

# HISTERESE DO DESEMPREGO NO BRASIL: QUEBRAS ESTRUTURAIS E PERSISTÊNCIA NOS ANOS DE 2012 A 2020

**Fabiano Roberto Santos de Lima**

Mestre em Economia e Gestão Empresarial pela Universidade Cândido Mendes (Ucam).  
Professor na Universidade Estácio de Sá (Unesa) e no Centro Universitário Geraldo Di  
Biase (UGB).

E-mail: [fabianosdelima@gmail.com](mailto:fabianosdelima@gmail.com)



<https://orcid.org/0000-0001-5821-9505>

**Como citar este artigo:** Lima, F. R. S. de. (2021). Histerese do desemprego no Brasil: quebras estruturais e persistência nos anos de 2012 a 2020. *Revista de Economia Mackenzie*, 18(esp.), 89-106. doi:10.5935/1808-2785/rem.v18nespp.89-106

**Recebido em:** 2/1/2021

**Aprovado em:** 31/5/2021



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

## Resumo

Este artigo investiga a existência de histerese no mercado de trabalho brasileiro no período de 2012 a 2020 com dados mensais para o desemprego. A abordagem econométrica adotada faz uso dos testes convencionais de raiz unitária, do teste de Bai e Perron (2003) para identificar múltiplas quebras estruturais e, complementarmente, o grau de persistência do desemprego é verificado com a aplicação do modelo de Campbell e Mankiw (1987). Os resultados obtidos apontam para a existência de fraca histerese do desemprego no mercado de trabalho. Ainda, foram encontradas evidências de que a trajetória de desocupação no Brasil sofreu duas quebras estruturais: uma em dezembro de 2014 e outra em março de 2016.

**Palavras-chave:** Histerese; persistência do desemprego; quebra estrutural; estacionariedade; mercado de trabalho.

Classificação *JEL*: C1; J64.

## 1 INTRODUÇÃO

A histerese pode ser caracterizada como a tendência que um sistema possui de preservar suas propriedades na ausência de um estímulo que as tenha gerado. Sua aplicação na economia foi popularizada por Blanchard e Summers (1988) e, particularmente no mercado de trabalho, ela evidencia o efeito dos choques permanentes ou transitórios sobre a taxa de desemprego de equilíbrio e a dificuldade que essa taxa enfrenta para retomar aos níveis anteriores ao choque.

Quando observados os resultados recentes que a economia brasileira apresenta, percebe-se que de 2017 a 2019 o país entrou em um tímido e fraco processo de recuperação econômica, com resultados próximos a 1% ao ano em seus níveis de crescimento. Avaliando a inflação, chama a atenção a drástica redução em seus níveis a partir do ano de 2016, quando despenca de uma taxa de 10,7% ao ano para 3,2% em 2019, e permanece nesses patamares ao longo do ano de 2020, de acordo com dados do Banco Central do Brasil (Bacen, 2020). Acerca dessa queda, não é difícil concluir que tal redução é reflexo da estagnação econômica e do alto nível de desocupação que o país enfrenta.

O desemprego, por sua vez, manteve-se em uma escalada insistente na qual se elevou de 6,5% ao final de 2014 para 13,7% em 2017, estabilizando-se em torno de 12% em 2018 e 2019 e, recentemente, atinge a marca de 14,4% (Bacen, 2020). Os movimentos ainda sem expressão do desempenho do produto nacional no curto e médio prazo não revelaram resultados significativos que pudessem surtir efeitos relevantes na redução da trajetória do desemprego nos últimos anos. Um dos fatores que podem explicar essa persistência do nível de desocupação é a histerese do mercado de trabalho.

Dessa forma, o objetivo deste artigo é investigar se há evidências de histerese no mercado de trabalho brasileiro no período de 2012 a 2020 com dados mensais para o desemprego.

Efeitos exógenos que alterem o nível de desemprego possuem efeitos persistentes no longo prazo. Essa persistência é evidenciada por meio de raiz unitária na taxa de desemprego (Blanchard & Summers, 1988). Assim, a estratégia econométrica aplicada faz uso do teste convencional de raiz unitária aumentado de Dickey e Fuller (1981) (ADF) e o teste de Phillip e Perron (1989). A existência de quebras estruturais na trajetória do desemprego são identificadas a partir do teste de Bai e Perron (2003). Além disso, é importante identificar o grau de persistência que a desocupação possui no mercado brasileiro, ou seja, se a persistência é forte, fraca ou moderada. O modelo de Campbell e Mankiw (1987) auxilia nessa identificação.

Este artigo, além desta introdução, apresenta na seção 2 o referencial teórico e empírico sobre a histerese no mercado de trabalho brasileiro. A seção 3 descreve a metodologia aplicada. A seção 4 revela a análise de dados e a discussão dos resultados e a seção 5 apresenta as conclusões finais do estudo.

## 2

## O FENÔMENO DE HISTERESE

### ■ 2.1. Histerese do mercado de trabalho

A histerese pode ser caracterizada como a tendência que um sistema possui de conservar suas propriedades na ausência de um estímulo que o tenha gerado. Isto é, a capacidade que um sistema tem de preservar uma deformação efetuada por um estímulo primeiro. O conceito é adotado em várias áreas de

estudos científicos, por exemplo, no campo da indução eletromagnética, na biologia, epidemiologia, entre outros.

Sua aplicação na economia ligada ao mercado de trabalho é identificada como histerese do desemprego e revela a dificuldade que a taxa de desemprego tem em retornar à sua condição de equilíbrio dado a ocorrência de um choque permanente ou transitório que a altere. Blanchard e Summers (1988) tornaram popular os estudos de histerese associados ao desemprego a partir da persistência dos elevados níveis de desemprego na Europa observados na década de 1980. À época, o desemprego persistia, mesmo com a retomada do crescimento nas mais importantes economias desenvolvidas. Tal situação levou alguns autores a buscar compreender o fenômeno, evidenciando e disseminando o conceito de histerese (Figueirêdo & Targino, 2004).

Teoricamente foram identificados alguns fatores explicativos para o fenômeno de histerese no mercado de trabalho europeu à época. O primeiro ponto observado seria a própria recessão, que impedia o crescimento da demanda por trabalho suficiente para absorver o desemprego, por ocasião da retomada do crescimento. Em segundo lugar, observa-se a deterioração do capital humano ocasionado pelo desemprego prolongado. A noção básica era de que os trabalhadores acabavam reduzindo sua empregabilidade em função de não atualização de suas aptidões para o mercado de trabalho. Ainda, a maior participação da mulher no mercado de trabalho também foi um ponto que elevou o contingente da população economicamente ativa, conforme observado por Blanchard e Summers (1988). Em última análise, inclui-se ainda a ausência de concorrência entre trabalhadores desempregados e empregados.

Figueirêdo e Targino (2004, p. 109) afirmam que “a teoria da histerese concentra a sua explicação para a persistência das altas taxas de desemprego nas relações entre empregadores, empregados (*insiders*) e desempregados (*outsiders*), isto é, centram a sua explicação no modelo incluídos/excluídos (*insiders/outsiders*)”.

Contudo, uma visão mais contemporânea implica o entendimento de que a histerese não é tão somente pelos efeitos permanentes de choques econômicos sobre o desemprego, mas também por efeitos persistentes, de modo que a série de desocupação apresenta um lento retorno a seu nível de desemprego de equilíbrio (antes de um choque).

## ■ 2.2. Evidências de histerese do desemprego no Brasil

Considerando os motivos que podem ocasionar histerese no mercado de trabalho, conforme descritos acima, com relação ao desemprego no Brasil, Zylberstajn e Balbinotto Neto (1999) defendem a ideia de que as políticas públicas de proteção aos desempregados aumentam a taxa de desemprego, pois realimentam a propensão de desempregados permanecerem nessa condição. Outros pontos críticos seriam ainda a política do seguro-desemprego, a proteção ao emprego por meio de restrições à demissão, que desestimulariam as empresas a expandirem suas vagas e, em última instância, a ação sindical, que pressiona os salários para cima e protege os *insiders* em detrimento dos *outsiders*.

Por abordagens econométricas, Figueirêdo e Targino (2004) identificaram o fenômeno de histerese no mercado de trabalho brasileiro no período de 1990 a 2002 e apontam que a dificuldade de reduzir a taxa de desemprego na década de 1990 pode ser associada aos sucessivos choques que afetaram a economia, tanto pelo lado conjuntural externo quanto pelo lado das políticas monetárias e fiscais implementadas. Os autores aplicaram testes para raiz unitária com mudanças estruturais nos parâmetros deterministas e estimaram um modelo autorregressivo fracionalmente integrado de médias móveis (ARFIMA) como método aplicado à sua pesquisa.

Menezes, Uchoa e Maia (2005) investigaram a existência de histerese do desemprego na região metropolitana de Salvador no período de outubro de 1996 a fevereiro de 2005. Encontraram evidências de existência de raiz unitária e concluem que os desempregados de “longa duração” tem mais dificuldades de retornarem ao mercado de trabalho, dada a perda de empregabilidade.

Silva e Gomes (2009), fazendo uso de testes de raiz unitárias, com e sem quebra estrutural, analisaram a persistência do desemprego sob choques para o Brasil e nas seis regiões metropolitanas, confrontando as teorias de histerese e da taxa de desemprego não aceleradora de inflação (*non-accelerating inflation rate of unemployment* – Nairu). Os resultados evidenciaram que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para essas regiões, com exceção do Rio de Janeiro.

Já Santana, Souza e Aragón (2013) também investigaram o desemprego no Brasil e em seis regiões metropolitanas e verificaram a existência de múltiplas quebras no nível e tendência das taxas de desemprego do Brasil. No período de 2003 a 2013, encontraram evidências da hipótese de histerese em Belo Horizonte, Recife e São Paulo.

Lima, Oliveira e Silva (2015) investigaram a resposta que a taxa de desemprego no Brasil apresenta com o seu nível de persistência. O período compreende os anos de 1980 a 2002. Aplicaram-se os testes tradicionais de raiz unitária e, a partir de então, os resultados obtidos mostraram que a taxa de desemprego brasileira apresenta evidências de um comportamento não estacionário, reforçando a hipótese de alta persistência do desemprego com quebra estrutural no ano de 1991.

Santolin e Antigo (2020), analisando a relação entre salários e desemprego, encontraram evidências de que, para indivíduos mais escolarizados, há um impacto de persistência de desemprego de longo prazo menor que para indivíduos menos escolarizados. Isso é justificado pelo fato de que as pessoas com maior escolarização apresentam taxas salariais mais flexíveis e, dessa forma, a persistência ocorreria apenas para períodos superiores a 15 anos.

Silva e Gomes (2009) estudaram a persistência do desemprego na região metropolitana de São Paulo no período de 1985 a 2008 para vários grupos de trabalhadores. Segundo os autores, o mercado de trabalho em São Paulo foi afetado determinantemente de forma heterogênea, tendo efeitos persistentes pelas mudanças de variáveis reais e pelas políticas econômicas no período estudado.

Os estudos de histerese implicam apontar persistência do desemprego, seja no grau dessa persistência, em grupos de trabalhadores ou em regiões e localidades. Contudo, uma limitação clara é o fato de o desemprego no Brasil ser medido em seis principais regiões metropolitanas<sup>1</sup> e, talvez, dadas as características particulares dos indivíduos, das regiões e outros elementos demográficos, talvez os resultados não representem bem todas as localidades brasileiras. Mesmo que haja maior heterogeneidade com as localidades que servem de referência em relação às realidades e níveis de atividade de mercado de trabalho no país, ainda assim, a referência não deixa de ser uma *proxy*.

De toda forma, como inexistem dados para todas as localidades, adota-se a taxa de desemprego das seis regiões que a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) oferece como *proxy* para o desemprego agregado no Brasil.

---

1 Os dados de desocupação fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) têm como parâmetro as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

## ■ 2.3. Abordagens econométricas para identificação de histerese

### 2.3.1. Testes de estacionariedade

A histerese do desemprego revela o efeito permanente (histerese forte) ou efeito transitório (histerese fraca) de choques sobre a taxa de desemprego de equilíbrio. O grau de persistência de uma série temporal pode ser identificado a partir do teste de estacionariedade, também conhecido como teste de raiz unitária, em que se estabelece o valor do parâmetro autoregressivo  $\alpha$ .

A literatura econométrica para a histerese do mercado de trabalho é vasta no campo da raiz unitária. Nesse estudo, foram realizados o teste de estacionariedade aumentado de Dickey e Fuller (1981) (ADF) e o (PP). Ambos os testes têm a hipótese nula de que a série possui raiz unitária, ou seja, é não estacionária. Adota-se aqui a hipótese de aceitação de raiz unitária a 10% de significância. O modelo segue a Equação (1):

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

em que  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \varphi^2)$ . Assim, a série depende dos seus valores passados e o teste de raiz unitária deverá testar as hipóteses:  $H_0 : \alpha = |1|$  e  $H_1 : \alpha < 1$ , em que  $H_0$  é a hipótese de que existe ao menos uma raiz dentro do círculo unitário, e  $H_1$ , de que não existe raiz unitária.

### 2.3.2. Testes de estacionariedade com quebras estruturais

As variáveis econômicas podem sofrer influência de eventos exógenos e, dessa forma, os modelos construídos podem apresentar estimações viesadas com efeito de perda de seu poder preditivo. Tais eventos, portanto, devem ser levados em consideração ao se realizar a modelagem econométrica (Margarido, 2001). Assim sendo, por quebra estrutural pode-se entender que existe uma ou mais alterações na trajetória da série, na dispersão ou em sua inclinação. Essas mudanças podem surgir em uma data específica ou de uma evolução gradual ao longo de um período. De mesma forma, conforme Perron (1989) sugere, outro problema associado à presença de quebra estrutural é que ela pode enviesar o desempenho de testes de raiz unitária.

Os testes de quebra baseiam-se numa regressão linear padrão expressa na Equação (2) abaixo:

$$Y_i = X_i^\eta \beta_i + \varepsilon_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad (2)$$

em que:

$i$  expressa o período de tempo;

$Y_i$  é o vetor de variáveis dependentes;

$X_i^\eta$  é o vetor de variáveis independentes;

$\beta_i$  são os coeficientes estimados; e

$\varepsilon_i$  são os resíduos.

A hipótese nula dos testes é dada pela ausência de quebras estruturais e a hipótese alternativa é de que ao menos um coeficiente varia no tempo.

Caso haja mais de uma quebra ( $m$ ) ao longo do tempo, pode-se reescrever a Equação (2) com a incorporação de  $m + 1$ , segmentos em que o  $\beta$  apresentará valores distintos, conforme apresentado na Equação (4):

$$Y_i = X_i^\eta \beta_i + \varepsilon_i \quad (i = i_{(j-1)} + 1, \dots, i_{(j)} \quad j = 1, \dots, m + 1) \quad (3)$$

em que:

$j$  é o índice de segmento;

$m, n = \{i_1, \dots, i_m\}$  define o conjunto de quebras ( $m$ -partition); e

$i_0 = 0$  e  $i_{m+1} = n$  por convenção, de acordo com Zeileis, Kleiber, Kramer e Hornik (2003).

Nesse sentido, o teste de Bai e Perron para múltiplas quebras estruturais emprega um algoritmo dinâmico para encontrar as  $m$  quebras, que minimizam a soma dos quadrados dos resíduos em um modelo  $m + 1$  com segmentos.



Mesmo possuindo grande relevância nos métodos quantitativos e em estudos econométricos de séries temporais, os testes para identificar estacionariedade são sensíveis a pequenos componentes de *random walk* (passeios aleatórios), fazendo que, constantemente, o resultado seja conduzido à aceitação da hipótese nula de existência de raiz unitária. Em verdade, nesses casos, se o componente de *random walk* for pouco significativo, os choques serão de fato transitórios e, após um determinado período de tempo, a série tende a retomar para a sua trajetória determinista de longo prazo (Figueirêdo & Targino, 2004).

Essa evidência revela a necessidade de uma abordagem que possibilite mensurar o grau de persistência do choque sobre o desemprego. Cochrane (1988), em seu estudo para identificar a persistência das flutuações do produto interno bruto (PIB) para a economia americana, apresenta uma forma de medição de persistência não paramétrica capaz de captar a magnitude do *random walk* existente nas séries. Conforme revelado por Cochrane (1988) e descrito em Figueirêdo e Targino (2004), o estimador de persistência pode ser descrito na Equação (4).

$$V^k = \left[ \frac{1}{K} \right] \left[ \frac{\text{var} (\Delta^k y_t)}{\text{var} (y_t) k} \right] \left[ \frac{n}{n - k - 1} \right] \quad (4)$$

em que:

$\Delta^k$  é um operador de diferenças;

k representa o número de defasagens; e

$\frac{n}{n - k - 1}$  é um fator de correção para pequenas amostras.

A explicação para o modelo é que, caso a série do desemprego (expressa por  $y_t$ ) apresente um pequeno componente de *random walk*, a variância de suas k diferenças tenderá para uma constante [ $\text{var} (\Delta^k y_t) \rightarrow 2\sigma^2 y$ ], caso contrário, essa mesma variância será uma função crescente de k [ $\text{var} (y_t) k \rightarrow 2\sigma^2 y$ ].

Ao se traçar o gráfico de  $V^k$  em função de k, obtêm-se: i)  $V^k$  tendendo para uma constante maior ou igual a um, caso apresente um grande componente de *random walk*; ii) no caso de um pequeno componente de *random walk*,  $V^k$  tenderá para zero; e iii) caso esse componente seja intermediário (baixa persistência), o gráfico de  $V^k$  tenderá a situar-se entre zero e um.

Baseado na medida de Cochrane (1988) ( $V^K$ ), Campbell e Mankiw (1987) propõem medir a persistência a partir da soma infinita dos coeficientes de médias móveis, qual seja:

$$A1 = \left[ V^K \left( \frac{\sigma^2}{\sigma_\varepsilon^2} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

em que:

$\sigma^2$  é variância do processo diferenciado; e

$\sigma_\varepsilon^2$  representa a variância do choque.

A análise dessa medida é similar à de Cochrane (1988), descrita anteriormente.

Logo, de posse desse instrumental e, por meio da aplicação dos testes apresentados, é possível identificar a persistência e as quebras estruturais no desemprego brasileiro.

### 3

## BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Este estudo abrange o período de março de 2012 a agosto de 2020 com disposição de dados mensais. A variável de desemprego adotada foi obtida no *site* do Banco Central do Brasil (Bacen, 2020) – série 24369. A partir de março de 2012, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por meio da PNADC, alterou alguns critérios ligados à determinação da taxa de desemprego no país, principalmente em relação à População em Idade Ativa (PIA), que passou de 10 anos para 14 anos. Outro ponto que vale ser observado é que passou a se considerar indivíduos com ocupação aqueles que obtiveram algum tipo de rendimento no referido mês de realização da pesquisa de desemprego, não sendo obrigatoriamente renda oriunda de contrato de trabalho formal. Portanto, foi utilizado o recorte temporal que inicia a partir de tal alteração.

Para verificar a hipótese de existência de histerese do desemprego, realizaram-se inicialmente os testes ADF e o teste PP. A escolha do número de defasagens para o teste de estacionariedade foi baseada no critério Akaike modificado, conforme sugerem Ng e Perron (2001).

Com objetivo de identificar se há quebras estruturais na série de desemprego e possíveis mudanças nos coeficientes da função tendência do desemprego no Brasil, foi realizado o teste ADF de raiz unitária com quebra estrutural. O teste seguiu a metodologia de Bai e Perron (2003) para identificação de múltiplas quebras estruturais. O método é particularmente eficaz quando há suspeita de mais de uma quebra no período em que se analisa a série temporal.

A forma operacional do teste de Bai e Perron consiste em dividir a amostra em subamostras dos possíveis pontos onde ocorre quebras e, nessas, são realizadas estimações por mínimos quadrados ordinários, com o cálculo e armazenamento da soma dos quadrados dos resíduos (SQR). Na sequência, o teste busca as datas das quebras que minimizam a SQR total da amostra (Zeileis et al., 2003),

$$SQR(i_1, \dots, i_m) = \sum_{j=1}^{m+1} sqr(i_{j-1} + 1, i_j) \quad (6)$$

em que  $sqr(i_{j-1} + 1, i_j)$  é a SQR padrão do  $j$ -ésimo segmento. Dessa forma, o problema se torna identificar os pontos, que representam as datas da quebra que minimizam a função:

$$(\hat{i}_1, \dots, \hat{i}_m) = \min_{(i_1, \dots, i_m)} SQR_{=(i_1, \dots, i_m)} \quad (8)$$

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Testes ADF e PP

A Tabela 1 reporta os resultados dos testes ADF e PP no período descrito neste estudo para a série de desemprego. Observa-se que, testando ao nível de significância de 10%, para todas equações, não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária, ou seja, de não estacionariedade. Dessa forma, pode-se concluir a partir dos resultados que o desemprego apresenta evidências de longa persistência.

**Tabela 1**

Testes de estacionariedade ADF e PP

| ADF   |         |     |         |               | PP      |       |         |               |
|-------|---------|-----|---------|---------------|---------|-------|---------|---------------|
| Teste | Equação | Lag | t-stat  | Valor crítico | Equação | Band. | t-stat  | Valor crítico |
| Nível | I/T     | 10  | -2,6971 | -3,1561       | I/T     | 3     | -1,9347 | -3,1531       |
| Nível | I       | 11  | -0,8790 | -2,5841       | I       | 3     | -0,1794 | -2,5821       |
| Nível | N       | 11  | 0,6415  | -1,6143       | N       | 3     | 1,4065  | -1,6146       |

Nota: I significa modelo com intercepto; I/T significa modelo com intercepto e tendência e N (none) significa modelo sem intercepto e tendência.

Fonte: Elaborada pelo autor.

### 4.2. Teste de múltiplas quebras estruturais <sub2>

Como citado anteriormente, empregou-se o procedimento sequencial da aplicação do teste Bai-Perron para múltiplas quebras a fim de verificar se a série de desemprego pode ser caracterizada por mudanças nos coeficientes da função tendência. Os resultados são reportados na Tabela 2.

**Tabela 2**

**Testes BP de múltiplas quebras estruturais para o desemprego**

| Nº de quebras | SQR     | Critério de Schwarz | Critério LWZ |
|---------------|---------|---------------------|--------------|
| 2             | 49.5907 | -0.4711             | -0.2807      |

Datas estimadas de quebras : dez./2014; mar./2016

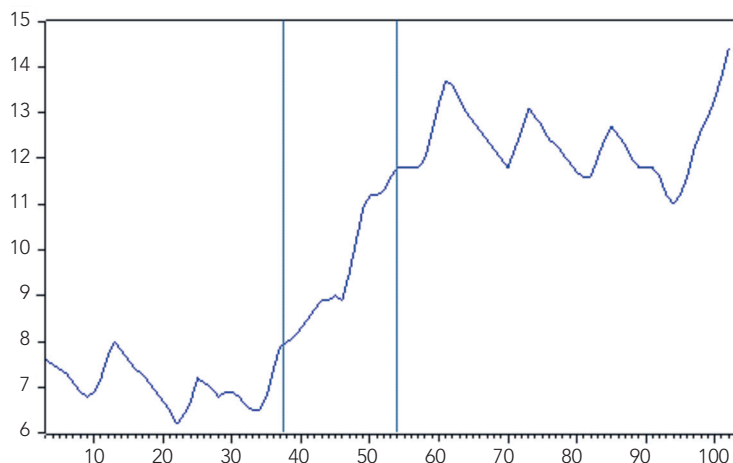
Notas: São reportados nesta tabela apenas os resultados dos critérios escolhidos de forma automática.

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os critérios automáticos escolhidos foram Schwarz e e o critério de Liu, Wu e Zideck – LWZ. Com base nestes, revelaram-se duas datas estimadas para quebras estruturais: dezembro de 2014 e março de 2016. O período das quebras ao longo do tempo em que evolui a taxa de desemprego pode ser visto na Figura 1

**Figura 1**

**Períodos de quebra estrutural na tendência natural do desemprego**



Notas: O eixo y revela o nível de desemprego percentual; o eixo x apresenta os meses e inicia em 1 (mar./2012) e finaliza em 103 (ago./2020).

Fonte: Bacen (2020).

Partindo desse resultado, cabem algumas observações e análise. O ano de 2014 já apontava para eventos de uma crise econômica no Brasil, tendo como característica a grave recessão que abateu o país com uma forte retração do PIB por dois anos seguidos. Associada a esse ponto, no mesmo período, uma crise política generalizada toma conta do país. Sobre isso, Rossi e Mello (2017, p. 2) comentam:

Entre o terceiro trimestre de 2013 e o último trimestre de 2014 a economia brasileira enfrentou um ciclo de desaceleração puxado pela queda na taxa de investimento, que passa a apresentar patamares negativos a partir do segundo semestre de 2014. Essa desaceleração pode ser atribuída a múltiplas causas: além de falhas na condução da política econômica, fatores políticos (desde as manifestações de 2013 até a incerteza eleitoral de 2014), fatores internacionais (com a perspectiva do tapering nos EUA e a rápida queda no preço das commodities em 2014) e fatores institucionais ou jurídicos (como o avanço da operação Lava Jato que afetou indiretamente setores estratégicos da economia brasileira, como petróleo e gás, construção civil e indústria naval) certamente contribuíram para a desaceleração da economia brasileira no período.

A intensificação da crise com o processo de *impeachment* da presidente do Brasil à época (recém-empossada para seu segundo mandato), associada a uma forte crise fiscal, dada a condução das políticas econômicas, elevou a taxa de juros de longo prazo, enquanto a confiança e as expectativas se deterioraram, provocando uma redução do consumo e investimentos nos anos de 2015 e 2016.

O resultado das quebras estruturais na tendência do desemprego pode ser justificado, portanto, pelos eventos que se sucederam a partir do terceiro trimestre de 2013, como os revelados por Rossi e Mello (2017), e se estenderam ao longo dos anos seguintes. Ainda, um ponto importante que vale destacar é que os efeitos no mercado de trabalho em termos de desemprego não se evidenciam de imediato, manifestando-se com alguma defasagem de tempo, conforme Lima (2019) afirma.

### ■ 4.3. Medidas de persistência do desemprego

Com o devido cuidado relacionado à sensibilidade que os testes tradicionais de raiz unitária possuem no que diz respeito a pequenos componentes de *random walk*, uma vez que eles podem não refletir adequadamente uma longa persistência, calculou-se a medida de persistência baseada na razão de variâncias, conforme o modelo proposto por Campbell e Mankiw (1987).

**Tabela 3**

#### Medida de persistência do desemprego

| Defasagem em meses | $V^{K*}$ | Desvio padrão |
|--------------------|----------|---------------|
| 1                  | 0.0612   | 2.5160        |
| 2                  | 0.0613   | 2.5177        |
| 5                  | 0.0609   | 2.4825        |
| 10                 | 0.0607   | 2.4708        |
| 20                 | 0.0595   | 2.3769        |
| 30                 | 0.0545   | 2.0018        |
| 50                 | 0.0335   | 0.7604        |

Fonte: Elaborada pelo autor.

A Tabela 3 revela que a persistência do desemprego ao choque no período analisado não possui efeitos duradouros. Estipulou-se um período de até 50 meses de defasagem para testar os impactos. É possível observar que no período de 1 a 10 meses o valor obtido é de 0.06, e, no extremo, considerando o máximo de defasagens, em 50 meses, seu valor está em 0.03, ou seja, permanece sempre tendendo a zero. Logo, pode-se concluir que a série apresenta pequenos componentes de *random walk*, o que conduz à aceitação da hipótese de inércia de desemprego no mercado de trabalho com baixa persistência.

## 5 CONCLUSÕES

Este trabalho investiga a hipótese de histerese do desemprego no mercado de trabalho brasileiro no período de março de 2012 a agosto de 2020 com a identificação de existência de quebras estruturais.

Os métodos empregados foram os testes tradicionais de raiz unitária descritos na literatura: ADF e PP, uma vez que a persistência de uma série temporal pode ser atribuída ao seu processo de estacionariedade. Para confirmar a existência de quebras múltiplas, foi aplicado o teste de Bai e Perron e o grau de persistência foi verificado pelo método de Campbell e Mankiw (1987).

As evidências apontam para a existência de fraca histerese no mercado de trabalho brasileiro no período analisado, identificada pelo resultado dos testes de estacionariedade nos quais não foi possível recusar a hipótese de raiz unitária em nenhum dos modelos utilizados. Há indícios de que a trajetória do desemprego no Brasil sofreu quebras estruturais que alteram seu comportamento natural, oferecendo mudanças nos coeficientes da função tendência nos meses de dezembro de 2014 e, novamente, em março de 2016 – notadamente, efeitos de uma causa ligada a uma profunda crise política e econômica que começara a se manifestar de forma mais evidente no ano de 2013.

Aprofundando no método, foram encontrados resultados que apontam para uma persistência que tende a zero para uma modelagem de até 50 meses de defasagem. Tal resultado difere de grande parte dos estudos sobre o tema no Brasil, onde, em sua maioria, encontraram evidências de forte histerese. Porém, é válida a observação de que muitas abordagens se debruçaram sobre a década de 1990 e, até mais recentemente, sobre o ano de 2015, que foi o início de um período de recessão no país. Partindo desse ponto, este material não tem objetivo de esgotar a discussão sobre o tema, mas pode contribuir para o entendimento do fenômeno do desemprego em um panorama mais contemporâneo.



## HYSTERESIS OF UNEMPLOYMENT IN BRAZIL: STRUCTURAL BREAKS AND PERSISTENCE IN THE YEARS FROM 2012 TO 2020

### Abstract

This article aims to verify if there is evidence of hysteresis in the Brazilian labor market in the period from 2012 to 2020 with monthly data for unemployment. The econometric approach used is the conventional unit root tests, the Bai and Perron test (2003) to identify multiple structural breaks and, in addition, the degree of unemployment persistence is verified with the application of the Campbell and Mankiw model (1987). The results indicate the existence of weak hysteresis in the labor market. There are indications that the trajectory of unemployment in Brazil suffered two structural breaks that altered its trajectory, one in December 2014 and the other in March 2016.

**Keywords:** Hysteresis; persistence of unemployment; structural break; stationarity; job market.

### Referências

- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22. doi:10.1002/jae.659
- Banco Central do Brasil (Bacen). (2020). Taxa de desocupação – PNADC (24369). Recuperado em 30 novembro, 2020, de <https://www.bcb.gov.br>.
- Blanchard, O. J., & Summers, L. (1988). Hysteresis and the European unemployment problem. In R. Cross (Ed.), *Unemployment, hysteresis and the natural rate hypothesis*. New York: Basil Blackwell Inc.
- Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G. (1987). Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, 102(4), 857-880. doi:10.2307/1884285
- Cochrane, J. H. (1988). How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, 96(5), 893-920. doi:10.1086/261569
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. doi:10.2307/1912517
- Figueirêdo, E. A. de, & Targino, I. (2004). Histerese no mercado de trabalho brasileiro na década de noventa. *Revista da ABET*, 5(1), 105-126.

Gomes, F. A. R., & Silva, C. G. da. (2009). Hysteresis versus NAIRU and convergence versus divergence: The behavior of regional unemployment rates in Brazil. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 308-322. doi:10.1016/j.qref.2007.03.009

Lima, R. O., Oliveira, J. C. T. de, & Silva, M. M. da. (2015). Detectando quebra na longa memória: Um caso do desemprego brasileiro. *Economia Aplicada*, 19(4), 611-624. doi:10.11606/1413-8050/ea127256

Lima, F. R. S. (2019). Evidências da relação entre desemprego e produto a partir da utilização dos filtros HP e Hamilton. *Revista Dissertar*, 1(33), 57-66. doi:10.24119/16760867ed115280

Margarido, M. A. (2001). Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. *Informações Econômicas*, 31(4), 7-22.

Menezes, A.W. F., Uchoa, C. F., & Maia, S. F. (2005). A histerese do desemprego na Região Metropolitana de Salvador. *Revista da ABET*, 5(1), 3-28.

Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554. doi:101111/1468-0262.00256

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-140. doi:10.2307/1913712

Rossi, P., & Mello, G. (2017). Choque recessivo e a maior crise da história: A economia brasileira em marcha à ré (Nota do Centro de Estudos de Conjuntura e Política Econômica – Cecon nº 1). Instituto de Economia da Universidade de Campinas (IE/Unicamp). Recuperado em 30 novembro, 2020, de [https://www.eco.unicamp.br/images/arquivos/NotaCecon1\\_Choque\\_recessivo\\_2.pdf](https://www.eco.unicamp.br/images/arquivos/NotaCecon1_Choque_recessivo_2.pdf)

Santana, F. L., Souza, W. P., & Aragón, E. K. (2013). *Histerese versus taxa natural do desemprego no Brasil e regiões metropolitanas: Novas evidências de quebras estruturais e raiz unitária* (Textos para discussão). Programa de Pós Graduação em Economia UFPB. Recuperado em 2 novembro, 2020, de [http://www.ccsa.ufpb.br/ppge/arquivos/ensaios/td14\\_2013.pdf](http://www.ccsa.ufpb.br/ppge/arquivos/ensaios/td14_2013.pdf)

Santolin, R., & Antigo, M. F. (2020). Curvas de salário dinâmicas e efeitos sobre o salário real e o desemprego de longo prazo para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 50(1), 127-156. doi:10.38116/pppv50n1art5

Silva, C. G. da, & Gomes, F. A. R. (2009). Measuring unemployment persistence of different labor force groups in the Greater São Paulo Metropolitan Area. *Estudos Econômicos*, 9(4), 763-784. doi:10.1590/S0101-41612009000400003

Zeileis, A., Kleiber, C., Kramer, W., & Hornik, K. (2003). Testing and dating of structural changes in practice. *Computational Statistics & Data Analysis*, 44(1-2), 109-123. doi:10.1016/S0167-9473(03)00030-6

Zylberstajn, H., & Balbinotto Neto, G. (1999). As teorias do desemprego e políticas públicas de emprego. *Revista de Estudos Econômicos*, 29(1), 129-149.