e Paap (2002) este é o caso de algumas séries de desemprego, já que segundo esses autores, estas séries podem apresentar um comportamento assimétrico, em que a série parece se elevar mais rapidamente durante períodos de recessão do que cair durante momentos de expansão.

Dentro dessa literatura, os modelos mais utilizados com a finalidade de capturar as propriedades de não linearidade são os do tipo *Markov-Switching (MS)*, desenvolvido por Hamilton (1989), aqueles do tipo *Threshold Autoregressive (TAR)*, propostos por Tong (1978) e Tong e Lim (1980), ou mesmo de *Smooth Transition Autoregressive (STAR)*. Em comum, todos esses tipos de modelos assumem que há a presença de dois ou mais regimes, dentro dos quais as séries temporais requerem diferentes modelos (lineares) para descrever o processo em questão. Desse modo, os comportamentos das variáveis econômicas dependem do regime em que elas ocorrem, de modo que propriedades como média, variância e/ou autocorrelação são diferentes em cada regime. Contudo, se por um lado, os modelos *Markov Switching* assumem que os estados da natureza não podem ser observados, mas sim determinados por um processo estocástico não observável, implicando que nunca se pode ter certeza que um determinado regime ocorreu em um ponto particular no tempo, mas apenas atribuir probabilidades de ocorrências dos diferentes regimes; ao contrário, as outras duas classes de modelos assumem que os estados são determinados por uma variável observável. Além disto, modelos do tipo *Markov-Switching* incorporam uma quantidade menor de informação *a priori*

do que modelos *TAR* e *STAR*, enquanto que as funções destes últimos modelos precisam necessariamente da escolha de uma variável de transição para serem construídas.

Assim, na literatura recente, vários estudos tentaram capturar essa característica do desemprego a partir de modelos não lineares (Rothman, 1998; Montgomery *et al.* 1998; Koop e Potter, 1999; Dijk, Franses e Paap, 2002). Para o caso de Dijk *et al* (2002), além da aplicação de um modelo do tipo *LSTAR*, os autores aplicaram um modelo do tipo *Fractionally integrated smooth transition autoregressive* (FI-STAR) com o objetivo de descrever simultaneamente as características de longa memória e de não linearidade para a série de desemprego americana. Os resultados mostraram que o modelo foi capaz de capturar bem as principais características dos dados, mesmo quando comparado com modelos mais tradicionais, como um *LSTAR*.

Assim, partindo para a análise empírica, a primeira tarefa realizada deve ser a de testar formalmente se a não linearidade é estatisticamente significativa ou não. Esse objetivo é perseguido na próxima seção.

4.2.1. DETECTANDO A PRESENÇA DE NÃO LINEARIDADE

Vários testes têm sido propostos na literatura para avaliar a necessidade de um modelo não linear para um conjunto de dados. Testes como de Keenan (1985) e Tsay (1986) podem ser interpretados como testes de multiplicador de Lagrange para determinadas alternativas não lineares.

Keenan (1985) afirma que uma série temporal estacionária não linear pode ser aproximada por uma expansão de segunda ordem de Volterra:

$$Y_t = \mu + \sum_{\mu=-\infty}^{\infty} \theta_{\mu} \varepsilon_{t-\mu} + \sum_{v=-\infty}^{\infty} \sum_{\mu=-\infty}^{\infty} \theta_{\mu v} \varepsilon_{t-\mu} \varepsilon_{t-v}, \quad (4.4)$$

onde $\varepsilon_t, -\infty < t < \infty$ é uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d de média zero. O processo será linear se o duplo somatório do lado direito da equação (4.4) desaparecer. Assim, é possível avaliar a linearidade de uma determinada série temporal apenas testando se o duplo

somatório existe ou não. Assim, truncando a expansão infinita para uma soma finita, com Y_1, \dots, Y_n denotando as observações, o teste de Keenan pode ser implementado a partir dos seguintes passos apresentados em Cryer e Chan (2008):

- (i) Regredindo-se Y_t em Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m} (incluindo o termo de intercepto), onde m é um número inteiro positivo pré-determinado; calcula-se os valores ajustados $\{\hat{Y}_t\}$ e os resíduos $\{\hat{e}_t\}$, para $t = m + 1, \dots, n$; define-se a soma do quadrado dos resíduos como $RSS = \sum \hat{e}_t^2$.
- (ii) Regredindo-se \hat{Y}_t^2 sobre Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m} , incluindo um intercepto para $t = m + 1, \dots, n$, e calcula-se os resíduos $\{\hat{\xi}_t\}$ para $t = m + 1, \dots, n$.
- (iii) Regressão de \hat{e}_t frente ao resíduo $\hat{\xi}_t$ sem um intercepto para $t = m + 1, \dots, n$, e então a estatística de teste de Keenan, denotada por \hat{F} , é obtida multiplicando $(n - 2m - 2)/(n - m - 1)$ com a estatística F para testar se a última função de regressão é idêntica a zero. Especificamente, deixe

$$\eta = \eta_0 \sqrt{\sum_{t=m+1}^n \hat{\xi}_t^2} \quad (4.5)$$

onde η_0 é o coeficiente de regressão. Assim, a estatística de teste será:

$$\hat{F} = \frac{\eta^2(n - 2n - 2)}{RSS - \eta^2} \quad (4.6)$$

Sob a hipótese nula de linearidade, a estatística de teste \hat{F} é aproximadamente distribuída como uma distribuição F com graus de liberdade 1 e $2 - 2m - 2$.

O teste de Keenan pode ser derivado heurísticamente da seguinte maneira.

$$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_m Y_{t-m} + \exp \left\{ \eta \left(\sum_{j=1}^m \phi_j Y_{t-j} \right)^2 \right\} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

onde $\{\varepsilon_t\}$ são independentes e normalmente distribuídas com média zero e variância finita. Para o caso de $\eta = 0$, o termo exponencial se tornaria igual a 1 e pode ser absorvido no termo de intercepto de modo que o modelo acima se torna um modelo $AR(m)$. Por outro lado, para o caso de η assumir valores diferentes de zero, o modelo se torna não linear. Assim, usando a expansão $\exp(x) \approx 1 + x$, pode ser visto que, para pequenos valores de η , Y_t segue aproximadamente um modelo AR quadrático:

$$Y_t = \theta_0 + 1 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_m Y_{t-m} + \eta \left(\sum_{j=1}^m \phi_j Y_{t-j} \right)^2 + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Assim, o teste de Keenan é equivalente a testar se $\eta = 0$ em um modelo de regressão múltipla (com a constante 1 sendo absorvida em θ_0):

$$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_m Y_{t-m} + \eta \hat{Y}_t^2 + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

Uma alternativa ao teste de Keenan é o proposto por Tsay (1986), que é uma extensão do primeiro teste, com o objetivo de detectar formas mais gerais de não linearidade. Para tanto, há a substituição do termo

$$\exp \left\{ \eta \left(\sum_{j=1}^m \phi_j Y_{t-j} \right)^2 \right\} \quad (4.10)$$

por

$$\begin{aligned} & \exp(\delta_{1,1} Y_{t-1}^2 + \delta_{1,2} Y_{t-1} Y_{t-2} + \dots + \delta_{1,m} Y_{t-1} Y_{t-m} + \delta_{2,2} Y_{t-2}^2 \\ & + \delta_{2,3} Y_{t-2} Y_{t-3} + \dots + \delta_{2,m} Y_{t-2} Y_{t-m} + \dots \\ & + \delta_{m-1,m-1} Y_{t-m+1}^2 + \delta_{m-1,m} Y_{t-m+1} Y_{t-m} \\ & + \delta_{m,m} Y_{t-m}^2) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.11)$$

E assim, aproximando $\exp(x) \approx 1 + x$, é possível notar que o modelo linear é aproximadamente um modelo *AR*. Mas os coeficientes dos termos quadráticos são sem restrições. Assim, o teste de Tsay equivale a considerar o modelo de regressão quadrática

$$\begin{aligned}
 Y_t = & \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_m Y_{t-m} + \delta_{1,1} Y_{t-1}^2 + \delta_{1,2} Y_{t-1} Y_{t-2} + \dots \\
 & + \delta_{1,m} Y_{t-1} Y_{t-m} + \delta_{2,2} Y_{t-2}^2 + \delta_{2,3} Y_{t-2} Y_{t-3} + \dots \\
 & + \delta_{2,m} Y_{t-2} Y_{t-m} + \dots + \delta_{m-1,m-1} Y_{t-m+1}^2 \\
 & + \delta_{m-1,m} Y_{t-m+1} Y_{t-m} + \delta_{m,m} Y_{t-m}^2 + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{4.12}$$

e testar se todos os $m(m+1)/2$ coeficientes são ou não iguais a zero. Isto pode ser feito por um teste *F* em que todos os $\delta_{i,j}$ coeficientes são zero na equação 4.12. Na prática, para especificar o valor *m*, o critério de informação AIC é utilizado.

Assim, os resultados para os dois testes são apresentados abaixo na tabela 4. Para ambos os testes, a série de desemprego brasileira parece não ter propriedades de uma série temporal linear, de modo que um modelo que considere a não linearidade da série deve ser mais adequado do que um modelo do tipo *AR(p)*.

Tabela 4 - Testes de não linearidade quadrática de Keenan e Tsay

Teste de Keenan (1985)			Teste de Tsay (1986)		
\hat{F}	<i>p</i> – value	<i>Lag</i>	\hat{F}	<i>p</i> – value	<i>Lag</i>
5,93	0,0200	12	1,81	0,0000	12

Fonte: Elaboração própria

Contudo, enquanto os testes de Tsay e Keenan são úteis em detectar a presença de não linearidades quadráticas, eles podem ser ineficientes em perceber por formas diferentes de não linearidades, como as do tipo *threshold*. Neste caso, um teste alternativo é desenvolvido por Chan (1990) em que a hipótese alternativa se refere à presença de um processo *SETAR* de ordem *p* com erros normalmente distribuídos, enquanto que a hipótese nula é um processo *AR(p)*. O modelo geral da hipótese alternativa pode ser descrita como:

$$Y_t = \phi_{1,0} + \phi_{1,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}Y_{t-p} + \{\phi_{2,0} + \phi_{2,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}Y_{t-p}\}I(Y_{t-d} > r) + \sigma e_t \quad (4.13)$$

onde $I(\cdot)$ é uma variável indicadora que é igual a 1 se $Y_{t-d} > r$, e é zero caso contrário. O teste é aplicado na prática com p e d fixos. O teste estatístico de razão de verossimilhança pode ser mostrado como equivalente a

$$T_n = (n - p) \log \left\{ \frac{\hat{\sigma}^2(H_0)}{\hat{\sigma}^2(H_1)} \right\} \quad (4.14)$$

onde $n - p$ é o tamanho efetivo da amostra; $\hat{\sigma}^2(H_0)$ é o estimador de verossimilhança da variância do ruído do modelo $AR(p)$ ajustado; e $\hat{\sigma}^2(H_1)$ é a variância do ruído do modelo TAR ajustado, com o *threshold* sendo procurado dentro de um intervalo finito.

A tabela 5 mostra o teste de Chan (1990) para não linearidade *threshold*, e confirma os resultados apresentados pelos testes de Keenan e Tsay de que a série de desemprego brasileira é não linear. Neste caso, temos que a série de desemprego brasileira apresenta uma linearidade do tipo *threshold*, com o maior valor de teste estatístico sendo obtido quando $\hat{d} = 1$ e $\hat{d} = 5$.

Tabela 5 – Teste de não linearidade Threshold de Chan (1990)

\hat{d}	1	2	3	4	5
Test Statistic	21,43***	19,43*	18,97*	17,68	21,73***
<i>p</i> -value	0,047	0,09	0,10	0,15	0,04

Fonte: Elaboração própria

4.2.2. SELF-EXCITING THRESHOLD AUTOREGRESSIVE (SETAR) MODEL

A especificação de um modelo com *threshold* exige a especificação do número de submodelos lineares existentes e um mecanismo (no caso, a variável *threshold*) que dita qual dos submodelos está operacional. No caso de modelos *SETAR*, a comutação entre submodelos depende unicamente da posição desta variável. Assim, um modelo *SETAR* geral com dois submodelos assume a seguinte forma:

$$Y_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p_1}Y_{t-p_1} + \sigma_1 e_t, & \text{se } Y_{t-d} \leq r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}Y_{t,1} + \dots + \phi_{2,p_2}Y_{t-p_2} + \sigma_2 e_t, & \text{se } Y_{t-d} > r \end{cases} \quad (4.15)$$

onde os ϕ são os parâmetros autoregressivos, σ se referem aos desvios padrões, com r sendo o parâmetro *threshold*, e $\{e_t\}$, uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d com média zero e variância unitária. Portanto, se o valor da $(t-d)^{\text{a}}$ defasagem de Y_t não é maior que o *threshold*, a distribuição condicional de Y_t é a mesma de um processo $AR(p_1)$. Por outro lado, quando Y_{t-d} assume um valor maior do que o da variável limiar, o segundo processo $AR(p_2)$ com parâmetros $(\phi_{2,0}, \phi_{2,1}, \dots, \phi_{2,p_2}, \sigma_2^2)$ é operacional.

Em modelos *SETAR*, a ordem p_1 e p_2 dos dois submodelos não precisam ser iguais, e o parâmetro de *delay* d pode ser maior do que o valor máximo das ordens autoregressivas. Dessa maneira, o modelo *SETAR* acima pode ser denotado como $SETAR(2; p_1; p_2)$ com um *delay* d . Além disso, o modelo permite uma certa heterocedasticidade dos dados, uma vez que a variância dos erros não precisam ser idênticas, σ_1 e σ_2 . Neste caso, o estimador menos viesado da variância do ruído pode ser estimado pela soma dos resíduos dos quadrados dos erros normalizados pelo tamanho efetivo da amostra de cada regime. Assim, a variância não viesada do ruído $\tilde{\sigma}_i^2$ do i -ésimo regime pode ser obtida a partir da seguinte formula:

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \hat{\sigma}_i^2 \frac{n_i}{n_i - p_i - 1}, \quad (4.16)$$

onde p_i é a ordem autoregressiva do i -ésimo submodelo ajustado.

4.2.3. RESULTADO

Para estimação do modelo *SETAR*, será utilizada a abordagem de valor mínimo do critério de seleção AIC – os parâmetros são estimados por mínimos quadrados ordinários em cada diferente submodelo, fixando valores máximos para os parâmetros autoregressivos e para o parâmetro de defasagem ($p = 5; d = 5$).

A tabela 6 exhibe o resultado de AIC nominal para os diferentes modelos *SETAR* ajustados. Neste caso, o valor mínimo do AIC foi aquele com parâmetro autoregressivo do regime inferior de ordem 2 e superior de ordem 4. Assim, os resultados da tabela 6 sugerem que o melhor modelo *SETAR* para descrever o desemprego brasileiro é um *SETAR*(2; 2; 4) de ordem $d = 3$.

Tabela 6 - AIC Nominal dos modelos *SETAR* ajustados para o desemprego brasileiro para $1 \leq d \leq 5$.

\hat{d}	AIC	$\hat{\tau}$	p_1	p_2
1	143.3	4.776	4	4
2	144.2	4.429	4	4
3	142.8	4.934	2	4
4	150.4	4.429	2	1
4	149.2	4.429	2	5
4	149.2	4.429	2	5

Fonte: Elaboração própria

A tabela 7 por sua vez mostra os resultados estimados pelo modelo *SETAR* (2;2;4) para a série de desemprego brasileira. O *threshold* estimado pelo modelo é de 4,934 e está no percentil 31,5 de todos os dados. Quando a série assume valores acima deste limiar, a série está em um regime de alto desemprego, caso contrário, o processo se encontra em um regime inferior. Além das diferenças da média do processo apresentadas em cada regime, é possível perceber que para o caso do regime superior a heterocedasticidade condicional também é maior do que a presente no regime inferior. Além disto, a probabilidade incondicional de estar

no regime, que é dada por $\Pi_i = n_i/n$ (com n_1 sendo o número de dados caindo em um determinado regime e n o número total da amostra) é maior para o regime de alto desemprego, que é de $\Pi_2 = 68,53\%$ contra $\Pi_1 = 31,46$. Assim, o modelo SETAR(2;2;4) exibe evidência de que há uma probabilidade maior de o desemprego se encontrar em um regime de alto desemprego. O que seria um indício de que o regime de alto desemprego tende a ocorrer por um período de tempo maior. Já com relação aos coeficientes defasados estimados, os parâmetros estimados para a segunda e terceira defasagem do regime superior não se mostraram estatisticamente significativos – um indício de que o modelo poderia até mesmo ser reduzido para uma forma mais simples.

Tabela 7 - Modelo SETAR (2;2;4) Ajustado para a série de desemprego brasileira

	Estimação	Erro padrão	Estatística t	p-value
\hat{d}	3			
\hat{r}	4,934			
Regime Inferior ($n_1 = 84$)				
$\phi_{1,0}$	0,3302	0,158	2,091	0,039**
$\phi_{1,1}$	1,315	0,102	12,791	0,000***
$\phi_{1,2}$	-0,393	0,107	-3,656	0,000***
$\tilde{\sigma}_1^2$	0,0529			
Regime Superior ($n_2 = 183$)				
$\phi_{2,0}$	0,351	0,176	1,997	0,047**
$\phi_{2,1}$	0,946	0,075	12,545	0,000***
$\phi_{2,2}$	0,122	0,109	1,126	0,261
$\phi_{2,3}$	0,031	0,111	0,280	0,779
$\phi_{2,4}$	-0,157	0,077	-2,0275	0,044**
$\tilde{\sigma}_2^2$	0,126			
MAIC	142,8			

Fonte: Elaboração própria

***Significativo a 10%, **Significativo a 5%, *Significativo a 1%, n.s Não significativo

Uma vez que se possui o valor *threshold* estimado, é possível traçar um gráfico mostrando quais valores da série de desemprego caem em cada um dos ditos regimes. A figura 5 mostra exatamente a série de desemprego cortada pelo seu valor *threshold* estimado, exibindo assim o regime inferior como pontos sólidos na figura 6. A figura mostra ainda que o principal período de regime de baixo desemprego se estende pelo período entre 1986 e 1990, com outros curtos períodos de regime de baixa ocorrendo nos primeiros anos dos anos 1990 até 1995.

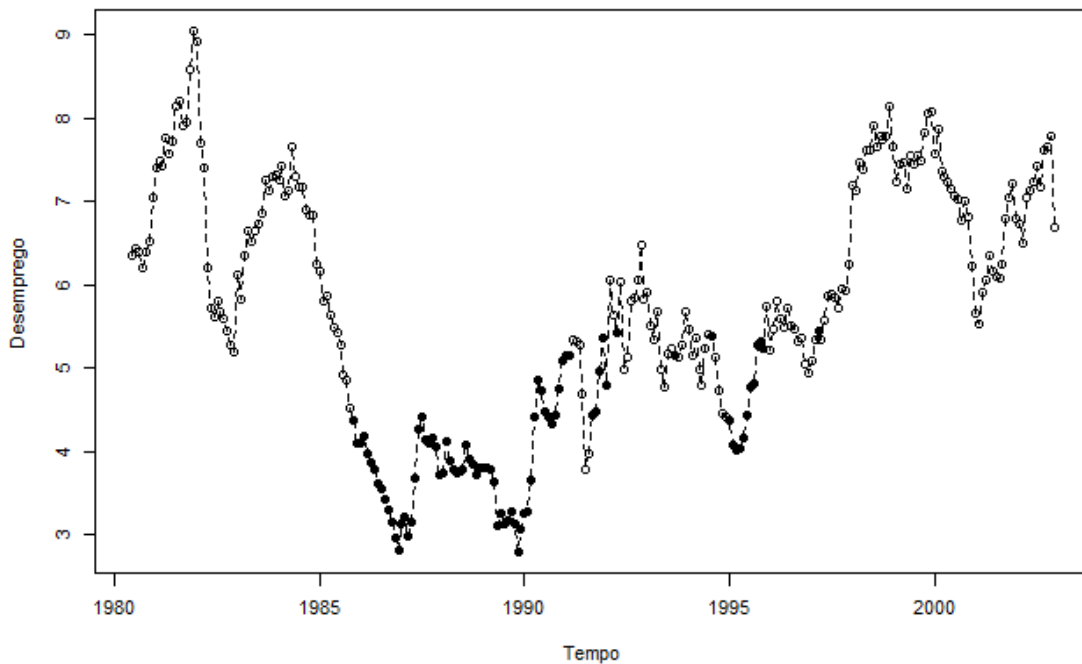


Figura 5 - Série de desemprego brasileira. Partes com círculos sólidos indicam que os dados estão em um regime de baixo desemprego do modelo SETAR(2;2;4)

Outra importante característica a se destacar de modelos não lineares é a capacidade de capturar comportamentos assimétricos sem tratar intervenções governamentais como eventos exógenos ou aberrantes. Dessa maneira, *outliers* são tratados como parte do processo gerador dos dados, e não visto como uma medida de erro como é o caso dos modelos lineares. Como mostra Franses e Dijk (2003), esses dados aberrantes podem aparecer em uma série temporal em *clusters*, e podem assim ser tratados por modelos não lineares como um regime único. Isso é especialmente relevante para a série de desemprego brasileira, uma vez que os anos 1980 e a primeira metade dos anos 1990 foram marcados por planos de estabilização econômica.

Assim, alguns padrões surgem nessas mudanças de regime. A principal delas é que o regime inferior ocorre em um período de profundas mudanças econômicas no Brasil. Os anos

de 1980 correspondem a um período com inúmeras tentativas de estabilização da inflação no Brasil. Desse modo, o elevado desemprego brasileiro visto na primeira metade dos anos 1980 (correspondente à parte do regime de elevado desemprego) pode ser contabilizado em parte como resultado das políticas de estabilização econômica ocorridas no país, que quase sempre partiam da premissa de que a inflação deveria ser controlada a partir do desaquecimento econômico. Contudo, mais precisamente a partir do plano Cruzado em 1986 (que marca o início do regime inferior), as políticas de estabilização a partir da geração de recessões e desemprego foram substituídas por planos baseados na ideia de que a inflação brasileira era o resultado de um processo de inércia inflacionária -- surgiram ainda tentativas de controle da inflação a partir do controle estrito de preços e salários na economia. Aliado a isto, o período final da década de 1980 e início dos anos 1990 presenciaram um profundo processo de abertura econômica unida a grandes alterações institucionais ligadas a promulgação de uma nova Constituição Federal em 1988. Essa nossa Constituição promoveu mudanças dentro das instituições do mercado de trabalho que podem ajudar a explicar as mudanças de comportamento da série de desemprego brasileira no período. Da mesma forma, o ano de 1995 corresponde ao período que se seguiu a implantação do Plano Real, um plano de estabilização econômica que se notabilizou por reduzir a inflação sem a necessidade de desaquecimento econômico ou desemprego.

Segundo Marques (2009), além dos testes de resíduos, o modelo ajustado pode ser avaliado analiticamente por meio de simulação. O comportamento assintótico do modelo pode ser realizado a partir da análise do seu esqueleto. Neste caso, o esqueleto é obtido através da supressão do ruído do modelo. Dessa maneira, o esqueleto pode divergir para o infinito, convergir para um ponto limite, um ciclo limite, ou a um atrator -- no caso de um equilíbrio estável, na ausência de choques, a série temporal é atraída para um equilíbrio estável. Contudo, adotando uma estratégia alternativa, como a mostrada por Cryer e Chan (2008), com o termo de ruído incluído no modelo, o comportamento dinâmico do modelo pode ser estudado a partir da simulação de uma série a partir do modelo estocástico.

Assim, o comportamento da série simulada de desemprego brasileira para o modelo ajustado *SETAR* (2;2;4) é apresentada abaixo na figura 6. A realização abaixo mostra que um período de baixo ou alto desemprego poderia ocorrer sem que isso se caracterizasse como um processo permanente na economia.

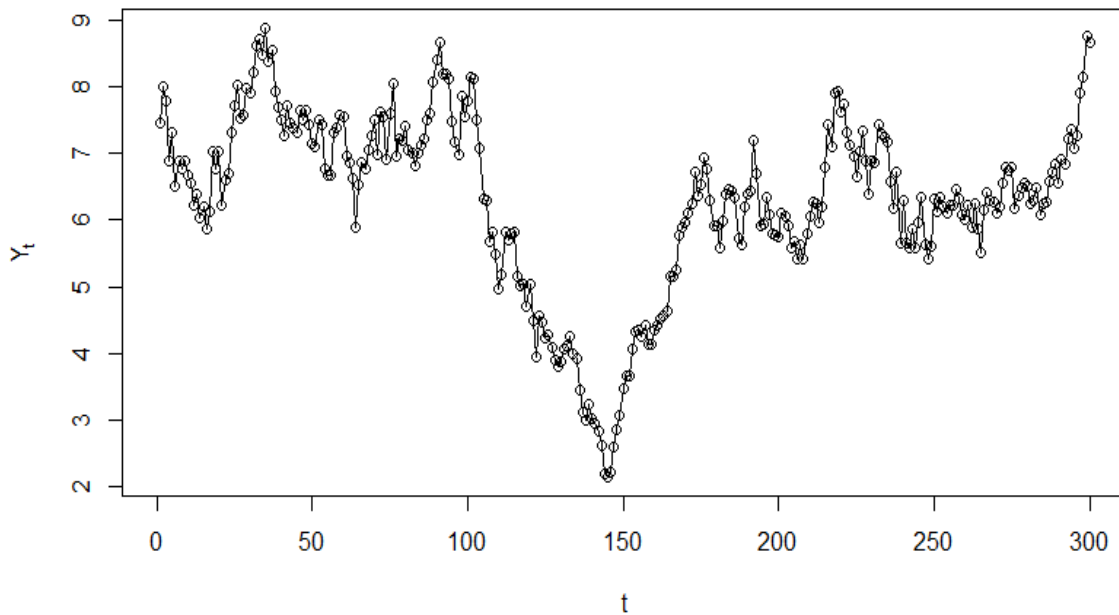


Figura 6 - Simulação do modelo SETAR(2;2;4) ajustado

Desse modo, um período com grande desvio do desemprego da sua taxa média pode ser caracterizado como um fenômeno endógeno relacionado com um regime específico, e não uma ocorrência exógena como é o resultado de um modelo linear -- e como vem apontando boa parte da literatura sobre histerese no desemprego. Desse modo, como mostra o modelo teórico de Faria e Léon-Ledesma (2008), a histerese pode ser compreendida dentro de um sistema não linear, com desvios do equilíbrio sendo resultado de mudanças no mercado de trabalho e de políticas macroeconômicas. Desse modo, há indícios de que a mudança de regime brasileiro pode estar relacionada com as profundas mudanças econômicas sofridas pela economia brasileira entre o fim da década de 1980 e o início dos anos 1990. Os resultados reforçam ainda a necessidade de que políticas públicas atuem em direcionar, manter e estabilizar a economia brasileira a um regime de baixo desemprego.

5. DISCUSSÃO

A seção anterior exibiu um modelo teórico em que a taxa de desemprego pode ser descrita a partir de uma dinâmica não linear. Neste caso, diferentes equilíbrios de taxa de desemprego seriam possíveis e a transição entre elas seriam motivados por alterações de política macroeconômica e/ou por alterações nas instituições do mercado de trabalho. Já em termos empíricos, os testes de linearidade não foram capazes de rejeitar a hipótese de não linearidade da série de desemprego brasileira, incluindo aí a não linearidade do tipo *threshold*. Esse resultado segue a linha apresentada por outros trabalhos de que o comportamento da série de desemprego brasileira não é linear, mas deve ser explicado dentro de um sistema dinâmico não linear.

Em Figueiredo (2010), o autor analisa a série de desemprego brasileira dentro de uma estrutura não linear do tipo *Autoregressive fractionally integrated moving average* com *Markov Switching* (MS-ARFIMA) com o objetivo de descrever simultaneamente as características de longa memória e de não linearidade para a série de desemprego. Os resultados indicam a existência de dois diferentes regimes com características semelhantes aos apresentados pelo modelo SETAR estimado no capítulo 4. Não só é possível indicar a existência de um regime com baixo desemprego (elevado desemprego), como também é possível notar que ele apresenta uma menor (maior) variabilidade do desemprego. O resultado mais importante, contudo, se refere ao parâmetro de integração fracionária: para o caso do regime de baixo desemprego, o parâmetro estimado revela uma maior persistência da série de desemprego. Um d_1 estimado em 0,89 contra um d_2 de 0,70. Para o caso do parâmetro do primeiro regime, para todas as estimações realizadas, o resultado encontrado não é estatisticamente diferente da unidade, o que vai de encontro com os resultados encontrados no capítulo 3 pelo teste de quebra estrutural de que o desemprego brasileiro apresenta um período com comportamento não estacionário (indicação de uma histerese pura) e outro, de elevado desemprego, também não estacionário, mas com reversão à média (elevada persistência).

O modelo *MS-ARFIMA* estimado ainda exhibe uma maior probabilidade de ocorrência do regime de alto desemprego, o que indica que a probabilidade de permanência do regime superior é maior do que a do regime inferior, com um $p_{11} = 0,45$ contra um $p_{22} = 0,96$. Mesmo que este resultado não possa ser diretamente comparável com o exibido pelo modelo SETAR

(uma vez que os modelos *Markov Switching* assumem que os estados da natureza não podem ser observados, só sendo possível atribuir probabilidades de ocorrências dos diferentes regimes, enquanto que para um modelo *threshold*, os estados são determinados por uma variável observável), ambos indicariam que o regime de alto desemprego tende a se apresentar por um espaço de tempo maior na série de desemprego brasileira. Isso poderia indicar que as mudanças ocorridas e que levaram a economia a um regime de alto desemprego podem ter um caráter mais permanente – o que poderia incluir as mudanças relativas a mudanças nas instituições do mercado de trabalho, de abertura econômica e estabilização de preços da economia.

Discutindo especificamente a persistência do desemprego, a literatura tende a identificar as instituições do mercado de trabalho como fatores geradores de persistência. Desde o modelo clássico de histerese desenvolvido por Blanchard e Summers (1986) que atribui ao processo de barganha salarial toda a responsabilidade pela presença de efeitos permanentes dos choques sobre o desemprego, até os desenvolvimentos mais recentes, que incluiriam políticas de salário mínimo, duração do desemprego motivado por benefícios ao desemprego e até efeitos psicológicos relacionados ao estigma social de estar desempregado.

5.1. PERSISTÊNCIA, INSTITUIÇÕES E INFORMALIDADE

As regras criadas ou modificadas pela Constituição Federal de 1988 geraram uma rigidez no mercado de trabalho que a literatura tende a identificar como gerador de persistência. Os canais citados por Blanchard e Wolfers (2000) poderiam explicar assim quais instituições do mercado de trabalho podem modificar a forma com que os salários respondem ao nível de desemprego e ajuda a explicar de que modo as instituições podem ter contribuído na alteração da persistência do desemprego brasileiro.

Em termos empíricos Estevão e Carvalho Filho (2012) estimam curvas de salário para o Brasil a fim de observar a evolução da flexibilidade do salário real durante o período de 1981 a 2009. O objetivo desses autores seria o de relacionar a resposta do salário às condições do mercado de trabalho, e a forma como as mudanças das instituições do mercado de trabalho brasileiro poderiam afetar o nível de resposta do salário. Assim, é possível a partir dos resultados apresentados pelos autores levantar indícios de como essas alterações podem ter gerado uma modificação do nível de persistência do desemprego.

Para estimar as curvas de salário, os autores usam o seguinte modelo, em que o salário seria dado por:

$$w = f(u; b; \tau; o), f_{\tau} > 0 \text{ e } f_u < 0$$

onde w é o salário-hora real; b é a renda real recebida caso o trabalho esteja desempregado (benefícios ao desempregados); τ é uma variável que captura o custo relativo do desemprego; o representa outros fatores estruturais determinando a posição da curva de salário (como o progresso tecnológico); e u é o desemprego.

Assim, a posição e declinação da curva serão afetadas pelas instituições do mercado de trabalho que afetam o poder de barganha dos trabalhadores, os benefícios e custos associados ao desemprego, às condições do mercado de trabalho e outros fatores. Como exemplo, se o poder de barganha dos trabalhadores é fraco os salários serão mais flexíveis às condições de mercado, como por exemplo, ao nível de desemprego.

Em termos empíricos, o que os seus resultados sugerem é que o período foi marcado por uma redução da resposta do salário real às condições do mercado de trabalho a partir do fim da década de 1980, o que coincide com o período de mudanças das instituições do mercado de trabalho provocadas pela Constituição de 1988. Os autores realizam a estimação da curva de salário considerando a presença de duas quebras estruturais na série – a primeira em 1988, correspondendo às mudanças Constitucionais, e a segunda em 1999, quando houve o estabelecimento do regime de metas de inflação. Com isso a estimativa de flexibilidade do salário real que antes era de $-0,092$ para todo o período considerado, passaram a ser de $-0,117$ para o período anterior à Constituição de 1988, e $0,084$ para o período de 1989-1998. Um indício de que houve uma elevação da rigidez do mercado de trabalho brasileiro.

Contudo, os resultados apresentados pelo teste de quebra estrutural para o parâmetro de integração fracionária no capítulo 3 mostram que o período após as mudanças promovidas pela reforma Constitucional em 1988 apresentou uma redução do grau de persistência da série. Assim, a despeito da maior rigidez do mercado de trabalho após as mudanças na Constituição de 1988, o que houve foi um movimento contrário do nível de persistência, com uma redução do d estimado, o que pode indicar, aparentemente, que não existiria uma relação direta e positiva entre o nível de rigidez do mercado de trabalho e o nível de persistência do desemprego.

Porém, segundo Estevão e Carvalho Filho (2012), acordos informais de trabalho que estivessem fora do arcabouço legal e que assim aproximassem mais a definição de salários das condições do mercado de trabalho teriam um efeito de elevar a elasticidade estimada. Da mesma forma, mercados mais competitivos, como os obtidos a partir da abertura econômica brasileira, tornariam o emprego mais sensível às variações de custos, que reduziriam o poder dos *insiders* na barganha salarial e aumentariam a influência dos *outsiders*. Assim, há duas considerações adicionais a se fazer ao analisar a sensibilidade do salário às condições de mercado, e conseqüentemente, ao analisar o nível de persistência do desemprego.

Para Estevão e Carvalho Filho (2012) essas regras estabelecidas a partir da Constituição de 1988, ao promoverem uma elevação da rigidez dos contratos de trabalho, e ao aumentar os custos trabalhistas, geraram um profundo incentivo ao estabelecimento de contratos de trabalho informais pelas firmas e trabalhadores. O mesmo resultado é obtido por Bosch *et al* (2012), que em seu trabalho tentam identificar as causas da elevação da informalidade durante os anos 1990 no Brasil. Segundo seus resultados, se por um lado os efeitos da liberalização comercial foram pequenos sobre os movimentos de informalidade (de 1% a 2,5%), as reformas constitucionais corresponderiam a quase 40% do aumento da informalidade no período.

Assim, revisitando as estimativas anteriores, porém incluindo agora o efeito de contratos informais, é possível estabelecer uma interação entre o desemprego e a taxa de informalidade. A partir disto, Estevão e Carvalho Filho (2012) mostram que uma maior proporção de trabalhadores sem carteira de trabalho assinada produz uma sensibilidade do salário maior, de -0,039, considerando todo o período da amostra após as mudanças Constitucionais (de 1989 até 2009); da mesma forma que, quando se eleva a definição de informalidade para trabalhadores sem carteira assinada e com emprego próprio, a sensibilidade é ainda maior (-0,073).

Esses resultados fortalecem a hipótese de que instituições do mercado de trabalho que foram criadas a partir da Constituição de 1988, e que geraram um aumento de rigidez, tendem a proteger os movimentos de salário das condições de trabalho. Além disso, quando considerada a interação entre salário e grau de sindicalização da economia, o resultado obtido pelos autores é de que a resposta do salário às condições de mercado é bastante reduzida (0,046). Esse resultado está em linha com a hipótese levantada por Blanchard (2005) e pela literatura mais recente sobre histerese, de que mesmo que a presença de histerese pura (com

efeitos permanentes) desenvolvida por Blanchard e Summers (1986) seja extrema demais (uma vez que ela exige necessariamente que os trabalhadores desempregados não exerçam nenhum tipo de papel no processo de barganha, como foi exibido no capítulo 2), ainda é possível a possibilidade de elevada persistência em decorrência de um elevado poder dos sindicatos.

Desse modo, as mudanças legais no mercado de trabalho ao aumentarem a proteção e os custos do emprego teriam um efeito de reduzir a sensibilidade dos salários as condições de mercado, e assim, elevar o nível de persistência da taxa de desemprego. Por outro lado, com a abertura econômica brasileira, o nível de persistência pode ter sido reduzido em função da maior competitividade do mercado de trabalho brasileiro. Já o resultado mais relevante é o que indica que a influência sobre a barganha salarial das condições de mercado é maior em mercados com um setor informal mais elevado.

A trajetória do trabalho formal nos 1990 foi descendente segundo dados agregados da PNAD (que considera uma amostra para o emprego em todo o país), indo de uma participação de 67,5% em 1989 para apenas 57% em 2002 (um resultado semelhante é obtido pela PME). Dessa forma é possível imaginar que o crescente aumento do setor informal no mercado de trabalho brasileiro durante os anos 1990, ao permitir uma flexibilização, fora do arcabouço legal, mais elevada dos contratos firmados entre firmas e trabalhadores, pode ter contribuído para a redução da persistência do desemprego a choques como foi verificada no período. Logo, uma medida de persistência do desemprego deve levar em conta o efeito que o nível de informalidade na economia pode ter sobre suas estimativas.

6. CONCLUSÃO

Este estudo analisou o comportamento dinâmico da taxa de desemprego brasileira durante o período de 1980 a 2002 focando na resposta que a taxa de desemprego apresenta a choques -- o seu nível de persistência. Na primeira parte do estudo, que compreende o capítulo 3, foram testadas as diferentes hipóteses explicativas do desemprego presentes na literatura: as teorias da histerese e da taxa natural. Deixando de lado os testes tradicionais de raiz unitária que foram usualmente utilizados pela literatura (mas que geravam uma forte restrição analítica ao desconsiderar o componente de longo prazo das séries), foram utilizados diferentes estimadores de integração fracionária para essa finalidade. Os resultados obtidos mostraram que a taxa de desemprego brasileira apresenta um comportamento não estacionário com reversão à média, que é coerente com a hipótese de alta persistência do desemprego. Contudo, considerando a possibilidade levantada por alguns autores de que a presença de quebra estrutural na série pode gerar um comportamento fracionário espúrio, novas estimativas foram realizadas levando em conta a possibilidade de que a série tenha sofrido com alterações no seu componente determinístico. Os novos resultados estimados mostraram um ponto de quebra estrutural no ano de 1991, gerando dois períodos com diferentes parâmetros de integração fracionária. Em um, anterior ao ponto de quebra, a série seria um processo não estacionário semelhante ao apontado pela hipótese da histerese; no segundo, a série apresentaria um comportamento não estacionário mas com reversão à média.

Para explicar as razões por trás dessa mudança na série de desemprego, a noção de que a série de desemprego tem um comportamento linear foi substituída por uma análise de dinâmica não linear. A partir de um modelo não linear desenvolvido por Faria e Léon-Ledesma (2008) com a presença de múltiplos regimes, e capaz de gerar resultados coerentes com as principais teorias explicativas do desemprego, foi possível analisar as mudanças estruturais do desemprego brasileiro a partir de mudanças nos fatores macroeconômicos e institucionais da economia. Empiricamente, o desemprego brasileiro foi modelado a partir de um modelo não linear *threshold* no capítulo 4, cujos resultados mostraram que o desemprego brasileiro apresentaria dois regimes: um com baixo desemprego e variância e outro com alto desemprego e alta variância. Esses resultados são coerentes com os obtidos por Figueiredo (2010), que utilizando um modelo *MS-ARFIMA* foi capaz também de estimar uma mudança no parâmetro de integração fracionária dos dois diferentes regimes do desemprego brasileiro.

Com a identificação pela literatura de que fatores institucionais estariam por trás de alterações na persistência à choques do desemprego, os resultados de Estevão e Carvalho Filho (2012) de que as mudanças nas instituições do mercado de trabalho introduzidas com a Constituição de 1988 teriam gerado uma redução da sensibilidade do salário às condições do mercado de trabalho pareciam uma contradição com os resultados obtidos pelos testes de quebra estrutural apresentados no capítulo 3 quanto pelas estimativas de Figueiredo (2010). Contudo, ao estimar a sensibilidade do salário incluindo o efeito dos contratos informais na economia, foi possível perceber uma elevação da flexibilização do mercado de trabalho. Assim, a rigidez gerada no mercado de trabalho gerou um forte incentivo ao aumento da informalidade (como mostra Bosch *et al* (2012), que por sua vez, gerou uma redução da rigidez do mercado de trabalho, uma vez que contratos informais de trabalho possuem uma maior flexibilização.

Desse modo, considerando a importância que o efeito de choques sobre a taxa de desemprego tem para a configuração de políticas macroeconômicas, os resultados apresentados, sobretudo no capítulo 5, parecem indicar que uma estimativa do nível de persistência do desemprego deveria considerar a possibilidade de que o tamanho do setor informal pode alterar significativamente a flexibilidade do mercado de trabalho.

REFERÊNCIAS

- AGHION, P; BLANCHARD, O. J. On the Speed of Transition on Central Europe. *NBER Macroeconomics Annual*, p.283-320, 1994
- AMABLE, B., Henry, J., Lordon, F., Topol, R. Hysteresis revisited: a methodological approach. In: Cross, R. (Ed.), *The Natural Rate of Unemployment*. Cambridge University Press, Cambridge, 1995.
- AMADEO, Edward, Ricardo Paes de Barros, José Márcio Camargo, and Rosane Mendonça. 1995. Brazil. In *Reforming the labor market in a liberalized economy*, ed. Gustavo Márquez, 35–78. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.
- BALL, Laurence, *Aggregate Demand and Long-Run Unemployment*, Brookings Papers, 1999
- BALL, Laurence. Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence. In: Jeff Fuhrer, Jane Sneddon Little, Yolanda K. Kodrzycki and Giovanni P. Olivei (Org). *Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy A Phillips Curve Retrospective*. The MIT Press, 2009.
- BEAN, C. European Unemployment: A Survey, *CEP Discussion Papers dp0071*, Centre for Economic Performance, LSE, 1992.
- BLANCHARD, Oliver, *European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas*, *NBER Working Paper #11750*, 2005
- BLANCHARD, Oliver; WOLFERS, Justin. Shocks and institutions and the rise of European unemployment. The aggregate evidence. *Economic Journal*, 110(1):1–33, March 2000.
- BLANCHARD, Olivier; Lawrence SUMMERS. Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1:15–78, 1986. Stanley Fischer (editor), MIT Press.
- BOERI, T. Transition with Labor Supply. *IZA Discussion Paper 257*, 2001.
- BRUNO, Michael; SACHS, Jeffrey. *The Economics of Worldwide Stagflation*. Basil Blackwell, Oxford, 1985.
- CHAN, K. S. (1990) “Testing for threshold autoregression”, *The Annals of Statistics*, 18(4): 1886- 1894.
- CLEMENTE, J *et al.* The unemployment structure of the US states. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45, 848–868, 2005.
- CROSS, R. Is the natural rate hypothesis consistent with hysteresis? In: Cross, R. (Org.), *The Natural Rate of Unemployment*. Cambridge University Press, Cambridge, 1995.
- CRYER, J. D.; CHAN, K. S. (2008) *Time Series Analysis*. New York: Springer, 2008.

- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, p.427–431, 1979.
- DIEBOLD, F., RUDEBUSH, G.,. On the power of Dickey–Fuller tests against fractional alternatives. *Economics Letters*, v.35, p.155–160, 1991
- DIEBOLD, F.X., INOUE, A.,. Long memory and regime switching. *Journal of Econometrics*, v. 105, p. 131–159, 2001
- DIJK, Dick van; FRANSES, Philip Hans e PAAP, Richard. A nonlinear long memory model, with an application to US unemployment. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 110(2), p. 135-165, 2002.
- ESTEVAO, Marcello e CARVALHO FILHO, Irineu. Institutions, Informality, and Wage Flexibility: Evidence from Brazil. *IMF Working Paper*, WP/12/84, Washington, International Monetary Fund. mar.2002
- FARIA, J. R. and M.A. LEÓN-LEDESMA (2008): A simple nonlinear dynamic model for unemployment: Explaining the Spanish case, *Discrete Dynamics in Nature and Society*, v. 2008, 2008.
- FIGUEIREDO, E. A. Dynamics of regional unemployment rates in Brazil: Fractional behavior, structural breaks, and Markov switching. *Economic Modelling*, v. 27, p.900–908, 2010
- FRANSES, P. H.; van DIJK, D. (2003) *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge, Cambridge University Press, 2003.
- FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. *American Economic Review*, p.58:1–21, mar.1968.
- GARIBALDI, P, BRIXIOVA, Z. Labor market institutions and unemployment dynamics in transition economies. *International Monetary Fund Staff Papers*, v.45, p.269-308, 1998.
- GEWEKE, J., PORTER-HUDAK, S. The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, v.4, p.221–238, 1983.
- GOMES, F., SILVA, C. Hysteresis vs NAIRU and convergence vs divergence: the behavior of regional unemployment rates in Brazil. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v.49, p.308–322, 2009a.
- GOMES, F., SILVA, C. Measuring unemployment persistence of different labor force groups in the greater Sao Paulo metropolitan area. *Estudos Econômicos*, v.39, p.763–784, 2009b.
- GRANGER, C.W.J., JOYEUX, R.,. An introduction to long-range time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis* 1, p.15–30, 1980.
- HOSKING, J. Fractional differencing. *Biometrika*, v.68, p.165–176, 1981

- HAMILTON, J.D., 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series subject to changes in regime. *Econometrica*, v.57, p.357–384, 1989.
- HASSLER, U., MELLER, B. Detecting a change in inflation persistence in the presence of long memory. A New Test. Goethe University, Frankfurt (Working Paper), 2009.
- HASSLER, U., WOLTERS, J. On the power of unit root tests against fractional alternatives. *Econom. Lett*, v.45, p.1–5, 1994.
- JAEGER, A; PARKINSON, M. 'Some Evidence on Hysteresis in Unemployment rates. *European Economic Review*, v. 38, p.329–342, fev.1994
- KEENAN, D. (1985) A Tukey nonlinear type test for time series nonlinearities, *Biometrika*, 72, p.39-44, 1985.
- KOOP, G., POTTER, S.M.. Dynamic asymmetries in US unemployment. *Journal of Business and Economic Statistics* 17, p.298–313, 1999.
- KOUSTAS, Z. and VELOCE, W. Unemployment hysteresis in Canada: an approach based on long memory time series models, *Applied Economics*, v..28, p.823 831, 1996.
- LAYARD, Richard *et al.* Unemployment; Macroeconomic performance and the labour market. *Oxford University Press*, 1991.
- LAYARD, Richard; NICKELL, Stephen. In: Rudiger Dornbusch and Richard Layard (Org). *The labour market. The Performance of the British Economy*, Clarendon Press, Oxford, 1987.
- LEE, D., SCHMIDT, P. On the power of the KPSS test of stationarity against fractionally integrated alternatives. *J. Econometrics*, v.73, p.285–302, 1996.
- LEE, H., AMSLER, C. Consistency of the KPSS unit root test against fractionally integrated alternative. *Economics letters*, v. 55, p.151–160, 1997.
- LEON-LEDESMA, Miguel; MCADAM, Peter. Unemployment, Hysteresis and Transition, *Royal Economic Society Annual Conference 2003* 137, Royal Economic Society, 2003.
- LINDBECK, Assar; SNOWER, Dennis J. Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations, *American Economic Review*, American Economic Association, v. 76(2), p.235-39, mai.1986.
- MACEDO, Roberto Bras Matos. Diferenciais de salários entre empresas privadas e estatais no Brasil. *Revista Brasileira de Economia* 39 (4): 448–73. ———. 1993. Reforma da previdência social: Resenha e consolidação. In *A previdência social e a reforma constitucional*, ed. Brasil, Ministério da Previdência Social, 4–47. Brasília, Brazil: CEPAL, 1985.
- MONTGOMERY, A.L., ZARNOWITZ, V., TSAY, R.S., TIAO, G.C. Forecasting the US unemployment rate. *Journal of the American Statistical Association* v.93, p.478–493, 1998.

- NEUDORFER, Peter; Pichelmann, K; Wagner, Michael. Hysteresis, Nairu and long term unemployment in Austria. *Empirical Economics*, v. 15, p.217-29, 1990.
- PAES DE BARROS, Ricardo; CORSEUIL, Carlos Henrique. The Impact of Regulations on Brazilian Labor Market Performance. In: James Heckman and Carmen Pagés (Org.). *Law and Employment*, Chicago: Chicago University Press, 2004.
- PHELPS, E.S. Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *J. Polit. Econom.* v.76, p.678–711, 1968.
- PHELPS, E.S. Structural Slumps—The Modern Theory of Unemployment, Interest and Assets. Harvard University Press, Cambridge, MA, 1994.
- PHILLIPS, P.C.B; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, v.75, p.335–346, 1988.
- PISSARIDES, C., 1990. Equilibrium Unemployment Theory. Basil Blackwell, Oxford. Rates", *European Economic Review*, v. 38, p.329-342, fev.1994.
- REISEN, V. Estimation of the fractional difference parameter in the ARIMA(p,d,q) model using the smoothed periodogram. *Journal of Time Series Analysis*, v.15, p.335–350, 1994.
- RØED, K. Hysteresis in Unemployment, *Journal of Economic Surveys*, v.11, p.389-418, 1997
- ROTHMAN, P. Forecasting asymmetric unemployment rates. *Review of Economics and Statistics*, v.80, p.164–168, 1998.
- SHIMOTSU, Katsumi; PHILLIPS, Peter C.B. Local Whittle estimation of fractional integration and some of its variants, *Journal of Econometrics*, Elsevier, v.130(2), p.209-233, fev.2006
- TONG, H. On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing, ed. C. H . Chen, Amsterdam: Sijhoff e Noordhoff, 1978.
- TONG, H.; LIM, K. S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society B*, v.42, p.245-292, 1980.
- TSAY, R. S. Nonlinearity tests for time series, *Biometrika*, v.73, p.461-466, 1986.