

ÁREA: TEORIA APLICADA

**DETECTANDO QUEBRA NA LONGA MEMÓRIA: UM CASO DO
DESEMPREGO BRASILEIRO**

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: murilomassaru@gmail.com

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

DETECTANDO QUEBRA NA LONGA MEMÓRIA: UM CASO DO DESEMPREGO BRASILEIRO

Resumo

Este estudo analisou o comportamento dinâmico da taxa de desemprego brasileiro focando no nível de persistência da série. Sendo assim, foram utilizados num primeiro momento modelos de integração fracionária e testes de mudança de persistência da série. Os primeiros resultados exibiram um comportamento não estacionário da série. Contudo, sabendo que o negligenciamento de quebra estrutural pode levar a viés na estimativa do parâmetro fracionário, novas estimativas foram realizadas com os resultados indicando 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.

Palavras-chave: Persistência, mercado de trabalho, informalidade.

Abstract

This study analyzed the dynamic behavior of the Brazilian unemployment rate, focusing on the persistence level of the series. For this purpose, it was adopted first models of fractionary integration, besides persistence change tests for the series. The first results indicated a non-stationary behavior of the series. However, knowing that neglecting a structural break can cause a bias on the parameter estimative, new estimations were made, which results indicated that the unemployment rate presents two different levels of persistence. On the first level, the series is no-stationary, whereas in the second, it is also non-stationary, but it presents a mean reversion feature

Key-words: Persistence, labor market informality.

JEL CLASSIFICATION: E24, O17, C10

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) afirma que choques econômicos podem ter efeitos permanentes sobre o desemprego devido à estrutura de barganha salarial existente na economia¹. Contudo, por ser vista como extrema demais pela literatura, essa abordagem foi substituída por versões mais flexíveis. Para Bean (1994), 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.

Em termos empíricos, a literatura acumula evidências variadas para o comportamento dinâmico de desemprego, ora apresentando indícios de histerese, ora um comportamento condizentes com a teoria da taxa natural de desemprego². Como consequência, esta metodologia de investigação acabou por criar uma dicotomia teórica em que ambas as abordagens são mutuamente exclusivas, uma vez que os testes tradicionais de raiz unitária impõem que a ordem de integração da série deva ser $I(0)$ ou $I(1)$, estacionária ou não estacionária, e assim, gerando uma forte restrição analítica.³

Desse modo, uma representação fracionária da série de desemprego, em que $I(d) \in \mathbb{R}$, 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 investigada⁴. Em termos empíricos, a literatura de longa memória sofreu um impulso a partir do desenvolvimento do modelo Autorregressivo Fracionalmente Integrado de Média Móvel

¹ 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 desemprego corrente, que por sua vez influencia a taxa natural de desemprego a partir do canal da histerese.

² Usando do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF, DICKEY e FULLER, 1979), Neudorfer, Pichelmann e Wagner (1990) examinaram a hipótese de histerese para a Áustria. 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. 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. Assim, os resultados obtidos com essa estratégia empírica eram variados.

³ 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 Phillips-Perron (1988) - apresentariam baixo poder. Já Lee e Amsler (1997) mostraram que os testes de raiz unitária tradicionais seriam incapazes de distinguir um comportamento não-estacionário mas com reversão à média ($I(d) \sim 0,5 < d < 1$) de um não-estacionário ($I(d) \sim d = 1$).

⁴ Hassler e Wolters (1994) e Lee e Schmidt (1996) mostram inclusive que técnicas de integração fracionária poderiam ser bastante úteis para modelar desemprego.

(ARFIMA, da sigla em inglês) por Granger e Joyeux (1980) e por Hosking (1981) que permitem a presença de um parâmetro d que seja fracionalmente diferenciado.

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 .

Analizando o comportamento dinâmico das taxas de desemprego do Brasil e de seis de suas regiões metropolitanas, Gomes e Silva (2009b) a partir do uso testes de raiz unitários com e sem a presença de quebra estrutural procuraram analisar a persistência do desemprego a choques confrontando as teorias de histerese e da Taxa de Desemprego Não-Aceleradora de Inflação (NAIRU), sendo esse último entendido como taxa de desemprego compatível com uma taxa de inflação constante. Os resultados apresentados mostraram que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para essas regiões, 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 (2009b) 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.

Diante disto, é importante se cercar de evidências acerca 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. Assim, este 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 três seções, além desta introdução. Na segunda seção são apresentados os modelos empíricos utilizados para estimar a persistência na série de desemprego brasileira. A seção seguinte é destinada aos resultados. E por último, a parte reservada a conclusão.

2. Metodologia empírica

A literatura sobre persistência do desemprego apresenta uma variedade de métodos, seja em relação aos testes de raiz unitária, seja para a estimação do coeficiente fracionário. No presente trabalho serão empregados quatro diferentes métodos. O primeiro é o estimador desenvolvido por Geweke e Porter-Hudak (1983), ou GPH, que estima semiparametricamente o grau de integração fracionária da série. A segunda ferramenta utilizada é o teste desenvolvido por Reisen (1994), que considera o estimador GPH não-viciado mas inconsistente para a densidade espectral do processo. Por fim, uma estimação semiparamétrica

local exata de *Whittle* (Shimotsu e Phillips, 2006), que também é utilizada posteriormente pelo quarto método empregado, de Hassler e Meller (2009), que propõe um teste para qualquer valor de d , com determinação endógena do ponto de quebra do coeficiente fracionário.

2.1. Testes de Raiz Unitária

Uma série temporal não-estacionária é dita integrada de ordem um, ou $I(1)$, se a série da sua primeira diferença, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, é $I(0)$. Uma série é $I(1)$ se esta contém o que é chamado de raiz unitária.

Dickey e Fuller (1979) desenvolveram um procedimento para testar se uma variável possui raiz unitária ou, equivalentemente, se a variável segue um passeio aleatório.

O modelo verdadeiro pode assumir diferentes formas:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

onde $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$.

Assim, a série depende dos seus valores passados e o teste de raiz unitária deverá testar as hipóteses: $H_0: \alpha = |1|$ e $H_1: \alpha < |1|$.

Modificando uma das formas funcionais temos

$$\Delta y_t = d_t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

onde $\rho = (1 - \alpha)$ e d_t representa a parte determinística. Assim, testar $\alpha = 1$ é o mesmo que testar $\rho = 0$. Assim, a proposta inicial de Dickey-Fuller era estimar a equação por mínimos quadrados ordinários (MQO). Sua estatística de teste seria:

$$t_{\rho} = \frac{\hat{\rho} - 1}{SE(\hat{\rho})} \quad (2)$$

Contudo, tal regressão é propensa a gerar correlação serial. Para controlar para isso, o teste Aumentado de Dickey-Fuller foi proposto por Said e Dickey (1984), que adiciona trucagens autorregressivas ao teste original, de modo que o modelo a ser ajustado será:

$$\Delta y_t = d_t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde k é o número de defasagens, com seu número ótimo sendo determinado por critérios de informação.

Posteriormente, Phillips e Perron (1988) sugerem um teste onde torne-se possível considerar erros autocorrelacionados. A sua modificação relativa ao ADF reside na consideração de um estimador

robusto para o desvio padrão do parâmetro. Para tanto, adota-se um procedimento semi-paramétrico baseado na matriz de variância-covariância robusta de Newey e West (1986).

O modelo assume a forma:

$$y_t = d_t - \mu_t \quad (4)$$

$$\Delta\mu_t = (1 - \theta L)\varepsilon_t$$

onde ε_t é $I(0)$.

Se $\theta = 0$, o modelo possui uma raiz unitária no seu componente de médias móveis e $u_t = \varepsilon_t + u_0 - \varepsilon_0$. Caso $u_0 = \varepsilon_0$, u_t será $I(0)$. Porém, se $|\theta| < 1$, então $(1 - \theta L)$ será invertível e u_t será $I(1)$.

O teste de hipótese neste caso será: $H_0: 1$ e $H_1: \theta < 1$. Neste caso, a hipótese nula é invertida em relação ao procedimento tradicional.

Outro teste a utilizar o mesmo procedimento é o Teste KPSS desenvolvido por Kwiatkowski *et al* (1992). Para um modelo

$$y_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde ε_t é estacionário e ζ_t é um passeio aleatório definido por

$$\zeta_t = \zeta_{t-1} + \mu_t \quad (5.1)$$

$$\mu_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

A hipótese da estacionaridade é formada por

$$H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$$

Ao contrario do ADF e PP, o teste KPSS toma como hipótese nula que a série é estacionária em torno de uma tendência determinística, contra a hipótese alternativa que existe um processo aleatório presente.

2.2. Estimador de Geweke e Porter-Hudak

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:

$$f_x(\omega) = 1 - \exp(-i\omega)^{-2d} f_u = \left[4 \sin^2\left(\frac{\omega}{2}\right) \right]^{-d} f_u(\theta) \quad (6)$$

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

$$\ln f_x(\omega) = \ln[f_u(\omega)] - d \ln \left[4 \sin^2 \left(\frac{\omega}{2} \right) \right] \quad (6.1)$$

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

$$I(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[\hat{\gamma} X(0) + 2 \sum_{k=1}^{n-1} \hat{\gamma} X(k) \cos(\omega k) \right] \text{ para } \omega \in [-\pi, \pi] \quad (6.2)$$

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

$$\ln I(\omega_j) = \ln f_u(0) - d \ln \left[2 \sin \left(\frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[\frac{f_u(\omega_j)}{f_u(0)} \right] + \ln \left[\frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right] \quad (6.3)$$

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

O termo $\left[\frac{f_u(\omega_j)}{f_u(0)} \right]$ pode ser considerado desprezível⁵ na equação acima, de modo que a equação se torna:

$$\ln I(\omega_j) = \ln f_u(0) - d \ln \left[2 \sin \left(\frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[\frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right] \quad (6.4)$$

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:

$$y_j = \ln \left[\frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right], \quad x_j = \ln \left[2 \sin \left(\frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2, \quad e_j = \ln \left[\frac{f_u(\omega_j)}{f_u(0)} \right], \quad \beta_2 = -d, \quad \beta_1 = \ln[f_u(0)] - c \text{ e}$$

$$c = E \left(\ln \left[\frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right] \right)$$

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

$$\hat{d}_{GPH} = - \frac{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x}) y_j}{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2} \quad (6.4)$$

com

⁵ 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.

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

2.3. Estimador de Reisen

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:

$$f_s(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[\sum_{k=-(n-1)}^{n-1} \lambda(k) \hat{\gamma} X(k) \cos(\omega k) \right], \text{ para } \omega \in [-\pi, \pi]. \quad (7)$$

Neste caso, $\lambda(\cdot)$ é a janela espectral, havendo várias janelas espectrais de séries temporais diferentes.⁶ Logo, considerando a função periodograma suavizada:

$$\ln f_s(\omega_j) \cong \ln f_u(0) - d \ln \left[4 \sin^2 \left(\frac{\omega_j}{2} \right) \right] + \ln \left[\frac{f_s(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right] \quad (7.1)$$

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:

$$\hat{d}_{REISEN} = - \frac{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x}) y_t}{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2} \quad (7.2)$$

com

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

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

2.4. Estimador de Whittler e o estimador de Hessler e Muller

Pela definição de Hosking (1981), a sequência $\{y_t\}$, que representa a série de desemprego, define um Modelo ARFIMA(p, q, d):

⁶ Ler em Reisen (1994)

$$\Phi(B)(1-B)^d(x_t - \mu) = \Theta(B)\varepsilon_t \quad (8)$$

em que $\{\varepsilon_t\}$ é um processo Ruído Branco, $E\{y_t\} = \mu$; $(1-B)^d$ é o operador diferença fracionária e $\Phi(B) = 1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p$ e $\Theta(B) = 1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q$ são, respectivamente, os polinômios auto-regressivos e de médias móveis de ordem p e q , cujas raízes características de $\Phi(B) = 0$ e $\Theta(B) = 0$ caem fora do círculo unitário.

Hassler e Meller (2009) apresentam uma forma alternativa para a equação (8), de modo a representar a série de desemprego modelando uma quebra na persistência:

$$x_t = \begin{cases} y_{0,t} \square I(d), & t = 1, \dots, [\lambda T] \\ y_{1,t} \square I(d + \theta), & t = [\lambda T] + 1, \dots, T \end{cases} \quad (8.1)$$

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 (8).

$$x_t = \widehat{\Phi}_{t-1}^* + \Psi D_t(\lambda) x_{t-1}^* + \sum_{j=1}^p x_{t-j} + \widehat{\varepsilon}_t \quad (8.2)$$

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 (8.2) 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, $m = T^\alpha$.

2.5. 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) 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 atuais⁷. Assim, os dados utilizados cobrirão uma janela que vai de junho de 1980 até dezembro de 2002 da taxa de desemprego mensal sazonalmente ajustado, e apresenta uma média de 5,67%.

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.

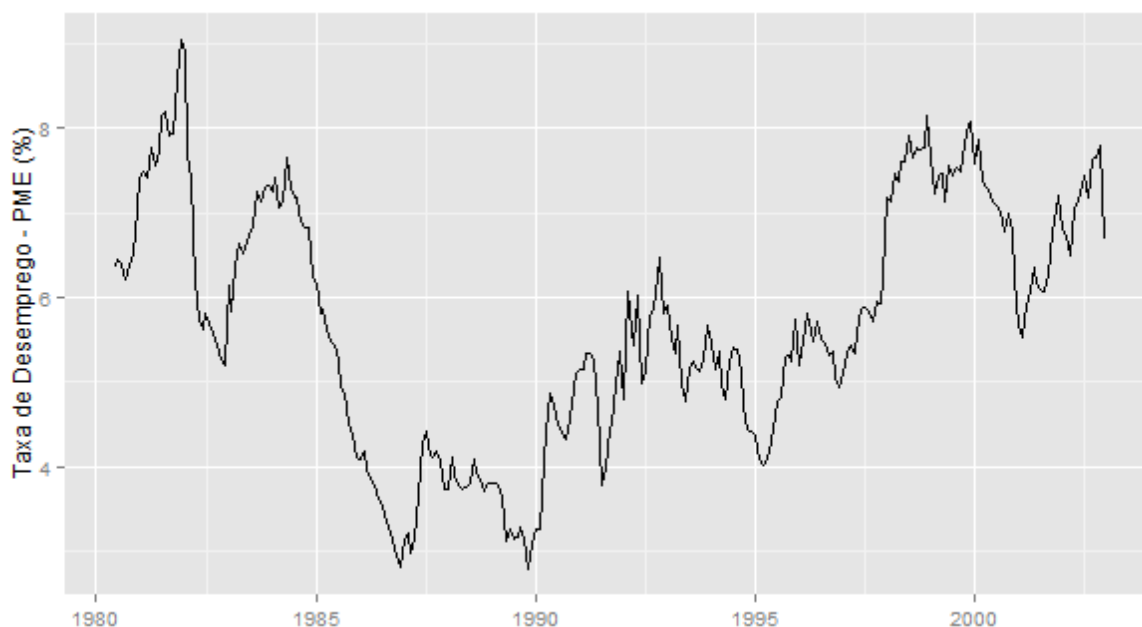


Figura 1 - Taxa de desemprego brasileira – Pesquisa Mensal de Desemprego - 1980 a 2012
Fonte: Pesquisa Mensal de Emprego

Essa alteração na tendência da série ocorre em um período que compreende profundas mudanças na economia brasileira. Entre 1980 e 1995 a economia brasileira experimentou uma alteração Constitucional que provocou diversas transformações 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 desse mesmo governo; planos de estabilização e a introdução de uma nova moeda – o Real – na economia brasileira, com a consequente estabilização de preços. Assim,

⁷ 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

essas mudanças na economia brasileira podem ter gerado uma quebra estrutural capaz de modificar o comportamento da série de desemprego e a sua propriedade de persistência.

3. Resultados

Esta seção é destinada a apresentação dos resultados⁸. Primeiramente, para testar a estacionariedade da série de desemprego utilizada nesse estudo, fez-se uso dos testes tradicionais onde destacam o ADF, PP e KPSS. Os resultados para diferentes especificações apresentados na Tabela 1 indicam certa inconsistência quanto a estacionariedade da série em nível, ou seja, se o desemprego é I(0). Como pode ser observado o teste KPSS não rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5% de significância. No que tange ao teste PP apenas para a especificação com constante é que a variável é estacionária ao nível de 10% de significância. Já o teste de ADF acusa a não estacionariedade do desemprego para todas as especificações.

Tabela 1 - Teste de raiz unitária ADF, PP e KPSS

| Teste | Constante | Tendência e constante | Sem tendência e sem constante |
|-------|--------------|-----------------------|-------------------------------|
| ADF | -1950672 | -2150105 | -0.605955 |
| PP | -2.871344*** | -2909111 | -0.600533 |
| KPSS | 0.398631** | 0.378412** | - |

Fonte: Elaboração própria. Nota: *1% de significância; **5% de significância; ***10% de significância;

A Tabela 2 apresenta os resultados desses mesmos testes, só que para a primeira diferença da variável desemprego, ou seja, verificar se a mesma é I(1). Desta vez os resultados são unânimes em indicar que a série é I(1).

Tabela 2 - Teste de raiz unitária ADF, PP e KPSS

| Teste | Constante | Tendência e constante | Sem tendência e sem constante |
|-------|------------|-----------------------|-------------------------------|
| ADF | -4.967021* | -5.118917* | -4.974968* |
| PP | -20.02119* | -20.24207* | -20.06796* |
| KPSS | 0.137283* | 0.042726* | - |

Fonte: Elaboração própria. Nota: *1% de significância; **5% de significância; ***10% de significância;

Os testes apresentados anteriormente mostram a dificuldade em classificar se o desemprego brasileiro é histerese ou NAIRU. 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 uma largura de banda $\alpha = 0,5$

⁸ obtidos através do software Matlab, versão 7.14.

para o teste GHP e $\beta = 0,9$ e $\alpha = 0,5$ para o teste de Reisen. A Tabela 3 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 3 - Estimativas do coeficiente fracionário a partir dos estimadores GHP e Reisen

| Teste GHP | | Teste de Reisen | |
|-----------|-------------|-----------------|-------------|
| d | Erro padrão | 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 feita a partir da aplicação do teste desenvolvido por Hassler e Meller (2009) para a série de desemprego brasileira pode ser visualizado na tabela 4. 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 4 - Quebra estrutural do coeficiente fracionário estimado a partir do teste de Hassler e Meller (2009)

| M | $t^{0,6}$ | $t^{0,65}$ | $t^{0,7}$ | $t^{0,75}$ |
|--------------------|-----------|------------|-----------|------------|
| | \hat{d} | \hat{d} | \hat{d} | \hat{d} |
| d de toda amostra | 1,26 | 1,18 | 1,1 | 1,12 |
| d antes da quebra | 1,2 | 1,16 | 1,22 | 1,23 |
| d pós quebra | 0,77 | 0,75 | 0,82 | 0,9 |
| 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.

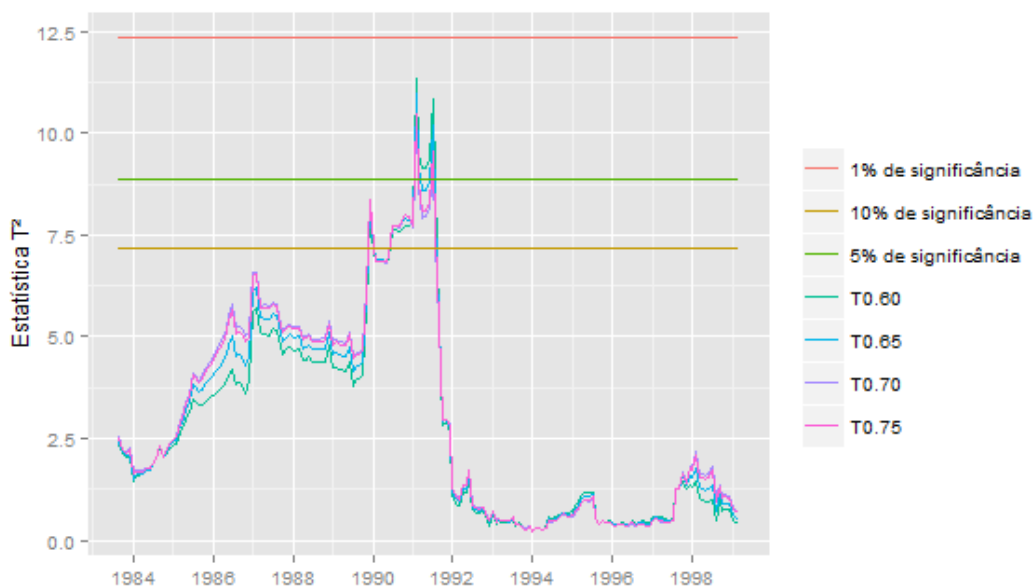


Figura 2 – Evolução da estatística t^2 para uma janela de $m=t^{0,6}$

A figura 2 exibe a evolução da estatística t^2 por uma busca no intervalo de 15% até 85% das observações. O valor máximo da estatística t^2 para a janela $m=t^{0,6}$ foi de 11,38 e ocorreu em fevereiro de 1991. Pela figura é possível perceber que a mudança da persistência do nível de desemprego que foi mensurada é significativa a 5%. Resultado semelhante foi obtido para as outras diferentes janelas estimadas.

Assim, é possível perceber que negligenciar a possibilidade de uma quebra estrutural pode levar a estimativas incorretas do parâmetro de integração fracionária. A partir das evidências de uma quebra estrutural alguns padrões podem ser percebidos. O principal deles é de que o ponto de quebra coincide com um momento de grandes mudanças estruturais na economia brasileira, seja no seu nível de abertura econômica, seja com relação a alterações realizadas nas instituições do mercado de trabalho brasileiro. Blanchard e Wolfers (2000) discutem a possibilidade de que alterações institucionais podem motivar alterações no nível de persistência da série de desemprego. 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. 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 e o seu nível de persistência. Na primeira parte do estudo foram testadas as diferentes hipóteses explicativas do desemprego presentes na literatura: as teorias da histerese e da taxa

natural. Foram aplicados os testes tradicionais de estacionariedade utilizados pela literatura (mas que geravam uma forte restrição analítica ao desconsiderar o componente de longo prazo das séries) e verificou-se inconsistência nos resultados. Deixando de lado tais testes, foram aplicados 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.

Assim, os resultados levantam questões importantes sobre quais as razões que levaram a taxa de desemprego brasileira a sofrer essas mudanças de persistência. Considerando que a mudança se deu no início da década de 1990, coincidindo com importantes mudanças estruturais na economia, como uma maior abertura econômica, planos de estabilização econômica e uma nova Constituição Federal (em 1988) que promulgou diversas alterações do ponto de vista do mercado de trabalho, a explicação para essa alteração na dinâmica de desemprego pode residir nessas importantes mudanças estruturais na economia. Como consequência disto, uma estrutura não linear poderia se mostrar mais adequada para modelar o comportamento dinâmico da taxa de desemprego brasileira.

5. Referências Bibliográficas

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 *Journal of Economic Literature, American Economic Association*, vol. 32(2), pages 573-619,. 1994.

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

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.

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.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, p.58:1–21, mar.1968.

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. & Hyung, N. Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 11:399–421, 2004.

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.

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.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. et al. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, p.159-178, North-Holland, 1992.

JAEGER, A; PARKINSON, M. 'Some Evidence on Hysteresis in Unemployment rates. *European Economic Review*, v. 38, p.329–342, fev.1994.

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.

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.

PHILLIPS, P.C.B; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, v.75, p.335–346, 1988.

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.

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