

Histerese versus Taxa Natural do Desemprego no Brasil e regiões metropolitanas: novas evidências de quebras estruturais e raiz unitária

Fernanda Leite Santana

Doutoranda em Economia Aplicada do PPGE/UFPB

E-mail: nandinha.economia@gmail.com

Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Mestrando em Economia Aplicada do PPGE/UFPB

E-mail: wpsfarias@gmail.com

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

Professor do DE e PPGE/UFPB

E-mail: edilean@hotmail.com

Resumo: Este trabalho investiga se o comportamento dinâmico das taxas de desemprego do Brasil e de seis regiões metropolitanas é mais condizente com a hipótese da taxa natural ou com a hipótese de histerese. Inicialmente, utilizam-se os procedimentos propostos por Perron e Yabu (2009) e Kejriwal e Perron (2010) a fim de verificar a existência e o número de quebras estruturais na tendência das séries analisadas. Em seguida, a estacionariedade da taxa de desemprego é verificada através dos testes de raiz unitária apresentados por Carrion-i-Silvestre et al. (2009). Em geral, os resultados indicam a existência de múltiplas quebras no nível e tendência das taxas de desemprego do Brasil e regiões. Para o período 1980:6-2002:12, os testes rejeitam a hipótese de raiz unitária apenas para as taxas de desemprego do Brasil e do Rio de Janeiro. Por sua vez, no período 2003:1-2013:3, os resultados são favoráveis à hipótese da taxa natural em Porto Alegre, Rio de Janeiro e Salvador, e à hipótese de histerese em Belo Horizonte, Recife e São Paulo. Finalmente, os resultados dos testes de raiz unitária apontam para a convergência estocástica das taxas de desemprego relativas.

Palavras-Chave: Desemprego; Quebra estrutural; Raiz unitária; Taxa natural de desemprego; Histerese

Abstract: This paper investigates if the dynamic behavior of unemployment rates from Brazil and six metropolitan areas is more consistent with the natural rate hypothesis or the hypothesis of hysteresis. Initially, we use the procedures proposed by Perron and Yabu (2009) Kejriwal and Perron (2010) to verify the existence and number of structural breaks in the trend of the series analyzed. Then the stationarity of the unemployment rate is verified through the unit root tests presented by Carrion-i-Silvestre et al. (2009). In general, the results indicate the existence of multiple breaks in level and trend of unemployment rates in Brazil and regions. For the period 1980:6-2002:12, tests reject the unit root hypothesis only to unemployment rates in Brazil and Rio de Janeiro. In turn, the period 2003:1-2013:3, the results are favorable to the natural rate hypothesis in Porto Alegre, Rio de Janeiro and Salvador, and the hypothesis of hysteresis in Belo Horizonte, Recife and São Paulo. Finally, the results of unit root tests point to the stochastic convergence of relative unemployment rates.

Keywords: Unemployment; Structural break; Unit root; Natural rate of unemployment; Hysteresis

JEL Classification: E24; R23; C22

1 Introdução

Os estudos voltados a analisar o desemprego tem auferido espaço cada vez maior na literatura em razão dos seus efeitos negativos sobre a geração de renda e bem-estar econômico. No caso da economia brasileira, investigar o comportamento da taxa de desemprego é de fundamental importância em razão das diversas transformações políticas, econômicas e sociais que ocorreram nas últimas três décadas. Entre os diversos fatores, destacam-se: i) o insucesso dos planos de estabilização durante a década de 1980 e início da década de 1990; ii) o

implementação do plano Real; iii) a reforma da política cambial e implementação do regime de metas de inflação no final da década de 1990; iv) aumento das despesas governamentais com programas sociais de transferência de renda; v) as crises internacionais, tais como a do México, a da Rússia e a crise financeira internacional de 2008; e vi) a ausência de investimentos e a deficiência do sistema educacional, entre outros (Gomes e Silva, 2009; Guimarães, 2012).

Em termos de teoria econômica, o desemprego pode ser definido como a situação em que o trabalhador deseja estar empregado, mas não encontra emprego. Há várias teorias que tentam explicá-lo, mas aqui duas são destacadas: a hipótese da taxa natural do desemprego e a hipótese de histerese. A primeira, proposta por Phelps (1968) e Friedman (1968), afirma que a taxa de desemprego deve convergir para uma “taxa natural” no longo prazo. Dessa forma, os desvios da taxa de desemprego de sua taxa natural são temporários, o que implica que essa variável é um processo de reversão à média. Em termos empíricos, a hipótese da taxa natural é consistente com a taxa de desemprego sendo um processo estocástico estacionário.

Por sua vez, a hipótese de histerese considera que a taxa de desemprego pode ser caracterizada pela presença de raiz unitária (Blanchard e Summers, 1986; Cross, 1987; Barro, 1988). Em outras palavras, a especificação da histerese refere-se à situação em que mesmo após um choque exógeno, a taxa de desemprego não retoma o seu nível de equilíbrio anterior ao choque.¹ Assim, os efeitos desses choques são permanentes.

A literatura empírica que trata de investigar a ordem de integração da taxa de desemprego é vasta.² Para o Brasil, Gomes e Silva (2008, 2009) utilizam o teste de raiz unitária LM mínimo com duas quebras estruturais, proposto por Lee e Strazicich (2003). Os autores confirmam a hipótese de histerese para o Brasil, bem como para as regiões metropolitanas de São Paulo, Porto Alegre, Recife, Salvador e Belo Horizonte. Figueiredo (2010) usa um modelo de integração fracionária com mudança de regime markoviano e identifica dois regimes para o desemprego: o primeiro é não-estacionário e o segundo é não-estacionário, mas com reversão à média. Mednik et al (2012) emprega um conjunto de testes de raiz unitária para dados em painel e encontra evidências favoráveis à hipótese de histerese. Ayala et al (2012) utiliza testes de raiz unitária considerando quebras estruturais para dados anuais no período de 1976 a 2009. Em geral, os resultados obtidos por Ayala et al. (2012) indicam que a taxa de desemprego no Brasil é um processo de reversão à média.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é investigar a dinâmica da taxa de desemprego no Brasil e nas suas seis principais regiões metropolitanas - Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo – levando-se em consideração possíveis quebras estruturais na tendência dessa variável. Em relação à literatura existente, a contribuição desse trabalho se dá em quatro aspectos. Primeiro, testa-se a existência de múltiplas quebras estruturais em datas desconhecidas no nível e na inclinação da função tendência da taxa de desemprego. Isso é feito através do procedimento sequencial e da estatística de teste apresentada por Perron e Yabu (2009) e Kejriwal e Perron (2010). Esse teste não necessita de um conhecimento *a priori* se o componente de ruído da série temporal é estacionário ou integrado, além de fornecer estimativas consistentes das datas das quebras.

¹ De acordo com Blanchard e Summers (1986), os trabalhadores *insiders* tem um poder de influenciar os salários reais através do processo de barganha, enquanto que os trabalhadores *outsiders* não possuem esse poder. Assim, após um choque negativo no nível de emprego ocorrendo no período t , os trabalhadores *insiders* podem barganhar um salário mais alto, mas concordam com uma redução no nível de emprego nos períodos seguintes.

² Por exemplo, Elmskov e MacFarlan (1993), Mitchell (1993), Røed (1996), Papell et al. (2000), Camarero e Tamarit (2004), Queneau e Sen (2008, 2010), Lee e Chang (2008), Fosten e Ghoshray (2011) e Bakas e Papapetrou (2013) analisam o comportamento da taxa de desemprego nos países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Para estudos sobre a ordem de integração da taxa de desemprego em países da América Latina, ver Gomes e Silva (2008, 2009), Figueiredo (2010), Ayala et al. (2012) e Mednik et al (2012).

Segundo, testa-se a ordem de integração da taxa de desemprego através de dois grupos de testes. Para os casos em que essa variável apresenta quebra estrutural na função tendência, utilizam-se os testes de raiz unitária propostos por Carrion-i-Silvestre et. al. (2009). Esses testes admitem a presença de múltiplas quebras estruturais na função tendência sob ambas as hipóteses nula e alternativa. Caso não haja quebra na função tendência, a classe de testes M de raiz unitária, analisada por Ng e Perron (2001), é empregada.³ A realização de testes de raiz unitária com quebra estrutural apenas para as variáveis em que se rejeita a hipótese nula de ausência de quebras na função tendência é importante porque esses testes sofrem de baixo poder na ausência de quebras.⁴ Terceiro, o período analisado é mais longo e inclui informações mensais entre junho de 1980 e março de 2013.⁵ Em razão da mudança na metodologia de cálculo da taxa de desemprego, a análise é feita para dois subperíodos: 1980:6-2012:12 e 2003:1-2013:3. Por fim, os procedimentos acima são utilizados para analisar a taxa de desemprego relativa de cada região e testar a hipótese de convergência estocástica seguindo Carlino e Mills (1993).

Os resultados encontrados indicam a existência de múltiplas quebras no nível e na tendência das taxas de desemprego do Brasil e regiões. Duas exceções observadas são as regiões metropolitanas de Recife (com apenas uma quebra) e de Porto Alegre (sem quebra) no período 2003:1-2013:3. Com relação à dinâmica das taxas de desemprego no primeiro subperíodo, os testes rejeitam a hipótese de raiz unitária nas taxas de desemprego do Brasil e do Rio de Janeiro, mas não das demais regiões. Por sua vez, no segundo subperíodo, os resultados foram favoráveis à hipótese da taxa natural em Porto Alegre, Rio de Janeiro e Salvador, e à hipótese de histerese em Belo Horizonte, Recife e São Paulo. Finalmente, os resultados dos testes de raiz unitária são favoráveis à hipótese de convergência estocástica das taxas de desemprego relativas nos dois períodos analisados.

O trabalho está organizado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, abordam-se os procedimentos empíricos utilizados na pesquisa. Na seção 3, a descrição dos dados e os resultados são apresentados. Por fim, a seção 4 traz as considerações finais.

2 Procedimentos metodológicos

Nesta seção, apresentam-se os procedimentos empíricos adotados pelo estudo. Em primeiro lugar, faz-se uma breve descrição do teste utilizado para verificar a existência de quebras estruturais na função tendência da taxa de desemprego. Em seguida, os testes de raiz unitária que permitem quebras estruturais na função tendência são apresentados. Por fim, mostra-se o cálculo da taxa de desemprego relativo a fim de obter informações para testar a hipótese de convergência estocástica.

2.1 Testes de Perron e Yabu (2009) e Kejriwal e Perron (2010) para quebras na função tendência

Para testar a presença de quebra estrutural na função tendência da taxa de desemprego, nós utilizamos o procedimento de teste de Perron e Yabu (2009), e a sua extensão para múltiplas quebras, proposto por Kejriwal e Perron (2010). A vantagem desse procedimento é que ele

³ O procedimento de testar a existência de quebras na função tendência antes de realizar os testes de raiz unitária que permite quebras estruturais está de acordo com o procedimento apresentado por Kejriwal e Lopes (2013).

⁴ Adicionalmente, Campbell e Perron (1991) mostram que a especificação adequada dos componentes determinísticos é importante para obter testes de raiz unitária com propriedades confiáveis para pequenas amostras.

⁵ Gomes e Silva (2009) e Figueiredo (2010) consideraram o período de junho de 1980 a dezembro de 2002, enquanto Mednik et al. (2012) utilizaram dados anuais para o período de 1908 a 2005.

permite testar mudanças estruturais no nível e na inclinação da função tendência de uma série temporal sem o conhecimento *a priori* sobre a ordem de integração do componente de ruído.

O teste de estabilidade na função tendência é baseado em um procedimento de Mínimos Quadrados Generalizados Quase-factíveis (FGLS).⁶ Perron e Yabu (2009) supõem que o processo gerador dos dados para a variável aleatória y_t é dado por:

$$\begin{aligned} y_t &= \mathbf{x}_t' \boldsymbol{\Psi} + u_t \\ u_t &= \alpha u_{t-1} + v_t \\ v_t &= d(L)e_t \end{aligned} \quad (1)$$

para $t = 1, \dots, T$, onde \mathbf{x}_t é um vetor ($r \times 1$) de componentes determinísticos, $\boldsymbol{\Psi}$ é um vetor ($r \times 1$) de parâmetros específicos, $d(L) = \sum_{i=0}^{\infty} d_i L^i$, $d(L) = \sum_{i=0}^{\infty} i |d_i| < \infty$, $d(1) \neq 0$ e $e_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$. Para o caso em que uma quebra no nível e na inclinação da função tendência ocorre em $T_1 = [\lambda_1 T]$ para algum $\lambda_1 \in (0, 1)$, temos $\mathbf{x}_t = (1, DU_t, t, DT_t)$, com $DU_t = 1(t > T_1)$, $DT_t = 1(t > T_1)(t - T_1)$, onde $1(\cdot)$ é uma função indicadora. É importante destacar que $-1 < \alpha \leq 1$, de modo que erros estacionários ou integrados são permitidos.

O procedimento de Perron e Yabu (2009) inicia-se com a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) do coeficiente α presente na seguinte regressão

$$\hat{u}_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \zeta_i \Delta \hat{u}_{t-i} + e_{tk} \quad (2)$$

onde k é escolhido pelo critério de informação Bayesiano (BIC). Deixe $\tilde{\alpha}$ denotar a estimativa MQO de α . Com a finalidade de aperfeiçoar as propriedades para a amostra finita, Perron e Yabu (2009) sugerem usar uma versão de $\tilde{\alpha}$ com correção de viés, denotada por $\tilde{\alpha}_M$. Com base nessa estimativa, esses autores propõem a utilização de uma estimativa super-eficiente de α , dada por:

$$\tilde{\alpha}_{MS} = \begin{cases} \tilde{\alpha}_M & \text{se } |\tilde{\alpha}_M - 1| > T^{-1/2} \\ 1 & \text{se } |\tilde{\alpha}_M - 1| \leq T^{-1/2} \end{cases} \quad (3)$$

Perron e Yabu (2009) usam essa estimativa para construir a seguinte regressão quase-diferenciada:

$$\begin{aligned} (1 - \tilde{\alpha}_{MS} L) y_t &= (1 - \tilde{\alpha}_{MS} L) \mathbf{x}_t' \boldsymbol{\Psi} + (1 - \tilde{\alpha}_{MS} L) u_t, \quad t = 2, \dots, T \\ y_1 &= \mathbf{x}_1' \boldsymbol{\Psi} + u_1 \end{aligned} \quad (4)$$

onde $\boldsymbol{\Psi} = (\mu_0, \mu_1, \beta_0, \beta_1)'$, e a estimativa resultante de (4) é $\tilde{\boldsymbol{\Psi}} = (\tilde{\mu}_0^{FG}, \tilde{\mu}_1^{FG}, \tilde{\beta}_0^{FG}, \tilde{\beta}_1^{FG})'$.

Para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural no nível e inclinação da função tendência ($H_0: \mu_1 = \beta_1 = 0$) na presença de erros $I(0)$, o teste de Wald para uma dada fração de quebra λ_1 , $W_{RQF}(\lambda_1)$, é dado por:

$$W_{RQF}(\lambda_1) = \left[\mathbf{R}(\tilde{\boldsymbol{\Psi}} - \boldsymbol{\Psi}) \right]' \left[\hat{h}_v \mathbf{R}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \right]^{-1} \left[\mathbf{R}(\tilde{\boldsymbol{\Psi}} - \boldsymbol{\Psi}) \right] \quad (5)$$

⁶ Do ingles, *Feasible Quasi Generalized Least Square*.

onde $\mathbf{R} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$, $\mathbf{X} = \{\mathbf{x}_t^{\tilde{\alpha}_{MS}}\}$, $\mathbf{x}_t^{\tilde{\alpha}_{MS}} = (1 - \tilde{\alpha}_{MS}L)\mathbf{x}_t$ ($t = 2, \dots, T$), $\mathbf{x}_1^{\tilde{\alpha}_{MS}} = \mathbf{x}_1$ e \hat{h}_v é uma estimativa de (2π vezes) a função densidade espectral na frequência zero de v_t . Quando $|\tilde{\alpha}_{MS}| < 1$, o seguinte estimador baseado em Kernel é usado:

$$\hat{h}_v = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2 + T^{-1} \sum_{j=1}^{T-1} \omega(j, m) \sum_{t=j+1}^T \hat{v}_t \hat{v}_{t-j} \quad (6)$$

em que \hat{v}_t são os resíduos MQO da regressão (4). A função $\omega(j, m)$ é o Kernel espectral quadrático e o *bandwidth* m é selecionado de acordo com método *plug-in* usando uma aproximação AR(1), como proposto por Andrews (1991).

Para o caso de erros $I(1)$, Perron e Yabu (2009) propõem a seguinte estatística de Wald:

$$W_{RQF}^*(\lambda_1) = \left[\mathbf{R}(\tilde{\Psi}^* - \Psi) \right]' \left[\hat{h}_v \mathbf{R}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \right]^{-1} \left[\mathbf{R}(\tilde{\Psi}^* - \Psi) \right] \quad (7)$$

onde $\tilde{\Psi}^* = (\tilde{\mu}_0^{FG}, \tilde{\beta}_0^{FG}, \mu_1^*, \tilde{\beta}_1^{FG})'$, $\mu_1^* = \hat{h}^{1/2} \hat{\zeta}(L) \tilde{\mu}_1^{FG}(T_1) / \hat{\sigma}_{ek}$, $\tilde{\mu}_1^{FG}(T_1)$ é uma sequência de estimativas de $\tilde{\mu}_1^{FG}$ para diferentes valores da data da quebra T_1 , e $\hat{\zeta}(L)$ e $\hat{\sigma}_{ek}$ são obtidos da regressão

$$\hat{v}_t = \sum_{i=1}^k \zeta_i \hat{v}_{t-i} + e_{ik} \quad (8)$$

em que $\hat{\zeta}(L) = (1 - \hat{\zeta}_1 L - \dots - \hat{\zeta}_k L^k)$ e $\hat{\sigma}_{ek} = \left[(T-k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{ik}^2 \right]^{1/2}$. O critério de informação BIC é mais uma vez usado para a determinação dos termos auto-regressivos incluídos em (8).

Perron e Yabu (2009) observam que o funcional Exp do teste de Wald para diferentes datas da quebra, dado por:

$$ExpW = \log \left[T^{-1} \sum_{\lambda_1 \in \Lambda_1} \exp \left(\frac{1}{2} W_{RQF}(\lambda_1) \right) \right] \quad (9)$$

têm distribuições limite quase idênticas nos casos de erros $I(0)$ e $I(1)$. Em razão disso, essa estatística é utilizada para testar a hipótese nula de uma quebra estrutural na função tendência considerando a data da quebra desconhecida *a priori*.⁷

Baseado e Perron e Yabu (2009), Kejriwal e Perron (2010) apresentam um procedimento sequencial que possibilita obter uma estimativa do número de quebras na função tendência independente se os erros são estacionários ou integrados. A primeira etapa desse procedimento é testar a hipótese nula de ausência de quebra na função tendência contra a hipótese alternativa de uma quebra. Se a hipótese nula é rejeitada, a estimativa da data da quebra é obtida através da minimização global da soma dos quadrados dos resíduos.⁸ O passo seguinte é testar a presença de uma quebra estrutural em cada um dos dois segmentos delimitados pela data da quebra estimada no passo anterior. Se o máximo da estatística de teste *ExpW* for significativa, então rejeita-se a hipótese nula de uma quebra em favor da hipótese alternativa de duas quebras. Então, as datas das duas quebras são estimadas através da minimização global da soma dos quadrados dos resíduos e procede-se novamente com os testes de uma quebra adicional em cada um dos segmentos obtidos. Por exemplo, se

⁷ Os valores críticos são apresentados em Perron e Yabu (2009).

⁸ Ver Bai e Perron (2003) para detalhes sobre a estimação das datas das quebras.

desejamos testar a hipótese nula de uma quebra contra a hipótese alternativa de duas quebras, usamos a estatística de teste:

$$ExpW(2|1) = \max_{1 \leq i \leq 2} \{ExpW^{(i)}\} \quad (10)$$

onde $ExpW^{(i)}$ é a estatística de teste para uma quebra no segmento i .

2.2 Testes de raiz unitária

Para investigar a ordem de integração da taxa de desemprego, aplicam-se primeiramente os testes ADF e Phillips-Perron.⁹ Entretanto, esses testes possuem um baixo poder quando há quebras estruturais no nível e/ou tendência da série temporal.¹⁰ Diante disso, este trabalho utiliza os testes de raiz unitária propostos por Carrion-i-Silvestre et al. (2009). Esses autores propõem uma extensão da classe de testes M, analisada por Ng e Perron (2001), que permite múltiplas quebras estruturais no nível e na inclinação da função tendência sob as hipóteses nula e alternativa. Para uma breve descrição desses testes, considere um modelo com duas quebras no nível e na inclinação da função tendência:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 DU_{1t} + \mu_2 DU_{2t} + \beta_0 t + \beta_1 DT_{1t} + \beta_2 DT_{2t} + u_t \quad (11)$$

onde $DU_{it} = I(t > T_i)$ e $DT_{it} = (t - T_i)I(t > T_i)$, para $i = 1, 2$. Posto isso, as estimativas das frações das quebras $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ e dos parâmetros do modelo, $\Psi = (\mu_0, \mu_1, \mu_2, \beta_0, \beta_1, \beta_2)$, são obtidas através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos da regressão quase-diferenciada.¹¹ O passo seguinte consiste na estimação por MQO da seguinte regressão:

$$\Delta \tilde{y}_t = b_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (12)$$

com

$$\tilde{y}_t = y_t - \hat{\Psi}' \mathbf{x}_t(\hat{\lambda}), \quad \mathbf{x}_t(\hat{\lambda}) = \{1, DU_{1t}(\hat{\lambda}), DU_{2t}(\hat{\lambda}), DT_{1t}(\hat{\lambda}), DT_{2t}(\hat{\lambda})\} \quad (13)$$

e obtenção de uma estimativa auto-regressiva da densidade espectral de v_t na frequência zero, dada por:

$$s^2(\hat{\lambda}) = s_{ek}^2 / (1 - \hat{b}(1))^2 \quad (14)$$

onde $s_{ek}^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{tk}^2$ e $\hat{b}(1) = \sum_{j=1}^k \hat{b}_j$. Com base nisso, as seguintes extensões da classe de testes M de raiz unitária são consideradas:

$$MZ_a^{GLS}(\hat{\lambda}) = \left(T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s^2(\hat{\lambda}) \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (15)$$

$$MZ_t^{GLS}(\hat{\lambda}) = \left(T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s^2(\hat{\lambda}) \right) \left(4s^2(\hat{\lambda}) T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (16)$$

⁹ Para detalhes, ver Phillips e Perron (1988).

¹⁰ Ver Perron (1989).

¹¹ Para detalhes, ver Carrion-i-Silvestre et al (2009).

$$MP_T^{GLS}(\hat{\lambda}) = \left[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s^2(\hat{\lambda}) \quad (17)$$

A realização dos testes de raiz unitária exige a seleção de um número k de defasagens ótimas dos termos de diferença defasados. Segundo Ng e Perron (2001), critérios de seleção tais como o BIC ou o critério de informação de Akaike (AIC) tendem a fornecer valores de k muito pequenos para que o teste de estacionariedade tenha uma dimensão adequada. Conforme sugerido pelos autores, o critério de informação adotado pela presente análise foi o Akaike Modificado (MAIC), tanto na implementação do ADF quanto nos testes de Carrion-i-Silvestre et al. (2009). Adicionalmente, é importante ressaltar ainda que os testes de raiz unitária com quebras estruturais devem ser realizados apenas para os casos em que a série temporal apresenta quebras estruturais na função tendência. Isso ocorre porque esses testes apresentam um baixo poder se a série temporal não apresenta quebras estruturais. Assim, se a taxa de desemprego não apresenta quebras estruturais, a ordem de integração dessa variável é verificada através da classe de testes M de raiz unitária apresentados por Ng e Perron (2001).

2.3 Convergência estocástica: testes empíricos

Com base em Carlino e Mills (1993), a hipótese de convergência estocástica das taxas de desemprego das regiões que apresentam o fenômeno da histerese é verificada para a variável:

$$u_{it} = \ln \frac{U_{it}}{\sum_{i=1}^I U_{it} / I} \quad (18)$$

onde a taxa de desemprego relativa da região metropolitana i no período t , u_{it} , é definida como o logaritmo natural da taxa de desemprego da região i em t , U_{it} , dividida pela taxa de desemprego média do período t . A convergência estocástica é definida como a taxa de desemprego relativa sendo um processo estocástico estacionário. A ideia é que se existe uma tendência de convergência da taxa de desemprego entre as regiões, então suas taxas de desemprego não deveriam apresentar diferenças arbitrárias. Em razão disso, a taxa de desemprego relativa de cada região deveria um processo $I(0)$.

O procedimento para examinar a possibilidade de convergência estocástica será o mesmo utilizado na análise da taxa de desemprego. De início, verifica-se a presença de quebras estruturais no nível e na inclinação da função tendência da taxa de desemprego relativa usando os testes apresentados na subseção 2.1. Em seguida, os testes descritos na subseção anterior são utilizados para verificar se a taxa de desemprego relativa de cada região i que apresentou histerese é estacionária ou raiz unitária.

3 Resultados

3.1 Dados

Os dados utilizados no estudo são fornecidos pela Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e referem-se às taxas mensais de desemprego aberto dessazonalizadas para as seis principais regiões metropolitanas brasileiras – Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo – assim como

para o Brasil.¹² Em razão da mudança na metodologia de cálculo dessa variável, dois subperíodos são analisados.¹³ O primeiro corresponde ao período de junho de 1980 a dezembro de 2002, enquanto que o segundo subperíodo inclui as observações de janeiro de 2003 a março de 2013.¹⁴

Tabela 1
Estatísticas descritivas para a taxa de desemprego

Região	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Período: 1980:6-2002:12					
Brasil	5,665	5,598	8,883	2,845	1,435
Belo Horizonte	5,745	5,085	9,681	2,732	1,842
Porto Alegre	5,200	5,258	8,089	2,114	1,389
Recife	6,965	7,055	9,639	3,673	1,525
Rio de Janeiro	4,689	4,192	10,541	2,410	1,567
Salvador	6,868	6,804	11,518	3,572	1,819
São Paulo	5,957	5,958	9,287	2,490	1,604
N.º de observações	271	271	271	271	271
Período: 2003:1-2013:3					
Brasil	8,626	8,416	12,992	5,262	2,233
Belo Horizonte	7,324	6,882	12,217	3,991	2,259
Porto Alegre	6,467	6,351	10,293	3,383	1,888
Recife	10,56	10,35	16,376	5,192	3,048
Rio de Janeiro	6,906	6,925	10,194	4,257	1,521
Salvador	12,48	12,48	17,688	6,276	3,072
São Paulo	9,350	9,377	15,444	5,595	2,604
N.º de observações	123	123	123	123	123

Fonte: Elaboração dos autores

A Tabela 1 traz as estatísticas descritivas para a taxa de desemprego nos dois subperíodos analisados.¹⁵ Para o período 1980:6-2002:12, verifica-se que Recife apresentou a maior média da taxa de desemprego, seguida por Salvador e São Paulo. Por outro lado, a menor taxa média de desemprego foi observada no Rio de Janeiro. Das seis regiões analisadas, quatro apresentaram uma taxa média de desemprego acima da média nacional (Belo Horizonte, Recife, Salvador e São Paulo). Vale ressaltar ainda que a taxa de desemprego mostrou-se mais volátil na região metropolitana de Belo Horizonte e menos volátil em Porto Alegre. Para o período 2003:1-2013:3, Recife e Salvador continuaram exibindo as maiores taxas médias de desemprego no país. Esse problema é agravado pelo fato

¹² A taxa de desemprego agregada para o Brasil é igual a uma média das taxas das regiões metropolitanas, ponderadas por um coeficiente que exprime a relação das Populações Economicamente Ativas (PEA) dessas regiões.

¹³ A série foi recortada em dois subperíodos devido à mudança na metodologia do cálculo da taxa de desemprego que, a partir de dezembro de 2002, passou a considerar indivíduos com 10 ou mais anos de idade. Isso difere da metodologia anterior que considerava apenas os indivíduos com 14 ou mais anos de idade dentro da população desocupada (IBGE, 2002).

¹⁴ Foi adotado um procedimento de interpolação linear para as taxas de desemprego dos meses de junho e julho de 2002 devido à inexistência de dados disponíveis para essas duas observações.

¹⁵ A evolução das taxas de desemprego para o Brasil e regiões são apresentadas na Fig. 1 em anexo.

de que, nessas cidades, as taxas de desemprego também apresentaram os maiores desvios padrão dentre as regiões analisadas.

3.2 Quebras estruturais e testes de raiz unitária

Para confrontar a hipótese de histerese contra a hipótese da taxa natural, inicialmente realizam-se os testes de raiz unitária ADF e Phillips-Perron. Como indicado por Ng e Perron (2001), a escolha do número de defasagens (k) para o teste ADF foi baseada no critério de informação Akaike Modificado (MAIC) considerando um número máximo de defasagens igual a 15 para a primeira amostra (1980:6-2012:12), e igual a 13 para a segunda amostra (2003:1-2013:3).

Os resultados dos testes ADF e Phillips-Perron são mostrados na Tabela 2. Considerando para um nível de significância de 10%, o teste ADF indica que a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada para o Brasil e demais regiões metropolitanas, com exceção de Salvador no primeiro subperíodo, e Belo Horizonte e Rio de Janeiro no segundo subperíodo. Por sua vez, o teste de Phillips-Perron mostra que a hipótese de raiz unitária é rejeitada apenas para a região metropolitana de Recife no período 1980:6-2002:12. Já no período de 2003:1-2013:3, os resultados desse teste indicam que a taxa de desemprego é estacionária em todas as regiões, exclusive São Paulo.

Tabela 2
Testes de raiz unitária: ADF e Phillip-Perron

Região	1980:6-2002:12			2003:1-2013:3		
	k	ADF	Phillips-Perron	k	ADF	Phillips-Perron
Brasil	14	-2,341 (0,409)	-1,885 (0,659)	0	-2,926 (0,158)	-3,346* (0,063)
Belo Horizonte	3	-1,457 (0,841)	-1,681 (0,756)	2	-3,893* (0,015)	-5,304*** (0,000)
Porto Alegre	1	-2,109 (0,537)	-2,426 (0,364)	3	-2,738 (0,223)	-4,683*** (0,001)
Recife	2	-2,190 (0,492)	-3,170* (0,092)	1	-2,944 (0,152)	-3,588** (0,034)
Rio de Janeiro	12	-2,460 (0,347)	-2,261 (0,453)	2	-4,052*** (0,000)	-5,480*** (0,000)
Salvador	13	-3,144* (0,098)	-2,966 (0,143)	6	-2,287 (0,4373)	-4,468*** (0,002)
São Paulo	5	-2,381 (-0,388)	-2,405 (0,376)	1	-2,230 (0,468)	-2,746 (0,220)

Nota: * Rejeitar H_0 a um nível de 10%; ** Rejeitar H_0 a um nível de 5%; *** Rejeitar H_0 a um nível de 1%. Os valores entre parênteses são os p-valores.

Como os testes ADF e Phillips-Perron são sensíveis à presença de quebras estruturais, utilizou-se o procedimento sequencial proposto por Kejriwal e Perron (2010) a fim de verificar se as séries analisadas podem ser caracterizadas por mudanças nos coeficientes da função tendência. Em razão do tamanho das amostras, considerou-se um número máximo de quebras igual a 3 para o primeiro período, e igual a 2 para o segundo período.¹⁶ Para os casos

¹⁶ Isso está em conformidade com as recomendações feitas por Kejriwal e Perron (2010) e Kejriwal e Lopez (2013)

em que o valor da estatística $ExpW(1|0)$ não seja significativa, testa-se a hipótese nula de uma quebra versus a hipótese alternativa de duas quebras na função tendência. Isso é feito porque os testes para uma única quebra podem sofrer de baixo poder em amostras finitas na presença de múltiplas quebras (Prodan, 2008).

A Tabela 3 traz os resultados dos testes para quebras estruturais na tendência da taxa de desemprego.¹⁷ Para o período 1980:6-2002:12, verifica-se que a região metropolitana de Porto Alegre apresenta evidências de duas quebras na função tendência, enquanto as demais regiões e o Brasil reportam três quebras nos parâmetros dessa função. Esses resultados são diferentes daqueles obtidos por Gomes e Silva (2009) porque a metodologia aplicada por esses autores permite no máximo duas quebras na tendência. No período 2003:1-2013:3, os testes indicam que, em geral, as séries estudadas exibem duas quebras no nível e inclinação da tendência. As exceções são as regiões metropolitanas de Porto Alegre (não há evidências de instabilidade) e de Recife (com uma quebra na tendência).

Tabela 3
Testes para quebras estruturais na função tendência da taxa de desemprego

Região	ExpW			Nº Quebras	Data Quebras
	(1 0)	(2 1)	(3 2)		
Período: 1980:6-2002:12					
Brasil	7,278***	8,404***	12,80***	3	Ago 1985; Abr 1990; Jan 1998
Belo Horizonte	1,708	22,08***	4,731***	3	Out 1983; Fev 1987; Jan 1998
Porto Alegre	2,532*	3,027*	1,982	2	Out 1985; Fev 1998
Recife	5,919***	5,313***	18,58***	3	Nov 1985; Fev 1992; Jan 1998
Rio de Janeiro	0,904	3,830**	3,140**	3	Ago 1985; Abr 1990; Dez 1997
Salvador	4,324**	16,91***	6,314***	3	Dez 1983; Mai 1987; Jul 1999
São Paulo	5,460***	5,600**	6,743***	3	Jul 1985; Mai 1990; Jan 1998
Período: 2003:1-2013:3					
Brasil	0,662	36,69***	-	2	Jun 2004; Jan 2006
Belo Horizonte	3,570**	136,1***	-	2	Jun 2004; Jan 2006
Porto Alegre	0,910	2,297	-	0	-
Recife	3,219**	1,210	-	1	Ago 2005
Rio de Janeiro	2,413	10,91***	-	2	Jan 2005; Ago 2011
Salvador	3,754**	2,881*	-	2	Dez 2007; Out 2009
São Paulo	5,338***	8,399***	-	2	Abr 2006; Mar 2010

Nota: * Rejeitar H_0 a um nível de 10%; ** Rejeitar H_0 a um nível de 5%; *** Rejeitar H_0 a um nível de 1%.

De posse das informações sobre as quebras na função tendência, utiliza-se a classe de testes M de raiz unitária para testar a hipótese nula de não-estacionariedade das taxas de desemprego. Para a região metropolitana de Porto Alegre no período de 2003:1-2013:3, onde não há evidências de quebras, empregam-se os testes M apresentados por Ng e Perron (2001). Para o Brasil e demais regiões, a classe de testes M descritos na seção 2.2 é empregada. Nesse caso, o número de quebras estruturais consideradas foi determinado de acordo com os resultados da Tabela 3.

¹⁷ A visualização das datas das quebras e do comportamento da função tendência é apresentada na Fig. 1, em anexo.

Os resultados dos testes de raiz unitária são reportados na Tabela 4. Para o primeiro período (1980:6-2002:12), a hipótese nula de raiz unitária na taxa de desemprego do Brasil é rejeitada a um nível de significância de 5%. Isso indica que o desemprego no país apresentou um comportamento cíclico condizente com hipótese da taxa natural. Esse resultado difere do trabalho de Gomes e Silva (2009), que encontraram evidências favoráveis à hipótese de histerese para o mesmo período analisado. Essa diferença parece ser decorrente do limitado número de quebras (duas) considerado por esses autores.

Tabela 4
Testes de raiz unitária para a taxa de desemprego

Região	Quebras	MZ_a	MZ_t	MP_T
Período: 1980:6-2002:12				
Brasil	3	-36,79**	-4,288**	8,020**
Belo Horizonte	3	-13,62	-2,562	21,95
Porto Alegre	2	-15,49	-2,782	12,95
Recife	3	-12,33	-2,454	23,59
Rio de Janeiro	3	-31,65*	-3,943*	9,090*
Salvador	3	-11,06	-2,308	26,62
São Paulo	3	-24,26	-3,482	10,75
Período: 2003:1-2013:3				
Brasil	2	-1,498	-0,713	115,1
Belo Horizonte	2	-6,581	-1,765	32,09
Porto Alegre	0	-20,91**	-3,229**	4,380**
Recife	1	-17,82	-2,966	9,090
Rio de Janeiro	2	-34,21**	-4,133**	5,123**
Salvador	2	-28,00*	-3,710*	7,598*
São Paulo	2	-20,62	-3,159	11,88

Nota: * Rejeitar H_0 a um nível de 10%; ** Rejeitar H_0 a um nível de 5%; *** Rejeitar H_0 a um nível de 1%.

Para o subperíodo 2003:1-2013:3, os resultados dos testes indicam a presença de histerese na taxa de desemprego do país. Nesse período, um conjunto de medidas foram adotadas pelo governo, tais como o Programa Nacional de Estímulo ao Primeiro Emprego para Jovens (PNPE), implementado a partir de 2003, e a determinação de novas regras para recebimento do seguro desemprego, que ocorreu em meados de 2012.¹⁸ Essas medidas podem ter contribuído significativamente para as reduções persistentes na taxa de desemprego, o que ratifica o fenômeno da histerese do Brasil nesse período.

Em termos regionais, os testes de raiz unitária para o período 1980:6-2002:12 sugerem, em geral, a existência de histerese. A exceção é o Rio de Janeiro, onde a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada a 10%. Gomes e Silva (2009) argumentam que o comportamento observado para o Rio de Janeiro se deve a peculiaridades ocorridas ao longo do período, tais como o lento crescimento da população, a busca por qualificação e a criação de cargos no setor público. Por sua vez, quando se analisa o período de 2003:1-2013:3,

¹⁸ As novas regras fazem parte do Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (Pronatec), do Ministério do Trabalho e Emprego. A Lei 12.513 criou o Pronatec e também mudou a Lei nº 7.998, que rege o seguro-desemprego. A medida acrescenta artigos que associam o recebimento do benefício à exigência de o trabalhador requerente estar matriculado e frequentando um curso de qualificação de, no mínimo, 160 horas.

observa-se um conjunto de evidências favoráveis à hipótese da taxa natural do desemprego para as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, Porto Alegre e Salvador.

3.3 Convergência estocástica

Para examinar a convergência estocástica, foram utilizadas as regiões que apresentaram histerese em cada subamostra analisada. Mais uma vez, aplicou-se o teste de Perron e Yabu (2009) e a sua extensão para múltiplas quebras, proposta por Kejriwal e Perron (2010). Os testes foram aplicados para a taxa de desemprego relativa, definida na expressão (18).

Considerando um máximo de três quebras para o período 1980:6-2002:12 e de duas quebras para 2003:1-2013:3, a quantidade e as respectivas datas das quebras nas tendências das séries podem ser visualizadas na Tabela 5. Com exceção da taxa de desemprego relativa para Belo Horizonte na primeira subamostra, as demais regiões apresentaram evidências de quebras estruturais na função tendência.

Tabela 5
Testes para quebras estruturais na função tendência da taxa de desemprego relativa

Região	ExpW			Nº Quebras	Data Quebras
	(1 0)	(2 1)	(3 2)		
Período: 1980:6-2002:12					
Belo Horizonte	0,318	0,554	-	0	-
Porto Alegre	0,546	4,882***	15,13***	3	Out 1984; Jul 1989; Jul 1997
Recife	0,171	4,769***	5,059***	3	Mar 1984; Out 1992; Set 1996
Salvador	0,655	2,792*	7,582***	3	Jul 1986; Nov 1989; Jul 1996
São Paulo	0,080	27,21***	27,21***	3	Jun 1986; Out 1989; Set 1995
Período: 2003:1-2013:3					
Belo Horizonte	1,855	5,349***	-	2	Nov 2006; Jun 2008
Recife	2,377	10,88***	-	2	Jul 2007; Jan 2009
São Paulo	17,85***	6,680***	-	2	Jun 2004; Set 2011

Nota: * Rejeitar H_0 a um nível de 10%; ** Rejeitar H_0 a um nível de 5%; *** Rejeitar H_0 a um nível de 1%.

Em seguida, foram aplicados os testes Ng-Perron (2001) e as extensões de Carrion-i-Silvestre et al. (2009) tal como explicitado na subseção anterior, considerando o número de quebras detectado anteriormente. Os resultados presentes na Tabela 6 mostram que, para os subperíodos 1980:6-2002:12 e 2003:1-2013:3, a convergência estocástica é verificada para todas as regiões analisadas. Fatores como a rota histórica de migração Nordeste-Sudeste e o grande reservatório de mão de obra de Minas Gerais podem ter contribuído para uma interligação e homogeneização entre as regiões, tendo como reflexo um fluxo de mão de obra e a conseqüente convergência entre as taxas de desemprego das regiões.¹⁹

¹⁹ De acordo com o censo do IBGE (2000), observa-se um intenso processo migratório entre as regiões Nordeste e Sudeste, enfatizando que estas regiões estão mais interligadas do que alguma delas com a região Sul. Com relação a Minas Gerais, o censo do IBGE (2010) mostra que foi o Estado com maior volume de população natural que migrou para outra unidade da federação, mais de 3,5 milhões de pessoas.

Tabela 6
Testes de raiz unitária para a taxa de desemprego relativa

Região	Quebras	MZ_{α}	MZ_t	MP_T
Período: 1980 a 2002				
Belo Horizonte	0	-18,11**	-2,927**	5,543*
Porto Alegre	3	-125,1***	-7,886***	2,399***
Recife	3	-133,9***	-8,139***	2,234***
Salvador	3	-94,96***	-6,884***	3,017***
São Paulo	3	-90,55***	-6,728***	3,120***
Período: 2003:1-2013:3				
Belo Horizonte	2	-60,57***	-5,497***	4,078***
Recife	2	-60,93***	-5,520***	4,159***
São Paulo	2	-59,43***	-5,451***	4,071***

Nota: * Rejeitar H_0 a um nível de 10%; ** Rejeitar H_0 a um nível de 5%; *** Rejeitar H_0 a um nível de 1%.

4 Considerações finais

O presente trabalho procurou verificar se o comportamento dinâmico das taxas de desemprego do Brasil e de seis regiões metropolitanas é mais condizente com a hipótese na taxa natural ou com a hipótese de histerese. Além disso, buscou-se averiguar se há evidências de convergência estocástica da taxa de desemprego relativo das regiões que apresentaram o fenômeno da histerese. Inicialmente, foram utilizados os procedimentos propostos por Perron e Yabu (2009) e Kejriwal e Perron (2010) a fim de verificar a existência e o número de quebras estruturais no nível e inclinação da função tendência das séries analisadas. Em seguida, a estacionariedade da taxa de desemprego foi investigada através da aplicação da classe de testes M de raiz unitária apresentada por Carrion-i-Silvestre et al. (2009).

Em geral, os testes para quebras estruturais indicaram a existência de múltiplas quebras no nível e na tendência das taxas de desemprego do Brasil e regiões. As exceções foram as regiões metropolitanas de Recife (com uma quebra) e de Porto Alegre (sem quebra) no período 2003:1-2013:3. Quando analisou a taxa de desemprego relativa, a hipótese de estabilidade da função tendência só foi verificada para Belo Horizonte no período 1980:6-2002:12.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicaram importantes diferenças na dinâmica das taxas de desemprego regionais. Para o período 2000:6-2002:12, os testes rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária nas taxas de desemprego do Brasil e do Rio de Janeiro, mas não das demais regiões metropolitanas. Por sua vez, no período 2003:1-2013:3, os resultados foram favoráveis à hipótese da taxa natural em Porto Alegre, Rio de Janeiro e Salvador, e à hipótese de histerese em Belo Horizonte, Recife e São Paulo. As diferenças na persistência da taxa de desemprego entre as regiões brasileiras sugerem que os efeitos de políticas econômicas e choques no mercado de trabalho têm efeitos assimétricos sobre a atividade econômica dessas regiões.

Quando a possibilidade de convergência estocástica foi investigada, os resultados dos testes de raiz unitária foram favoráveis a esse fenômeno em todas as regiões analisadas e nos dois subperíodos considerados. Isso pode ser justificado pelo denso fluxo migratório, como também pela interligação cada vez maior entre as regiões, seja através de mercadorias ou pelo próprio mercado de trabalho.

Referências

AYALA, A.; CUÑADO, J.; GIL-ALANA, L. A. Unemployment Hysteresis: empirical evidence for Latina America. **Journal of Applied Economics**, v. 15, nov, p. 213-233, 2012.

BAKAS, D. e PAPAPETROU, E. Unemployment by Gender: Evidence from UE Countries. **International Atlantic Economic Society**, 2013.

BARRO, R. The natural rate theory reconsidered: The persistence of unemployment. **American Economic Review**, 78, mai, p. 32-37, 1988.

BLANCHARD, O. J.; SUMMERS, L. H. NBER Macroeconomics Annual 1986. [S.l.]: [s.n.], v. MIT Press,. Hysteresis And The European Unemployment Problem, p. 15-90, 1986.

CAMARETO, M.; CARRION-I-SILVESTRE, J. L.; TAMARIT, C. Unemployment hysteresis in transition countries: evidence using stationary panel test with breaks. **Review of Development Economics**, v. 12, p. 620-635, 2008.

CAMPBELL, J. Y.; e PERRON, P. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Shoulds Know About Unit Roots. **In: NBER Macroeconomics Annual**, v. 6, p. 141-220, National Bureau of Economic Research, 1991.

CARLINO, G.; MILLIS, L. Are U.S. regional economies converging? A time series analysis. **Journal of Monetary Economics**, 32, p. 335–346, 1993.

CARRION-I-SILVESTRE, J. L.; KIM, D.; PERRON, P. GLS-Based Unit Root Tests With Multiple Structural Breaks Under Both the null and the Alternative Hypotheses. **Econometric Theory**, v. 25, p. 1754–1792, 2009.

CROSS, R. B. Hysteresis and instability in the natural rate of unemployment. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 89, mar, p. 71-89, 1987.

ELMESKOV, J. e McFARLAN, M. Unemployment Persistence. **OECD Economic Studies**, v. 21, p. 59-87, 1993.

FIGUEIREDO, E. A. D. Dynamics of regional unemployment rates in Brazil: Fractional behavior, structural breaks, and Markov switching. **Economic Modelling**, v. 27, p. 900–908, 2010.

FORTEN, J. e GHOSHRAY, A. Dynamic persistence in the unemployment rate of OECD countries. **Economic Modelling**. v. 28, p. 948–954, 2011.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, mar, p. 1-17, 1968.

GOMES, F. A. R.; SILVA, C. G. Hysteresis vs. natural rate of unemployment in Brazil and Chile. **Applied Economics Letters**, v. 15, p. 53–56, 2008.

GOMES, F. A. R.; SILVA, C. G. Hysteresis versus NAIRU and convergence versus divergence: The behavior of regional unemployment rates in Brazil. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 49, p. 308-322, 2009.

GUIMARÃES, J. R. S. **Perfil do Trabalho Decente no Brasil: um olhar sobre as Unidades da Federação**. OIT - Organização Internacional do Trabalho. [S.l.], p. 376, 2012.

KEJRIWAL, M.; PERRON, P. A sequential procedure to determine the number of breaks in trend with an integrated or stationary noise component. **Journal of Times Series Analysis**, v. 31, p. 305–328, 2010.

KEJRIWAL, M.; LOPEZ, C. Unit Roots, Level Shifts, and Trend Breaks in Per Capita Output: A Robust Evaluation. **Econometric Reviews**, v. 32, p. 892-927, 2013.

LEE, C. e CHANG, C. Unemployment hysteresis in OECD countries: Centurial time series evidence with structural breaks. **Economic Modelling**, v. 25, p. 312-325, 2008.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, v. 85, nov, p. 1082-1089, 2003.

MITCHELL, W. F. Testing for unit roots and persistence in OECD unemployment rates. **Applied Economics**, v. 25, p. 1489-1501, 1993.

MEDNIK, M.; RODRIGUEZ, C. e RUPRAH, I. Hysteresis in unemployment: Evidence from Latin America. **Journal of International Development, forthcoming**, v. 24, may, p. 448-466, 2012.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, p. 1519–1554, 2001.

PAPELL, D. H.; MURRAY, C. J; e GHIBLAWI, H. The structure of unemployment. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, p. 309-315, 2000.

PERRON, P.; YABU, T. Testing for Shifts in Trend With an Integrated or Stationary Noise Component. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 27, p. 369-396, 2009.

PHELPS, E. S. Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. **Journal of Political Economy**, Chicago, 76, jul-ago, p. 678-711, 1968.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, p. 75, p. 335-346, 1988.

PRODAN, R. Potential Pitfalls in Determining Multiple Structural Changes with an Application to Purchasing Power Parity. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 26, p. 50-65, 2008.

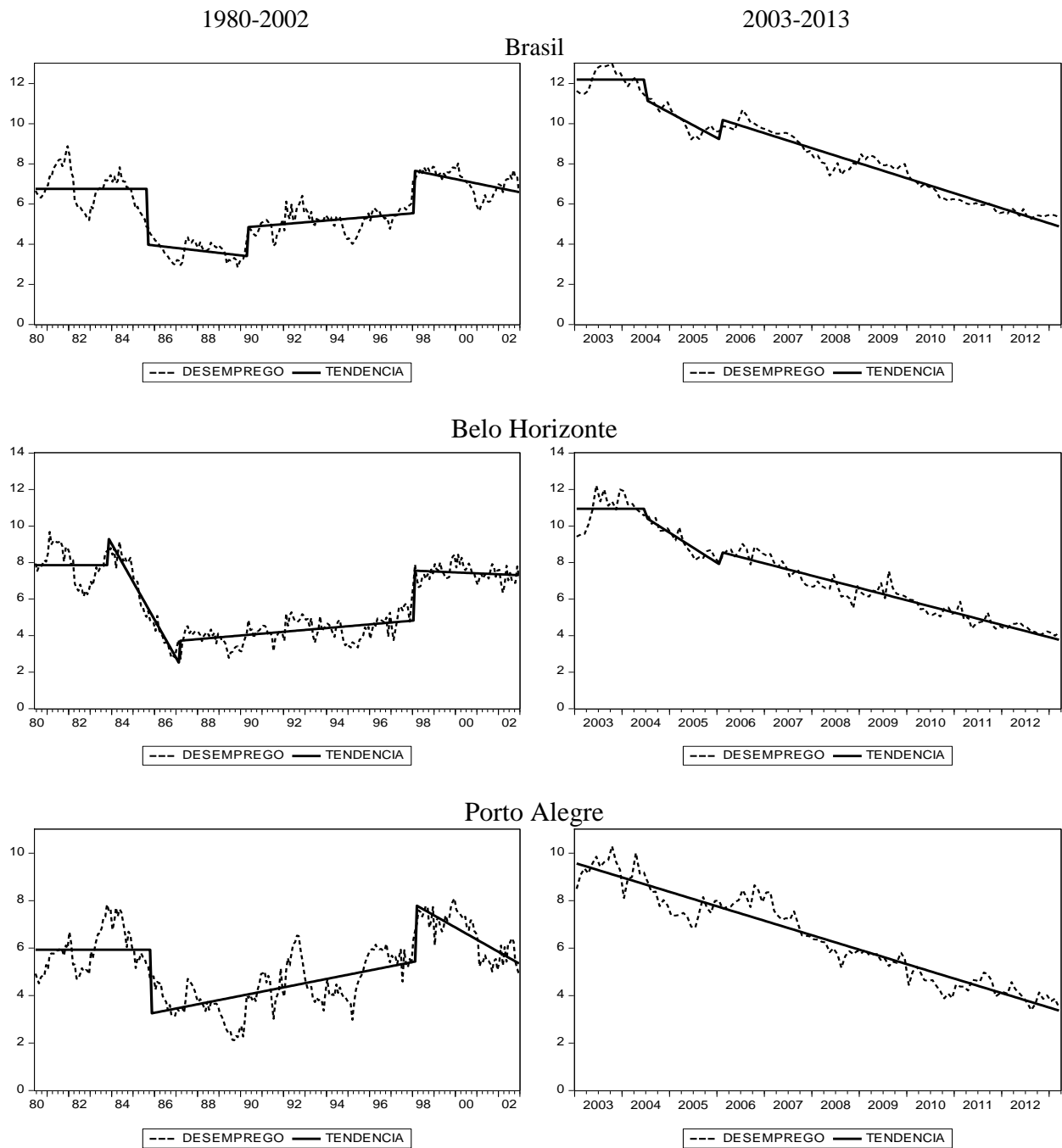
QUENEAU, H. e SEN, A. Evidence on the dynamics of unemployment by gender. **Applied Economics**, v. 40, p. 2099-2108, 2008.

QUENEAU, H. e SEN, A. On the persistence of the gender unemployment gap: evidence from eight OECD countries, **Applied Economics Letters**, v. 17, p. 141-145, 2010.

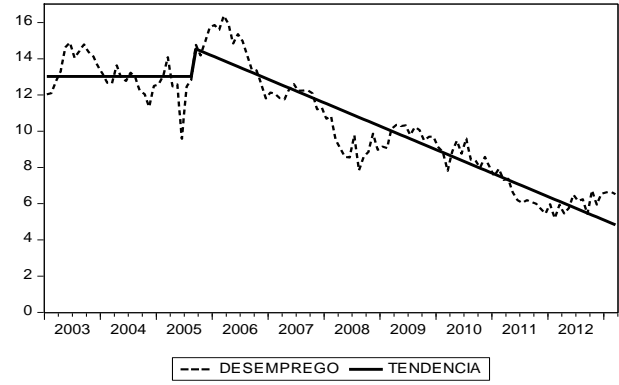
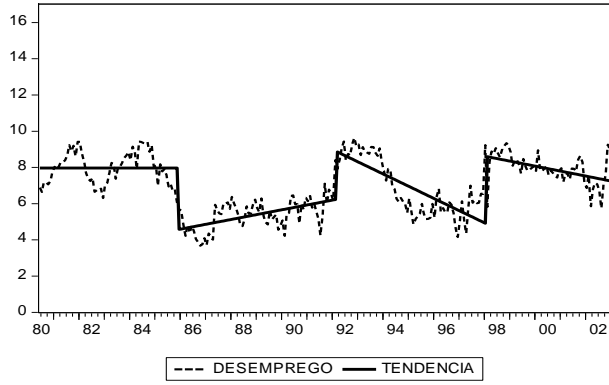
ROED, K. Hysteresis in unemployment. **Journal of Economic Surveys**, v. 11, p. 389-418, 1997.

Anexo

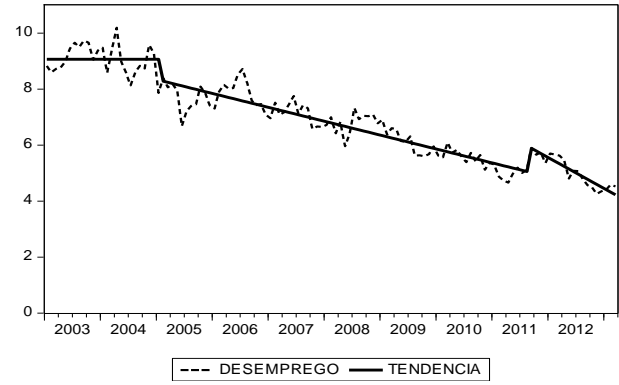
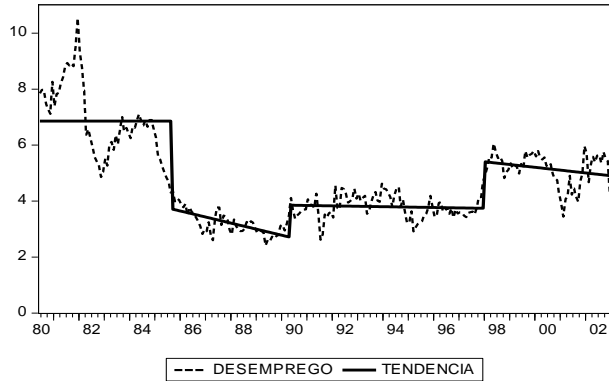
Figura 1 Evolução das taxas de desemprego no Brasil e regiões metropolitanas



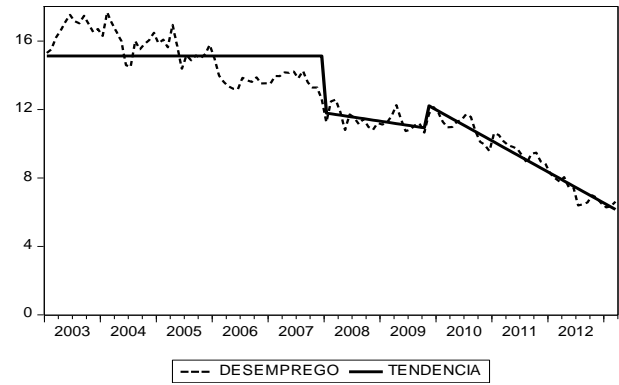
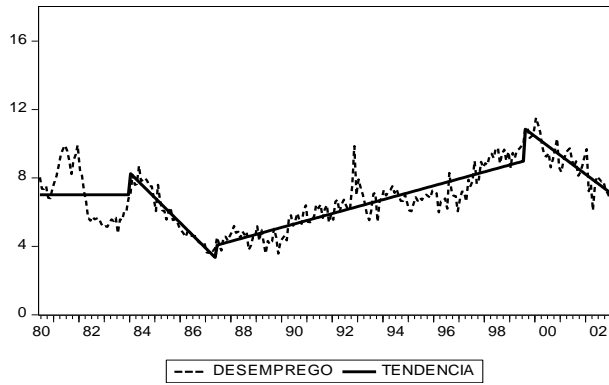
Recife



Rio de Janeiro



Salvador



São Paulo

