

**ÁREA: TEORIA APLICADA**

**Comportamento Dinâmico do Desemprego Brasileiro:  
Persistência e Instituições**

**ROBSON OLIVEIRA LIMA**

Telefone: (83) 96221162

Email: robson.o.l@hotmail.com

Mestre em Economia pela PPGE/UFPB e Professor no IFPB

Endereço: Rua José Firmino Ferreira, 618, João Pessoa - PB

**JAILSON DA CONCEIÇÃO TEIXEIRA OLIVEIRA**

Email: jailson.consultor@gmail.com

Doutorando em Economia pela PPGE/UFPB e Professor Auxiliar na UFPB

**MURILO MASSARU DA SILVA**

Email: murilomassar@gmail.com

Mestre em Economia pela PPGE/UFPB e Professor Auxiliar na UFU

# Comportamento Dinâmico do Desemprego Brasileiro: Persistência e Instituições

**RESUMO:** Partindo um modelo não linear com múltiplos regimes desenvolvido por Faria e León-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-CHAVE:** Persistência, Mercado de Trabalho, Informalidade, Constituição de 1988.

**ABSTRACT:** From a non-linear model with multiple regimes developed by Faria and León-Ledesma (2008), it was applied an empirical approach using a SETAR model, that allowed to explain these changes by alterations on the labor market institutions that were introduced on the new Constitution of 1988. Given these evidences it was possible to relate these results to those found on Figueiredo (2010) and Estevão and Carvalho Filho (2012). The conclusion is that there are not evidence of a relation between the degree of persistence and the institutions. There is also no evidence that the ascending trajectory of informality on the 1990 decade can explain the decrease of the aggregate persistence by promoting a reduction of the market rigidity;

**KEYWORDS:** Persistence, Labor Market, Informality, Constitution of 1988.

**JEL CLASSIFICATION:** E24, O17, K31

## 1. Introdução

Uma das primeiras explicações para o comportamento dinâmico do desemprego foi sugerido por Friedman (1968), que afirmou 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. 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<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup>Ball (2009) afirma que a presença de histerese na taxa de desemprego desafia a dicotomia clássica entre a economia real e a monetária mesmo no longo prazo. A principal consequência dessa hipótese é a de que mudanças na taxa de equilíbrio (ou de longo prazo) do desemprego podem ser atribuídas a movimentos de política monetária, uma vez que a demanda agregada altera o comportamento do

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.

Partindo para uma abordagem não linear, Léon-Ledesma e McAdam (2003) 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. Além disto, 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, 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 reduziriam 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 é o instituído pelo salário mínimo. Segundo Blanchard e Wolfers (2000), 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. Outro canal é a ideia de duração do desemprego. Desenvolvida por Layard e Nickell (1987), ela afirma que apenas os desempregados recém-admitidos exerceriam alguma pressão sobre os salários. 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 elevasse. Layard e Nickell (1987) mostram inclusive 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.

---

desemprego corrente, que por sua vez influencia a taxa natural de desemprego a partir do canal da histerese.

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 comercial que levou o Brasil a se tornar uma economia aberta -- deixando para trás décadas de protecionismo econômico<sup>2</sup>; juntamente com a mudança Constitucional ocorrida em 1988 que estabeleceu profundas mudanças das regras e instituições do mercado de trabalho. Além disto, o período compreendido entre a década de 1980 e 1995 foi responsável 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.

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. Os resultados apresentados por Estevão e Carvalho Filho (2012) podem ainda 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.

Em termos empíricos, assim como a persistência, a não linearidade pode surgir como uma importante característica da série de desemprego brasileira. Como afirma Dijk, Franses e Paap (2002) esta característica é recorrente em 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<sup>3</sup>.

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*.

---

<sup>2</sup>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.

<sup>3</sup>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; ao contrário, as outras duas classes de modelos assumem que os estados são determinados por uma variável observável.

Deste modo, o objetivo deste trabalho será o de modelar a taxa de desemprego brasileira considerando a possibilidade de não linearidade da série. Além disto, discutir a relação entre mudanças macroeconômicas e institucionais e alterações estruturais na série de desemprego. Por fim, discutir o papel que a informalidade pode ter sobre o grau de flexibilidade da série. Assim, o presente trabalho representa uma contribuição à literatura nacional por apresentar novas evidências sobre o desemprego brasileiro com base em um modelo teórico não linear com dois diferentes regimes, possibilitando a interligação entre fatores institucionais e macroeconômicos e a mudanças de regime. Aliado a isso o instrumental econométrico utilizado é condizente com as hipóteses levantadas.

Dito isto, este estudo é constituído por mais três seções, além desta introdução. Na segunda seção é apresentado um modelo teórico não linear com múltiplos equilíbrios. Na terceira seção são apresentados metodologia e resultados para a estimação de um modelo SETAR para o desemprego brasileiro. Na seção 4, é realizada uma discussão sobre as relações entre persistência, instituições e informalidade a partir dos resultados apresentados. A última parte é reservada às conclusões.

## 2. Múltiplos Equilíbrios

Os resultados apresentados por boa parte da literatura sobre persistência 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 Amablet 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.

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:

$$\dot{u} = F(u, X) - G(u, Y) \quad (3.1)$$

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,  $F(u, X) = r(X)(1-u)$ , 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,  $G(u, X) = b(Y) \frac{u}{a^2 + u^2}$ , 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.

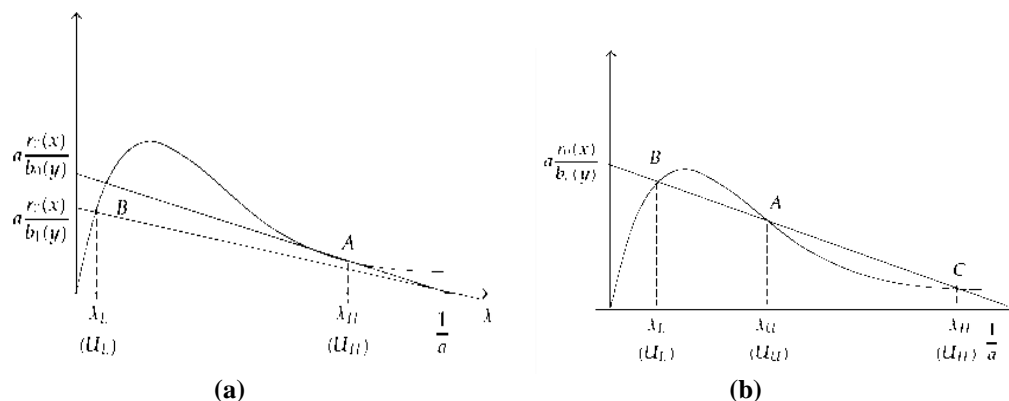
Assim,

$$\frac{a}{b(Y)} r(X)(1 - \lambda a) = \frac{\lambda}{1 + \lambda^2} \quad (3.2)$$

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 3a. 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 3b)<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> O modelo ainda é coerente com as principais teorias explicativas do desemprego. (a) a da taxa natural se configurando como uma situação particular em que não há nenhuma mudança nos parâmetros  $r(X)$  e  $b(Y)$ ; (b) da hipótese da histerese, em que choques temporários tem efeitos permanentes sobre a economia.; e (c) a visão estruturalista, que afirma que mudanças no equilíbrio só provem mudanças no equilíbrio só provem de choques permanentes (como mudanças nos parâmetros  $b(Y)$  e  $r(X)$ ).



**Figura 1** - Caso de uma dinâmica não-linear com dois equilíbrios estáveis (a) e dois equilíbrios estáveis e um instável (b)

**Nota:** Figura retirada de Faria e Léon-Ledesma (2008)

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 resultado de alterações macroeconômicas e das instituições do mercado de trabalho.

### 3. Análise de um Modelo com Mudanças de Regime

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) e realizada em seis regiões metropolitanas: 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.

Devido a essa mudança metodológica, a amostra de dados dessa pesquisa cobrirá uma janela que vai de junho de 1980 até dezembro de 2002 da taxa de desemprego mensal sazonalmente ajustado. A média para a taxa de desemprego em todo o período foi de 5,67%. O valor mínimo dessa série foi de 2,78% registrado em Novembro de 1989, enquanto que seu maior valor foi de 9,05% registrado em Dezembro de 1981. Observando a evolução dessa taxa de desemprego na figura 2, 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.

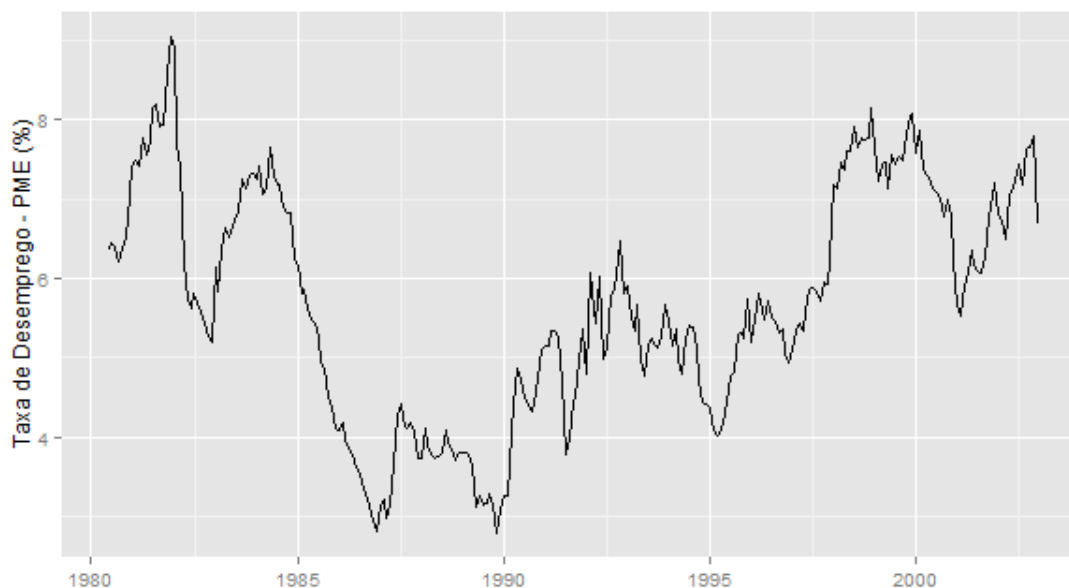


Figura 2 - Taxa de desemprego brasileira – Pesquisa Mensal de Desemprego - 1980 a 2012. Fonte: Pesquisa Mensal de Emprego

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.

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. Após isto, será estimado um modelo SETAR.

### 3.1. 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:



$$Y_t = \mu + \sum_{\mu=-\infty}^{\infty} \theta_{\mu} \varepsilon_{t-\mu} + \sum_{v=-\infty}^{\infty} \sum_{\mu=-\infty}^{\infty} \theta_{\mu v} \varepsilon_{t-\mu} \varepsilon_{t-v}, \quad (3.1)$$

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.

Cryer e Chan (2008) mostram que o teste de Keenan é equivalente a testar se  $\eta = 0$  em um modelo de regressão múltipla (com a constante 1 sendo absorvida em  $\theta_0$ ):

$$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_m Y_{t-m} + \eta \hat{Y}_t^2 + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

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. Tsay (1986) demonstra 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:

$$\begin{aligned} Y_t = & \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_m Y_{t-m} + \delta_{1,1} Y_{t-1}^2 + \delta_{1,2} Y_{t-1} Y_{t-2} \\ & + \dots + \delta_{1,m} Y_{t-1} Y_{t-m} + \delta_{2,2} Y_{t-2}^2 + \delta_{2,3} Y_{t-2} Y_{t-3} \\ & + \dots + \delta_{2,m} Y_{t-2} Y_{t-m} + \dots + \delta_{m-1,m-1} Y_{t-m+1}^2 \\ & + \delta_{m-1,m} Y_{t-m+1} Y_{t-m} + \delta_{m,m} Y_{t-m}^2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

e testar se todos os  $m(m+1)/2$  coeficientes são ou não iguais a zero. Isto pode ser feito por um teste *Fem* 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 1. 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 1-** Testes de não linearidade quadrática de Keenan e Tsay

Teste de Keenan (1985)			Teste de Tsay (1986)		
$\hat{F}$	<i>p - value</i>	<i>Lag</i>	$\hat{F}$	<i>p - value</i>	<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:

$$Y_t = \phi_{1,0} + \phi_{1,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}Y_{t-p} + \{\phi_{2,0} + \phi_{2,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}Y_{t-p}\}I(Y_{t-d} > r) + \sigma e_t \quad (3.4)$$

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

$$T_n = (n - p) \log \left\{ \frac{\hat{\sigma}^2(H_0)}{\hat{\sigma}^2(H_1)} \right\} \quad (3.5)$$

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 2 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 2**– 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

### 3.2. Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) Model

A classe de modelos *Threshold Autoregressive* (TAR), propostas por Tong (1978) e Tong e Lim (1980), assumem que o regime que ocorre no tempo  $t$  pode ser determinado por uma variável observável  $q_t$ . O modelo TAR assume que o regime é determinado pelo valor de  $q_t$  relativo a um valor limiar (*threshold*), que podemos denotar por  $r$ . Assim, a especificação de um modelo com *threshold* exige a especificação do número de submodelos lineares existentes e um mecanismo (no caso, a variável limiar) que dita qual dos submodelos está operacional.

Um caso especial ocorre quando a variável *threshold*  $q_t$  é tomada como o valor defasado da série temporal em si – de modo que  $q_t = Y_{t-d}$  para  $d > 0$ . Como para esse modelo, o regime é determinado pela própria série temporal, o modelo é chamado de *Self-Exciting Threshold Autoregressive* (SETAR). No caso de modelos *SETAR*, a comutação entre submodelos depende unicamente da posição desta variável observável. Assim, um modelo *SETAR* geral com dois submodelos assume a seguinte forma:

$$Y_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p_1}Y_{t-p_1} + \sigma_1 e_t, & \text{se } Y_{t-d} \leq r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}Y_{t,1} + \dots + \phi_{2,p_2}Y_{t-p_2} + \sigma_2 e_t, & \text{se } Y_{t-d} > r \end{cases} \quad (3.6)$$

onde os  $\phi$  são os parâmetros autoregressivos,  $\sigma$  se referem aos desvios padrões, com  $r$  sendo o parâmetro *limiar*, e  $\{e_t\}$ , uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d com média zero e variância unitária. Portanto, se o valor da  $(t - d)^a$  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  $p_1$   $ep_2$  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,  $\sigma_1$  e  $\sigma_2$ . 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:

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \hat{\sigma}_i^2 \frac{n_i}{n_i - p_i - 1}, \quad (3.7)$$

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

### 3.3. Resultado do modelo SETAR

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 3 exibe 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 3-** AIC Nominal dos modelos SETAR ajustados para o desemprego brasileiro para  $1 \leq d \leq 5$ .

$\hat{d}$	AIC	$\hat{r}$	$p_1$	$p_2$
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

Fonte: Elaboração própria

A tabela 4 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) exhibe 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.

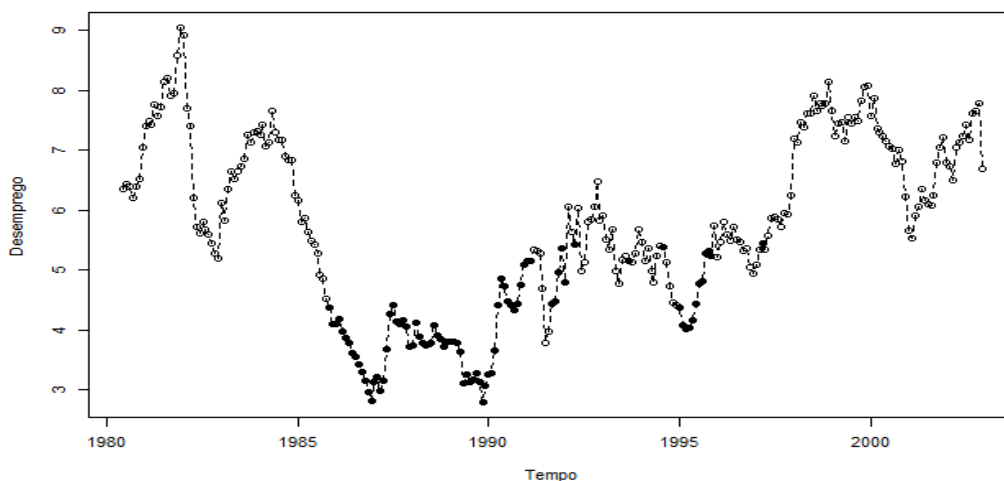
**Tabela 4-** Modelo *SETAR* (2;2;4) Ajustado para a série de desemprego brasileira

	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 <sup>n.s</sup>
$\phi_{2,3}$	0,031	0,111	0,280	0,779 <sup>n.s</sup>
$\phi_{2,4}$	-0,157	0,077	-2,0275	0,044**
$\tilde{\sigma}_2^2$	0,126			
MAIC	142,8			

Fonte: Elaboração própria

\*\*\*Significativo a 1%, \*\*Significativo a 5%, \*Significativo a 10%, 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 3 mostra exatamente a série de desemprego cortada pelo seu valor *threshold* estimado, exibindo assim o regime inferior como pontos sólidos na figura 3. A figura mostra ainda que o principal período de regime de baixo desemprego se estende pelo período entre 1986 e 1990. Segundo Ramos e Camargo (1988), e Arandla (1991) em 1986 verifica-se uma acentuada mudança na dinâmica interna do comportamento do mercado de trabalho brasileiro derivado do Plano Cruzado.



**Figura 3-** 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.

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. De acordo com Arandla (1991), os efeitos dos planos de estabilização promoveram efeitos distintos sobre o mercado de trabalho, e que sem dúvida o plano Cruzado foi o único

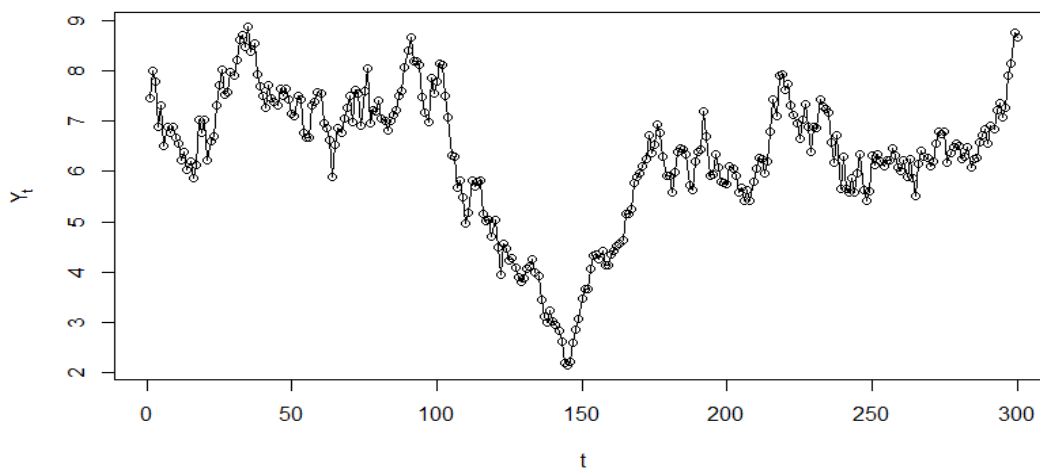
que trouxe benefícios reais a população trabalhadora como um todo. Ainda segundo o autor, os demais planos por ocasionarem o desaquecimento da economia visando controlar a inflação, tiveram impactos negativos no mercado de trabalho.

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. Contudo, tais mudanças não ocorreram de forma instantânea. Para Arandla (1991) no ano de 1988 houve um incremento na trajetória do nível de emprego e o ano de 1989 foi marcado por uma queda acentuada na taxa do desemprego. Os resultados do trabalho de Menezes Filho, Gonzaga e Camargo (2003) referente as alterações da Constituição de 1988, indicam que, ao menos no curto prazo (12 meses), a redução de jornada de trabalho não teve efeitos negativos sobre o emprego. No entanto, segundo Menezes Filho, Gonzaga e Camargo (2003) é possível que o aumento do custo do trabalho seja um componente que ajuda a entender as reduções do emprego para prazos mais longos, nos quais os outros fatores de produção e a tecnologia podem se ajustar. De acordo com Reis e Ramos (1997, p. 13) algumas análises feitas à época da promulgação da nova Constituição estimaram em 25% o aumento dos custos do trabalho derivados das mudanças introduzidas na Constituição de 1988.

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 4. 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 4-** 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.

#### **4. 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 3. 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 o 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 os determinantes do desemprego de longo prazo, alguns autores argumentam que políticas monetárias influenciam o desemprego através dos mecanismos de histerese (como em Ball, 2009) – que pode ser um argumento apelativo para o caso brasileiro, uma vez que o país passou por diversos planos de estabilização econômica. Outros autores enfatizam ainda o papel das instituições do mercado de trabalho (como em Nickel, 1997) e outros argumentam em favor de uma interação entre instituições e uma variedade de choques macroeconômicos (a exemplo de Blanchard e Wolfers, 2000).

A partir de um foco no papel das instituições do mercado de trabalho, as regras criadas ou modificadas pela Constituição Federal de 1988 podem ter gerado uma rigidez no mercado de trabalho que a literatura tende a identificar como gerador 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 (Blanchard e Wolfers, 2000).

Os canais citados por estes autores 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 – mesmo que elas sozinhas não expliquem todo o comportamento de longo prazo do desemprego.

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);  $\tau$  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<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup>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



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 apresentados por Figueiredo (2010) 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 *destimado*, 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<sup>6</sup>.

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

---

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.

<sup>6</sup> 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.

Ulissea, G. (2010), ao examinar o papel das instituições do mercado de trabalho no tamanho do setor informal e na performance do mercado de trabalho, encontram que elevados custos de entrada no mercado formal estão associados a maior informalidade e uma pior performance do mercado de trabalho. Já um maior *enforcement* (mecanismos dedicados a incentivar ou forçar a formalização dos empregos) tem o efeito de reduzir a informalidade mas piorando a performance média do mercado de trabalho.

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, 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.

## 5. Conclusão

Para explicar as razões por trás da mudança de persistência na série de desemprego que foi observada pela literatura, 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 com a presença de múltiplos regimes 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*, 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 a literatura sobre o tema.

Com a identificação pela literatura de que fatores institucionais estariam por trás de alterações na persistência à choques do desemprego, os resultados identificados pela literatura 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 por outros autores. Contudo, a inclusão da informalidade na estimativa de sensibilidade salarial torna os resultados coerentes com outros obtidos, já que ele promove uma elevação da flexibilização do mercado de trabalho. Assim, a rigidez gerada no mercado de trabalho teria gerado um forte incentivo ao aumento da informalidade, que por sua vez, gerou uma redução da rigidez do mercado de trabalho, uma vez que contratos informais de trabalho possuem uma maior flexibilidade.

Desse modo, é possível fazer algumas importantes considerações. A primeira, de que estimativas de persistência do desemprego deveriam considerar a possibilidade de comportamento não linear da série. Segundo, de que um modelo que considere simultaneamente a possibilidade de não linearidade e integração fracionária da série parece mais adequado para modelar o desemprego brasileiro. Por fim, a ideia de 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 Bibliográficas

AMABLE, B., H. J., LORDON, F., TOPOL, R. Hysteresis revisited: a methodological approach. In: Cross, R. (Ed.), *The Natural Rate of Unemployment*. Cambridge University Press, Cambridge, 1995.

ARANDLA, A. K. O Mercado de Trabalho Frente à Crise dos anos 80 e aos Planos de Estabilização. *Indicadores Econômicos FEE*, Porto Alegre, v. 18, n.4, p.148-164, 1991.

BALL, L. 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, O. European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas, *NBER Working Paper #11750*, 2005

BLANCHARD, O; WOLFERS, J. Shocks and institutions and the rise of European unemployment. The aggregate evidence. *Economic Journal*, 110(1):1–33, March 2000.

BLANCHARD, O; SUMMERS L. Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1:15–78, 1986. Stanley Fischer (editor), MIT Press.

CAMARGO, J. M.; RAMOS, C. A. A Evolução Indesejada: conflito distributivo e mercado de trabalho. Rio de Janeiro, Campus, 1988

CHAN, K. S. Testing for threshold autoregression. *The Annals of Statistics*, 18(4): 1886- 1894, 1990.

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. *Time Series Analysis*. New York: Springer, 2008.
- DIJK, DV; FRANSES, Philip Hanse PAAP, Richard. A nonlinear long memory model, with an application to US unemployment. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 110(2), p. 135-165, 2002.
- ESTEVÃO, M; CARVALHO FILHO, I. Institutions, Informality, and Wage Flexibility: Evidence from Brazil. *IMF Working Paper*, WP/12/84, Washington, International Monetary Fund. mar.2002.
- FARIA, J. R.; M.A. LEÓN-LEDESMA. 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.; DIJK, D. V. *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge, Cambridge University Press, 2003.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, p.58:1–21, mar.1968.
- HAMILTON, J.D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series subject to changes in regime. *Econometrica*, v.57, p.357–384, 1989.
- 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.
- LAYARD, *Ret al.* Unemployment; Macroeconomic performance and the labour market. *Oxford University Press*, 1991.
- LAYARD, R.; NICKELL, S. In: Rudiger Dornbusch and Richard Layard (Org). *The labour market. The Performance of the British Economy*, Clarendon Press, Oxford, 1987.
- LEON-LEDESMA, M.; MCADAM, P. Unemployment, Hysteresis and Transition, Royal Economic Society Annual Conference 2003 137, Royal Economic Society, 2003.
- MARQUES, A. M. Não linearidades, mudanças de regime e assimetrias na taxa de inflação brasileira: análise a partir de um modelo SETAR, 1944-2009. *Economia e Sociedade (UNICAMP. Impresso)*, v. 22, p. 141-163, 2013.
- MENEZES FILHO, N. A.; GONZAGA, G. M.; CAMARGO, J. M. Os efeitos da Redução da Jornada de Trabalho de 48 para 44 Horas Semanais em 1988. *Revista Brasileira de Economia*, v 57(2): 369-400, 2003.
- MONTGOMERY, A.L. *et al* Forecasting the US unemployment rate. *Journal of the American Statistical Association* v.93, p.478–493, 1998.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, v.75, p.335–346, 1988.
- REIS, J. G. A; RAMOS, L. Emprego no Brasil nos Anos 90. Texto para discussão n.468, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Rio de Janeiro, 1997.

ROTHMAN, P. Forecasting asymmetric unemployment rates. *Review of Economics and Statistics*, v.80, p.164–168, 1998.

TONG, H. On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing, ed. C. H. Chen, Amsterdam: Sijhoffe 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.

ULISSEA, G. Regulation of entry, labor market institutions and the Informal sector, *Journal of Development Economics* 91, 87–99, 2010.