

CARACTERIZAÇÃO DAS FLUTUAÇÕES DAS SÉRIES MACROECONÔMICAS BRASILEIRAS: UM ESTUDO EMPÍRICO E METODOLÓGICO

Rodolfo Ferreira Ribeiro Costa^{*}
Cassio Nobrega Besarria^{**}

Resumo: O trabalho seminal desenvolvido por Nelson e Plosser (1982) apresentou como foco a não-estacionariedade das séries econômicas dos EUA. Este resultado proporcionou estudos que formalizaram fortes críticas sobre os mesmos. Perron (1989) alegou que os autores haviam sobreavaliado a frequência de choques permanentes, ao não permitir a possibilidade de mudança estrutural, passando a assumir esta mudança como sendo um fato conhecido *a priori*. Esta conclusão fez com que o trabalho de Perron fosse questionado. Zivot e Andrews (1992) desenvolveram um teste que possibilita a detecção de mudanças estruturais nas séries temporais, sendo que, o ponto de mudança estrutural não é conhecido *a priori*. O objetivo deste trabalho é realizar um estudo empírico metodológico acerca dos desdobramentos dos testes de estacionariedade das séries macroeconômicas, dando enfoque aos testes de Dickey-Fuller Aumentado, Perron (1997) e Zivot e Andrews (1992), a fim de identificar o processo que melhor caracterizaria as flutuações de algumas das principais séries macroeconômicas brasileiras. Além disto, busca-se verificar a importância de fenômenos reais e monetários sobre as flutuações do PIB brasileiro. Os dados utilizados foram coletados no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e são apresentados de forma trimestral. Os resultados apontaram uma forte evidência para caracterização das séries como processos da classe DS.

Palavras – chave: Estacionariedade. Flutuações. Quebra estrutural.

Classificação JEL: E32; C01

* Doutorando em economia pela UFC. Professor Assistente da UERN. E-mail: rodolfofrc@yahoo.com.br

** Doutorando em economia pelo PIMES/UFPE. Professor Adjunto da UFPE. E-mail: cassionobrega@yahoo.com.br

Abstract: The seminal work developed by Nelson and Plosser (1982) showed how to focus the non-stationarity of the series the U.S. economy. This result has formalized studies that strong criticism of them. Perron (1989) argued that the authors had assessed on the frequency of permanent shocks, by not allowing the possibility of structural change, to take this change as a fact known a priori. This conclusion led the work of Perron was questioned. Zivota and Andrews (1992) developed a test that enables the detection of structural changes in the time series, with the point of structural change is not known a priori. The objective of this study is to perform an empirical study on the methodological shortcomings of tests of stationarity of macroeconomic series, focusing on tests of Dickey-Fuller increased, Perron (1997) and Zivot & Andrews (1992) in order to identify the process that best describe fluctuations some of the main Brazilian macroeconomic series. Also, try to verify the importance of real and monetary phenomena on the fluctuations of the Brazilian GNP. The data were collected at the Institute of Applied Economic Research (IPEA) and is presented in a quarterly. The results showed strong evidence to characterize the process as a series of class DS.

Key-Words: Stationary. Fluctuations. Structural break.

JEL Code: E32; C01

I INTRODUÇÃO

Uma das tarefas mais comuns ao se trabalhar com séries temporais macroeconômicas é a decomposição da série. Normalmente, estas são decomposta em dois componentes, quais sejam, secular e cíclico. Como exemplo deste procedimento, evidencia-se na série do PIB, costumeiramente utilizada pelos macroeconomistas, que o componente secular desta série, como destacado pela teoria do crescimento neoclássico, é formado por fatores reais como o crescimento da população, acumulação de capital e mudanças tecnológicas. Enquanto que o componente cíclico assume uma natureza transitória através de fatores monetários, dando menos importância aos fatores reais. Assume-se que flutuações cíclicas

são dissipadas ao longo do tempo, enquanto que movimentos permanentes são atribuídos ao componente secular.

Esta suposição de lentas flutuações do componente secular relativamente ao componente cíclico tem proporcionado uma justificativa para o estudo de séries temporais *detrending* através de regressões de uma variável dependente contra o tempo. Os resultados de tal regressão são então interpretados como sendo o componente cíclico explicado pela teoria dos ciclos econômicos. Alguns autores como Lucas (1973), Barro (1976), Sargent (1978), Taylor (1979) e Hall (1980), implicitamente ou explicitamente, escreveram que havia uma relação entre os resíduos de um modelo de tendência linear ou quadrática, fato que era de grande relevância para a análise dos ciclos econômicos.

Apesar de o movimento secular permitir a sua representação através de uma tendência determinística, esta não é a regra. Um processo estocástico integrado descrito por um passeio aleatório exibe um movimento secular, mas este não apresenta um comportamento determinístico. Assim, se o movimento secular de séries macroeconômicas apresenta uma natureza mais estocástica do que determinística, as regressões que são realizadas regredindo o resíduo contra o tempo podem ocorrer em erros de especificação do modelo, e, portanto, gerar resultados enganosos.

O trabalho seminal desenvolvido por Nelson e Plosser (1982) apresentou como foco a não-estacionariedade das séries temporais econômicas. Segundo os autores, a não-estacionariedade das séries implica que as mesmas tenham tendência móvel, não seguindo um valor médio de longo prazo, e podendo afastar-se do seu estado inicial frente a choques de curto prazo.

Críticas a este trabalho foram inicialmente desenvolvidas por Perron (1989), que alegou que os autores haviam sobreavaliado a frequência de choques permanentes, ao não

permitir a possibilidade de mudança estrutural. Perron (1989) mostrou que as séries econômicas utilizadas nos estudos de Nelson e Plosser (1982) não eram coerentes com a hipótese de não estacionariedade caso houvesse uma mudança de nível.

A conclusão do artigo *The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis*, desenvolvido por Perron (1989), é que no período de 1909 a 1970, existe apenas um choque permanente sobre o PIB e o resto da variação da produção é transitório em torno de uma tendência temporal. Neste artigo, admite-se a falha do teste de Dickey-Fuller Aumentado, por não apresentar considerações sobre a possibilidade de que uma quebra estrutural na série poderia viesar os resultados do teste de raiz unitária, e assim, cometer-se um erro do tipo I.

Perron (1989) assumiu que o momento de uma quebra estrutural presente em uma série seria conhecido *a priori*. Esta afirmação proporcionou uma forte crítica formulada por Zivot e Andrews (1992), que desenvolveram um teste que possibilita a detecção de mudanças estruturais nas séries temporais, sendo que, o ponto de mudança estrutural não é conhecido *a priori*. Seus resultados apresentaram que momentos de quebra poderiam ser dados pela própria base de dados e que normalmente seriam diferentes daqueles encontrados por Perron (1989).

Este artigo tem como objetivo realizar um estudo empírico-metodológico acerca dos desdobramentos dos testes de estacionariedade das séries macroeconômicas, dando enfoque aos testes de Dickey-Fuller Aumentado, Perron (1997) e Zivot (1992), de forma a identificar o processo que melhor caracterizaria as flutuações de algumas das principais séries macroeconômicas brasileiras.

Além desta seção introdutória, o artigo contém mais quatro seções. A seguinte apresenta a metodologia adotada para caracterização das flutuações das séries macroeconômicas

brasileiras; a terceira destaca o resultados obtidos; a quinta identifica o impacto dos fatores reais e monetários sobre as flutuações do PIB nominal; por fim, a ultima trata das conclusões.

II METODOLOGIA

Seguindo Nelson e Plosser (1982), consideraremos duas classes de processos não estacionários. O primeiro destes processos pode ser expresso como uma função determinística do tempo, chamado de tendência, sendo um processo estocástico estacionário com média zero. Denominar-se-á o mesmo como processo de tendência estacionária (TS). A tendência de séries temporais econômicas exibe variações que elevam sua média e dispersão em proporção a seu nível absoluto, que motiva a transformação da série em logaritmo natural e supõe-se que os dados transformados apresentem uma tendência linear. Assume-se, também, que os desvios da tendência têm uma representação num processo ARMA que atende as condições de estacionaridade e invertibilidade. Denotando os logaritmos naturais de uma série por z_t e os desvio da tendência por c_t , os processos TS assumem a seguinte forma:

$$z_t = \alpha + \beta t + c_t$$

$$\Phi(L)c_t = \theta(L)u_t; u_t \sim \text{i.i.d. } (0, \sigma_u^2) \quad (1)$$

onde α e β são parâmetros fixos, L é o operador de defasagens, $\Phi(L)$ e $\theta(L)$ são polinômios em L que satisfazem as condições de estacionaridade e invertibilidade. O determinismo fundamental do processo é capturado nas propriedades das previsões de longo prazo e na incerteza de tais previsões. Enquanto a autocorrelação em c_t pode ser explorada em previsões de curto prazo, somente informações futuras sobre a

média de z ($\alpha + \beta t$) são claras no longo prazo. Além disso, o erro da previsão de longo prazo deve ser igual a c , que possui uma variância finita.

A segunda classe de processo não estacionários considerados são aqueles cuja primeira diferença ou diferenças de ordem superior formam um processo ARMA que é estacionário e invertível (DS). A contrapartida de um processo TS linear é o processo DS de primeira ordem em logaritmo natural escrito como:

$$(1 - L)z_t = \beta + d_t$$

$$(L)c_t = \lambda(L)u_t; u_t \sim \text{i.i.d. } (0, \sigma_u^2) \quad (2)$$

onde $(1 - L)$ é o operador de diferença e $\delta(L) = \lambda(L)$ que satisfazem as condições de estacionaridade e invertibilidade. O mais simples membro da classe é o passeio aleatório, para o qual mudanças são serialmente não correlacionadas, isto é, $d_t = u_t$.

Para verificar a diferença entre os processos TS e DS é útil expressar z_t como o valor referente a algum ponto do passado, período inicial ($t = 0$):

$$z_t = z_0 + \beta t + \sum_{j=1}^t d_j \quad (3)$$

As equações (3) e (1) indicam que os dois tipos de processos podem ser escritos por uma função linear do tempo mais uma expressão para os desvios. O intercepto em (1) é um valor fixado, enquanto que em (3) ele é uma função de eventos históricos. Além disso, os desvios da tendência em (1) são estacionários, enquanto que em (3) eles são acumulações de mudanças estacionárias. As acumulações em (3) não são estacionárias, mas sua variância aumenta com o aumento de períodos t . Não é difícil ver que previsões de longo prazo por

processos DS sempre serão influenciadas por eventos históricos e que a variância do erro da previsão tende a crescer.

A natureza dos processos DS é puramente estocástica, enquanto a natureza dos processos TS é determinística. Quando se assume que a classe posterior é apropriada, estar-se-á relaxando a incerteza, implicitamente e, também, restringindo a relevância do passado para explicação do futuro. Testes empíricos poderiam ser sensíveis a esta distinção.

Outra forma para demonstrar a diferença fundamental entre os processos TS e DS é dada em termos das raízes dos polinômios AR e MA. Se diferenciarmos uma vez, o modelo TS linear resultante será dado por:

$$\Phi(L)[(1 - L)z_t] = \beta\Phi(L = 1) + (1 - L)\theta(L)u_t \quad (4)$$

onde $\Phi(L = 1)$ é a constante obtida assumindo o polinômio $\Phi(L)$ com $L = 1$. A equação (4) indica que a parte MA do processo ARMA para a primeira diferença da série em logaritmo natural apresentará uma raiz unitária. A presença de uma raiz unitária implica que o processo não atende a condição de invertibilidade, ou seja, não se tem uma representação autoregressiva convergente. Enquanto que a primeira diferença de um processo DS é estacionária e invertível.

Correspondentemente, quando escrevemos o processo DS com a variável em nível, de (2) obtemos:

$$\delta(L)[(1 - L)z_t] = \beta\delta(L = 1) + (1 - L)\lambda(L)u_t \quad (5)$$

que contém uma raiz unitária no polinômio AR. Se a série é gerada por um membro da subclasse de um processo TS linear, falhar-se-á em rejeitar a hipótese da existência de uma raiz unitária na parte MA do modelo ARMA para série em primeira diferença. Caso contrário, se a série é gerada por um membro da subclasse de um processo DS de primeira ordem, falhar-se-á em

rejeitar a hipótese da existência de uma raiz unitária na parte AR do modelo ARMA para série em nível.

Informalmente, a teoria assintótica padrão desenvolvida para modelo ARMA, estacionário e invertível, não é válida para testar a hipótese de raiz unitária. Para se ter alguma ideia do problema, considere uma versão mais simples de (5), onde a hipótese nula é que z_t segue um passeio aleatório,

$$z_t = \rho z_{t-1} + \mu + u_t$$

tal que $\rho = 1$ é a hipótese que se deseja testar. A expressão padrão para a variância, em grandes amostras, do estimador de mínimos quadrados de $\hat{\rho}$ é $[(1 - \rho^2)/T]$ que seria igual a zero sobre a hipótese nula. A verdadeira variância não é igual a zero, o problema é que a teoria assintótica convencional seria inapropriada neste caso. Para resolver este problema, Dickey e Fuller (1979) desenvolveram uma distribuição para $\hat{\rho}$ a estatística t para MQO, que será denotada por τ sobre a hipótese nula de que $\rho = 1$, e tabularam esta distribuição. Eles demonstraram que se $\mu = 0$, então a distribuição de $\hat{\rho}$ é viesada para zero e possui uma assimetria pra esquerda, isto é, para estacionaridade.

Em adição, os autores proporcionaram um conjunto de resultados que permitem o teste das hipóteses DS contra as hipóteses TS, contanto que se esteja disposto a assumir que somente a parte autoregressiva é requerida para se obter uma representação satisfatória. A estratégia é embutir ambas as hipóteses num mesmo modelo. O mais simples exemplo é um processo TS com os desvios de AR de primeira ordem e um passeio aleatório (processo DS) que são um caso especial de

$$z_t = \alpha + \beta t + \zeta/(1 - \Phi L)$$

ou, equivalentemente, multiplicando tudo por $(1 - \Phi L)$, tem-se

$$z_t = z_{t-1} + [\alpha(1 - \Phi) + \Phi\beta] + \beta(1 - \Phi)t + u_t \quad (6)$$

Se a hipótese TS é correta $|\Phi| < 1$. Se a hipótese DS é correta, então $\Phi = 1$ e reduz (6) a:

$$z_t = z_{t-1} + \beta t + u_t$$

Isto levaria a seguinte regressão:

$$z_t = \mu + \rho z_{t-1} + \gamma t + u_t \quad (7)$$

e, assim, testar a hipótese nula de que $\rho = 1$ e $\gamma = 0$, que equivale a testar $\Phi = 1$ em (6). Sobre esta hipótese nula, as razões t não seguem uma distribuição t , mas Dickey e Fuller (1979) proporcionaram a tabulação de uma distribuição para ρ , criando uma estatística de teste denotada por τ , para testar a hipótese nula de que $\rho = 1$. Eles apresentaram que as distribuições de $\hat{\rho}$ e $\tau(\hat{\rho})$ não são afetadas se μ é igual a zero ou não, mas $\tau(\hat{\rho})$ seria normal se $\gamma = 0$.

Os resultados de Fuller (1976) permitem usar $\hat{\rho}$ e $\tau(\hat{\rho})$ em casos de ordem superior. Em geral, se deseja distinguir entre um processo TS com um componente AR de ordem k e um processo DS com uma representação AR de ordem $(k - 1)$. Em nível, pode se escrever o modelo DS como um AR de ordem k com uma raiz no círculo unitário. As alternativas estão presentes no modelo:

$$z_t = \mu + \Phi_1 z_{t-1} + \dots + \Phi_k z_{t-k} + \gamma t + u_t \quad (8)$$

onde $\sum \Phi_i = 1$ e $\gamma = 0$, caso a hipótese DS seja verdadeira. O termo em z 's defasagens pode ser rearrumado da seguinte forma:

$$z_t = \left(\sum_{i=1}^k \Phi_i \right) z_{t-1} + \left(- \sum_{i=2}^k \Phi_i \right) (z_{t-1} - z_{t-2}) + \dots + (-\Phi_k) (z_{t-k+1} - z_{t-k}) + \mu + \gamma t + u_t \quad (9)$$

Fuller (1976) apresentou que se o coeficiente de z_{t-1} é igual a 1 em (9), como ele seria sobre as hipóteses DS, então o estimador de mínimos quadrados deste coeficiente segue a mesma distribuição $\hat{\rho}$ no modelo (7) para grandes amostras.

Nota-se que no procedimento Dickey – Fuller (1979), a hipótese nula é a especificação DS, enquanto a hipótese alternativa é a especificação TS. Como usual, a aceitação da hipótese nula não refuta a hipótese alternativa. Ela é importante para verificação do poder do teste.

2.1 Teste de raiz unitária

Quando se deseja verificar se uma série é estacionária, procede-se, normalmente, com uma bateria de testes que vão da análise gráfica, passam pela avaliação da função de autocorrelação e finaliza-se com os testes de raiz unitária. Meio a todos estes testes, a literatura destaca a robustez do teste de raiz unitária para a identificação ou não da estacionaridade de uma série.

Através do teste de raiz unitária obteve-se uma ferramenta robusta para a avaliação de séries temporais no que diz respeito à estacionaridade. A seguir apresenta-se a formalização dos principais testes de raiz unitária, que serão responsáveis por indicar o processo que melhor caracteriza as séries macroeconômicas brasileiras.

2.1.1 Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado

A raiz unitária foi inicialmente investigada por Dickey-Fuller, seguindo o procedimento sugerido por Enders (1995). O teste de Dickey-Fuller tem o intuito de verificar a presença de raiz unitária na série. O primeiro teste proposto por Dickey e Fuller (1979, 1981) foi:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t$$

A hipótese nula ($H_0: \phi = 1$) representa que a série é não estacionária, apresentando uma tendência estocástica ou probabilística. A hipótese alternativa ($H_a: \phi < 1$) representa série estacionária. Para o caso de série ser estacionária tem-se que essa apresenta uma tendência determinística.

Uma forma alternativa de representar o teste de Dickey-Fuller é reportar os testes nos coeficientes contra a hipótese nula de todos serem iguais a zero. Então, o teste poderia ser representado pela diferença dos termos.

$$\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

sendo que $\alpha \equiv \phi - 1$. Assim, $H_0: \phi = 1$ é equivalente a $H_0: \alpha = 0$. A distribuição do teste deixa de ser a distribuição t estatística.

Dickey e Fuller (1979) recalcularam o valor da estatística t . O valor dessa estatística se altera, conforme se define a equação de regressão e segundo o tamanho da amostra. Dickey e Fuller usaram as seguintes equações de estimação:

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau$$

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau_\mu$$

$$\Delta Y_t = \mu + \Phi t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau_\tau$$

Sob Ho: $\alpha = 0$.

Segundo Bueno (2008), o problema do teste anterior é que Dickey e Fuller consideraram o erro como um ruído branco. Mas, frequentemente, o erro é um processo estacionário qualquer. Esse problema pode causar distorções no poder do teste.

Admitindo um processo autoregressivo de ordem p , com raiz unitária:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} Y_{t-p+1} + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

A intuição de estimar o modelo com as variáveis autoregressivas é a de encontrar os desvios de Y_t em relação a sua média, para deslocar a distribuição de α em direção a zero, caso a hipótese nula seja verdadeira. O desenvolvimento desse teste apresenta o seguinte procedimento:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} Y_{t-p+1} + \phi_p Y_{t-p} + \phi_p Y_{t-p+1} - \phi_p Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) Y_{t-p+1} + \phi_p \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Analogamente,

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) Y_{t-p+2} - (\phi_{p-1} + \phi_p) Y_{t-p+2} + (\phi_{p-1} + \phi_p) Y_{t-p+1} - \phi_p \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-2} + \phi_{p-1} + \phi_p) Y_{t-p+2} - (\phi_{p-1} + \phi_p) \Delta Y_{t-p+2} - \phi_p \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Para p defasagens, tem-se:

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} = \beta T = \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo 1})$$

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo 2})$$

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo 3})$$

Com base em Holden e Perman (1994), se os dados são gerados de acordo com o Modelo 1, com $\alpha = 1$ e $\beta \neq 0$, então Y_t é integrado de ordem $[I(1)]$ e representa um passeio aleatório sobre uma tendência não-linear. Se os dados são gerados pelo Modelo 2, com $\alpha = 1$ e $\mu \neq 0$ então Y_t é integrado de ordem um e representa um passeio aleatório com intercepto. De acordo com o Modelo 3, com $\alpha = 1$, então se pode dizer que Y_t é integrado de ordem um e é um passeio aleatório sem intercepto.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado é viesado para a aceitação da hipótese nula de raiz unitária, quando ocorrem mudanças estruturais nas séries. Para verificar as mudanças estruturais empregam-se os testes de quebra estrutural de Perron.

2.1.2 Testes de Perron (1989;1997)

O debate acerca da presença de raiz unitária nas séries macroeconômicas foi intensificado a partir dos trabalhos seminiais de Nelson e Plosser (1982) e Perron (1989). Enquanto aqueles autores concluíram que a maioria das séries eram caracterizadas pela presença de raiz unitária, Perron (1989) questionaria tais resultados, argumentando que muitas séries eram estacionárias em torno de uma tendência quebrada,

assumindo que a data da quebra era conhecida *a priori*. Porém, trabalhos questionaram o fato de o momento da quebra ser conhecido *a priori*, ou seja, a seleção exógena do ponto da quebra pode viesar os resultados em favor da aceitação da hipótese da raiz unitária.

Christiano (1992) argumentou que a escolha da data da quebra está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento de seleção exógena da quebra. Embora Perron (1997) continue mantendo a suposição da exogeneidade da quebra como primeira aproximação para o problema da escolha da data, ele adota um procedimento que permite aos dados apontarem o momento mais provável da quebra, de acordo com a hipótese de que a escolha da quebra é perfeitamente correlacionada com os dados.

As regressões seguintes referem-se aos modelos discutidos por Perron (1997).

Todos os três modelos têm em comum a hipótese nula:

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$. As três hipóteses alternativas podem ser escritas como se segue:

$$H_I^A : Y_t = \alpha + \mu t + \psi(L)(\theta DU(T_B)_t + \varepsilon_t)$$

$$H_I^B : Y_t = \alpha + \mu t + \psi(L)(\gamma DT(T_B)_t + \varepsilon_t)$$

$$H_I^C : Y_t = \alpha + \mu t + \psi(L)(\theta DU(T_B)_t + \gamma DT(T_B)_t + \varepsilon_t)$$

A *dummy* de impulso $DT(T_b)_t$ considera a presença de quebra estrutural em série não-estacionária, sendo igual a 1 para $t = T_b + 1$ e zero para outros períodos, γ é o coeficiente da

dummy que mede mudanças de inclinação, e $\psi(1)\gamma$ é a alteração de longo prazo. Os testes correspondentes a s regressões são:

$$Y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\theta} DU\left(\tilde{T}_B\right) + \tilde{\beta}t + \tilde{\rho}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \tilde{c} \Delta Y_{t-i} + \tilde{\varepsilon}_t \quad \text{Modelo (A)}$$

$$Y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\gamma} DT\left(\tilde{T}_B\right)_t + \tilde{\beta}t + \tilde{\rho}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \tilde{c} \Delta Y_{t-i} + \tilde{\varepsilon}_t \quad \text{Modelo (B)}$$

$$Y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\theta} DU\left(\tilde{T}_B\right)_t + \tilde{\gamma} DT\left(\tilde{T}_B\right)_t + \tilde{\beta}t + \tilde{\rho}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \tilde{c} \Delta Y_{t-i} + \tilde{\varepsilon}_t \quad \text{Modelo (C)}$$

onde: μ = coeficiente de intercepto; θ = coeficiente da *dummy* de intercepto; β = coeficiente de tendência; d = coeficiente da *dummy* de impulso; γ = coeficiente da *dummy* que mede mudanças de inclinação; c = polinômio de médias móveis, cujo objetivo é retirar a correlação serial; $DU(T_B)_t$ = *dummy* de intercepto, sendo igual a 1 quando $t > T_b$ e zero para outros períodos; $DT(T_B)_t$ = *dummy* de inclinação, sendo igual a 1 quando $t > T_b$ e zero para outros períodos; $DT(T_B)_t$ = *dummy* que considera a presença de quebra estrutural em série não-estacionária, sendo igual a 1 para $t = T_b + 1$ e zero para outros períodos. Também chamada de *dummy* de impulso.

A hipótese nula de uma raiz unitária impõe as seguintes restrições sobre os verdadeiros parâmetros de cada modelo: Modelo (A), a hipótese quebra $\alpha_A = 1, \beta_A = 0, \theta_A = 0$; Modelo (B), a hipótese da ausência de quebra estrutural da série $\alpha_B = 1, \gamma_B = 0, \beta_B = 0$; e o Modelo (C), onde ambos os efeitos são permitidos $\alpha_C = 1, \gamma_C = 0, \beta_C = 0$.

Sob a hipótese alternativa de processo estacionário, onde é de se esperar:

$\alpha_A, \alpha_B, \alpha_C < 1; \beta_A, \beta_B, \beta_C \neq 0; \theta_A, \theta_C, \gamma_B, \gamma_C \neq 0$. Por último, sob a hipótese alternativa, d_A, d_C , e θ_B devem ser próximos de zero, enquanto sob a hipótese nula prevê-se que sejam significativamente diferentes de zero.

2.1.3 Teste de Zivot (1992)

Seguindo Zivot e Andrews (1992) e Banerjee et al. (1992) ao especificar como hipótese nula a não-estacionariedade da série:

$$H_0 : Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

e

$$Y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\theta} DU(\tilde{T}_B)_t + \sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{c}_i \Delta Y_{t-1} + \tilde{e}_t$$

Permitir $\lambda \equiv \frac{T_B}{T}$ a quebra da fração. Para todos os resultados que se seguem, é admitido que λ permanece constante enquanto $T \rightarrow \infty$.

Foram utilizadas quatro estatísticas diferentes para testar a hipótese nula de $\theta = 0$. Permitir que $\sup \text{Wald}_\theta$ e $\text{supt}_{|\theta|}$ onde é escolhido o teste para maximizar a estatística Wald, e o valor absoluto do t-estatístico, respectivamente.

Além disso, permitir supt_θ e inf_θ que os testes minimizem e maximizem as estatísticas de t , respectivamente. Este último deve ser usado caso tenha um conhecimento a priori do sinal de θ .

Seguindo Zivot e Andrews (1992), é possível caracterizar as distribuições assintóticas destas estatísticas em

termos de projeção residual. Deixar $DU^*(\lambda, r)$ da projeção residual da regressão partir do tempo contínuo:

$$DU(\lambda, r) = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 W(r) + DU^*(\lambda, r)$$

onde $DU^*(\lambda, r) = 1$ se $r > \lambda$ e 0 caso contrário, e $W(r)$ é um movimento Browniano normal. Isto é, $\tilde{\alpha}_0$ e $\tilde{\alpha}_1$ são:

$$\min \int_0^1 \left| DU(\lambda, r) - \tilde{\alpha}_0 - \tilde{\alpha}_1 W(r) \right|^2 dr$$

Estar-se-á a considerar quatro testes estatísticos de que $\theta = 0$, é útil para simplificar as notações. Admitir $g_1(x) = x^2$, $g_2(x) = |x|$, $g_3(x) = x$. Além disso, permitir $t_\theta(\lambda)$ denotar o teste t como uma função F para quebrar a fração λ . Por exemplo $g_1[t_\theta(\lambda)]$ corresponde ao teste que Wald $\theta = 0$. Depois, tem o seguinte teorema:

Teorema 3.1.A Permitir $\{Y_t\}$ ser gerados sob a hipótese nula (1) e permitir $\{u_t\}$ ser *iid*, média 0, com $0 < \sigma^2 < \infty$. Deixa $\hat{\lambda}$ de ser um subconjunto fechado de $(0, 1)$. Então,

$$\sup g_i[t_\theta(\lambda)] \rightarrow \sup g_i \left[\left(\int_0^1 DU^*(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DU^*(\lambda, r) dW(r) \right) \right]$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

Para $i=1, 2, 3$, e

$$\inf t_{\theta}(\lambda) \rightarrow \inf \left(\int_0^1 DU^*(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DU^*(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

como $T \rightarrow \infty$, onde denota fraca convergência na distribuição, no sentido de Billingsley (1968). A prova do Teorema prossegue ao longo das linhas de Zivot e Andrews (1992) e, portanto, é omitida. Também é levada em consideração a distribuição de t-estatístico quando a data da quebra é escolhida com o intuito de minimizar a hipótese de raiz unitária. Este procedimento é útil no caso em que a raiz unitária é calculada como em Zivot e Andrews (1992) e, em seguida, pretende realizar uma inferência sobre θ .

Segue-se a distribuição do teste de Wald $\theta = 0$, escolhendo a data da quebra para minimizar t_p . Essa estatística é denotada como $Wald_{\theta, \inf(\rho)}$.

Teorema 3.1.B Permitir $\{Y_t\}$ ser gerados sob a hipótese nula (1) e permitir $\{u_t\}$ ser iid, média 0, com $0 < \sigma^2 < \infty$. Deixa $\hat{\lambda}$ de ser um subconjunto fechado de $(0, 1)$. Então,

$$Wald_{\theta, \inf(\rho)}(\lambda) \rightarrow \left(\int_0^1 DU^*(\lambda^*, r)^2 dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 DU^*(\lambda^*, r) dW(r) \right)^2$$

onde

$$\lambda^* = \arg \min \left(\int_0^1 W^*(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 W^*(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

e o último termo é a raiz unitária estatística Perron and Vogelsang (1992). A estatística do teste de Wald de que a hipótese nula $\theta = 0$ e $\rho = 1$. Permitir $\sup Wald_{\theta, \rho}$ denotar o teste estatístico. Permitir $X_1(\lambda, r) = (DU(\lambda, r), W(r))$ e $X_2(r) = 1$. Então $X_1(\lambda, r)$ é a projeção residual contínua a partir do momento que minimiza regressão:

$$\min \int_0^1 \|X_1(\lambda, r) - \alpha_0 X_2(r)\|^2 dr$$

Posteriormente, tem o seguinte resultado:

Teorema 3.1.C Permitir $\{Y_t\}$ ser gerados sob a hipótese nula (1) e permitir $\{u_t\}$ ser *iid*, média 0, com $0 < \sigma^2 < \infty$. Deixa $\tilde{\lambda}$ de ser um subconjunto fechado de $(0, 1)$. Então,

$$\sup Wald_{\theta, \rho}(\lambda) \rightarrow \sup \left(\int_0^1 X_1^*(\lambda, r) dW(r) \right) \left(\int_0^1 X_1^*(\lambda, r) X_1^*(\lambda, r) dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 X_1^*(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \tilde{\lambda}$$

2.1.3.1 Análise da tendência dos dados

É preciso analisar a tendência dos dados. A regressão terá como hipótese nula:

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\theta} DU \left(\tilde{T}_B \right)_t + \tilde{b}t + \tilde{\rho} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{c} \Delta Y_{t-1} + \tilde{e}_t$$

$$Y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\gamma} DT\left(\tilde{T}_B\right)_t + \tilde{b}t + \tilde{\rho}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{c} \Delta Y_{t-1} + \tilde{e}_t$$

e

$$Y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\theta} DU\left(\tilde{T}_B\right)_t + \tilde{\gamma} DT\left(\tilde{T}_B\right)_t + \tilde{b}t + \tilde{\rho}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\tilde{K}} \tilde{c} \Delta Y_{t-1} + \tilde{e}_t$$

Permitir $DU^A(\lambda, r), DT^B(\lambda, r), DU^C(\lambda, r), DT^C(\lambda, r)$ que os resíduos resultantes das regressões seguintes sejam a projeção contínua tempo:

$$DU(\lambda, r) = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 r + \tilde{\alpha}_2 W(r) + DU^A(\lambda, r)$$

$$DT(\lambda, r) = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 r + \tilde{\alpha}_2 W(r) + DT^B(\lambda, r)$$

$$DU(\lambda, r) = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 r + \tilde{\alpha}_2 DT(\lambda, r) + \tilde{\alpha}_3 W(r) + DU^C(\lambda, r)$$

e

$$DT(\lambda, r) = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 r + \tilde{\alpha}_2 DU(\lambda, r) + \tilde{\alpha}_3 W(r) + DT^C(\lambda, r)$$

respectivamente; onde $DT(\lambda, r) = r - \lambda$ e $r > \lambda$ e 0 caso contrário. Permitindo $t_\theta^A(\lambda), t_\gamma^B(\lambda), t_\theta^C(\lambda)$ e $t_\gamma^C(\lambda)$ denotar 4 t-statísticas em causa, temos o seguinte resultado.

Teorema 3.1.A Permitir $\{Y_t\}$ ser gerados sob a hipótese nula (4) e permitir $\{u_t\}$ ser *iid*, média 0, com $0 < \sigma^2 < \infty$. Deixa λ de ser um subconjunto fechado de $(0, 1)$. Então,

$$\sup g_i [t_\theta^A(\lambda)] \rightarrow \sup g_i \left[\left(\int_0^1 DU^A(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DU^A(\lambda, r) dW(r) \right) \right]$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\inf t_\theta^A(\lambda) \rightarrow \inf \left(\int_0^1 DU^A(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DU^A(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\sup g_i [t_\gamma^B(\lambda)] \rightarrow \sup g_i \left[\left(\int_0^1 DT^B(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DT^B(\lambda, r) dW(r) \right) \right]$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\inf t_\gamma^B(\lambda) \rightarrow \inf \left(\int_0^1 DT^B(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DT^B(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\sup g_i [t_\theta^C(\lambda)] \rightarrow \sup g_i \left[\left(\int_0^1 DU^C(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DU^C(\lambda, r) dW(r) \right) \right]$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\inf t_\theta^C(\lambda) \rightarrow \inf \left(\int_0^1 DU^C(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DU^C(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\sup g_i [t_\gamma^C(\lambda)] \rightarrow \sup g_i \left[\left(\int_0^1 DT^C(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DT^C(\lambda, r) dW(r) \right) \right]$$

$$\lambda \in \tilde{\lambda}$$

e

$$\inf t_\gamma^C(\lambda) \rightarrow \inf \left(\int_0^1 DT^C(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 DT^C(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \tilde{\lambda}, \text{ para } i=1,2,3, \dots$$

O próximo teste de Wald considera a hipótese de que o conjunto não existe e não há mudança de nível no Modelo $C(\theta = \gamma = 0)$. Denotar essa estatística como $\sup \text{Wald}_{\theta, \gamma}^C$.

Permitir $D^C(\lambda, r)' = (DU(\lambda, r), DT(\lambda, r))$ e $X_2^C(r)' = (1, r, W(r))$. Então $D^{C*}(\lambda, r)$ é a projeção residual contínua a partir do momento que minimiza regressão:

$$\min \int_0^1 \|D^C(\lambda, r) - \alpha X_2^C(r)\|^2 dr$$

Depois, tem o seguinte resultado:

Teorema 3.1D Permitir $\{Y_t\}$ ser gerados sob a hipótese nula (4) e permitir $\{u_t\}$ ser *iid*, média 0, com $0 < \sigma^2 < \infty$. Deixa $\tilde{\lambda}$ de ser um subconjunto fechado de $(0,1)$. Então,

$$\sup \text{Wald}_{\theta, \gamma}^C(\lambda) \rightarrow \sup \left(\int_0^1 D^{C^*}(\lambda, r) dW(r) \right)' \left(\int_0^1 D^{C^*}(\lambda, r) D^{C^*}(\lambda, r)' dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 D^{C^*}(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

Teorema 3.1E Permitir $\{Y_t\}$ ser gerados sob a hipótese nula (4) e permitir $\{u_t\}$ ser *iid*, média 0, com $0 < \sigma^2 < \infty$. Deixa $\hat{\lambda}$ de ser um subconjunto fechado de $(0, 1)$. Então,

$$\text{Wald}_{\theta, \inf(\rho)}^A(\lambda) \rightarrow \left(\int_0^1 DU^A(\lambda^A, r)^2 dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 DU^A(\lambda^A, r) dW(r) \right)^2$$

$$\text{Wald}_{\gamma, \inf(\rho)}^B(\lambda) \rightarrow \left(\int_0^1 DT^B(\lambda^B, r)^2 dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 DT^B(\lambda^B, r) dW(r) \right)^2$$

e

$$\text{Wald}_{\theta, \inf(\rho)}^C(\lambda) \rightarrow \left(\int_0^1 D^{C^*}(\lambda^C, r)^2 dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 D^{C^*}(\lambda^C, r) dW(r) \right)^2$$

onde

$$\lambda^A = \arg \min \left(\int_0^1 W^A(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 W^A(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\lambda^B = \arg \min \left(\int_0^1 W^B(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 W^B(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\lambda^C = \arg \min \left(\int_0^1 W^C(\lambda, r)^2 dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 W^C(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \tilde{\lambda}$$

onde os três últimos termos são os testes de raiz unitária de Zivot-Andrews dos modelos A, B e C, respectivamente. Assim, pode-se concluir, decorrentes da limitação para distribuições $\sup \text{Wald}_{\theta, \rho}^A$, $\sup \text{Wald}_{\gamma, \rho}^B$ e $\sup \text{Wald}_{\theta, \gamma, \rho}^C$. Os testes apresentam hipótese nula de raiz unitária e nenhuma mudança estrutural. Permitir

$$X_1^A(\lambda, r)' = (DU(\lambda, r), W(r))$$

$$X_1^B(\lambda, r)' = (DT(\lambda, r), W(r)),$$

$$X_1^C(\lambda, r)' = (DU(\lambda, r)DT(\lambda, r), W(r)),$$

$$X_2^A(r)' = X_2^B(r)' = X_2^C(r)' = (1, r).$$

Admitir $X_1^{j*}(\lambda, r)$ a projeção residual a partir da regressão do tempo contínuo $X_1^j(\lambda, r)$ ligado $X_2^j(r)$ para $j=1,2,3$. Depois, tem o seguinte:

Teorema 3.1E Permitir $\{Y_t\}$ ser gerados sob a hipótese nula (4) e permitir $\{u_t\}$ ser *iid*, média 0, com $0 < \sigma^2 < \infty$. Deixa $\tilde{\lambda}$ de ser um subconjunto fechado de $(0, 1)$. Então,

$$\sup Wald_{\theta,\rho}^A(\lambda) \rightarrow \sup \left(\int_0^1 X_1^{A*}(\lambda, r) dW(r) \right) \left(\int_0^1 X_1^{A*}(\lambda, r) X_1^{A*}(\lambda, r) dr \right)^{-1}$$

$$\left(\int_0^1 X_1^{A*}(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

$$\sup Wald_{\gamma,\rho}^B(\lambda) \rightarrow \sup \left(\int_0^1 X_1^{B*}(\lambda, r) dW(r) \right) \left(\int_0^1 X_1^{B*}(\lambda, r) X_1^{B*}(\lambda, r) dr \right)^{-1}$$

$$\left(\int_0^1 X_1^{B*}(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

e

$$\sup Wald_{\theta,\gamma,\rho}^C(\lambda) \rightarrow \sup \left(\int_0^1 X_1^{C*}(\lambda, r) dW(r) \right) \left(\int_0^1 X_1^{C*}(\lambda, r) X_1^{C*}(\lambda, r) dr \right)^{-1}$$

$$\left(\int_0^1 X_1^{C*}(\lambda, r) dW(r) \right)$$

$$\lambda \in \hat{\lambda}$$

2.2 Séries macroeconômicas brasileiras

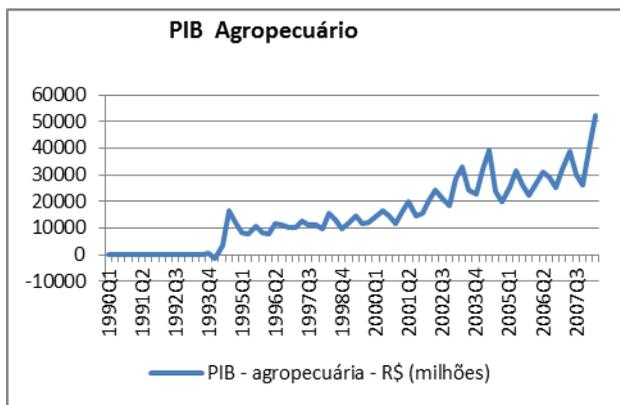
Os dados utilizados no trabalho foram coletados no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Foram coletados dados referentes a algumas das principais séries macroeconômicas brasileiras: PIB agrícola, PIB industrial, PIB nominal, PIB real, deflator do PIB, Salários nominal e real, M1, Velocidade de Circulação da Moeda, Selic, Ibovespa, IGPM, IPC, Índice de Desemprego. Os dados são apresentados

trimestralmente e correspondem ao período entre 1990 e 2008. As séries foram deflacionadas pelo IGPM e dessazonalizadas pelo método X-12 ARIMA.

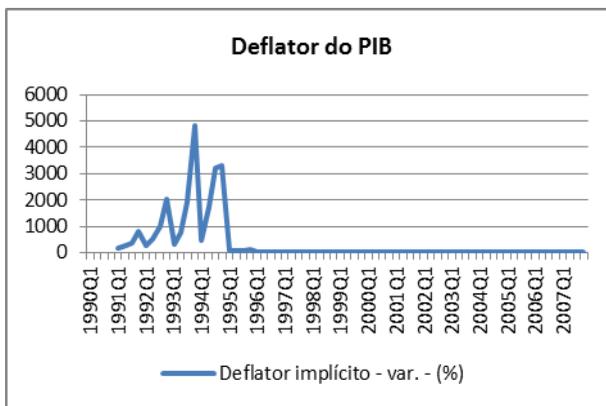
Para realização dos procedimentos estatísticos foi utilizado o software WinRats Pro 6.10 e EViews 5.1.

III RESULTADOS

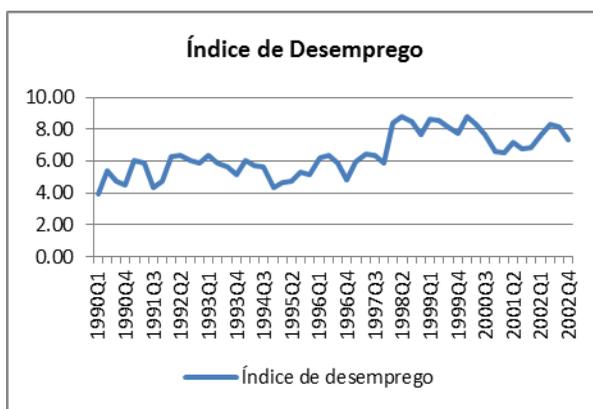
A seguir, as séries estudadas são apresentadas graficamente.



Fonte: Elaboração própria.



Fonte: Elaboração própria.

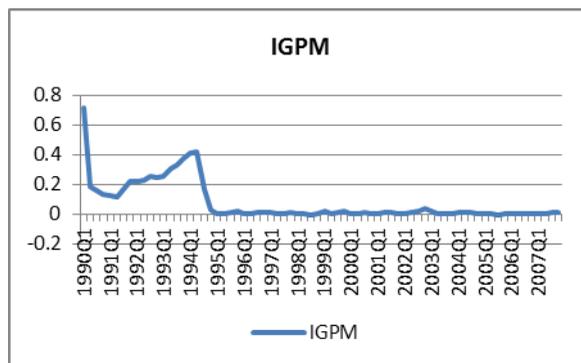


Fonte: Elaboração própria.

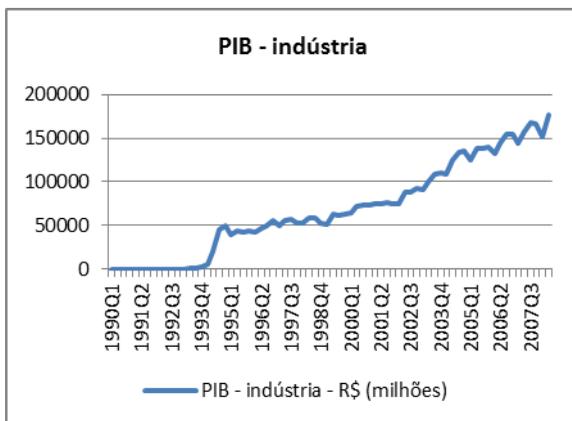


Fonte: Elaboração própria.

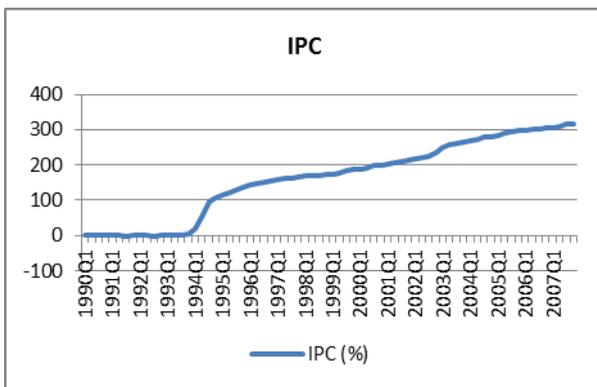
Na primeira seção de gráficos, é possível verificar o comportamento do PIB Agropecuário que visualmente apresentou uma mudança abrupta de comportamento em 1994, assim como o Deflator do PIB e o Índice Bovespa. O Índice de Desemprego apresentou uma mudança acentuada de comportamento a partir de 1997.



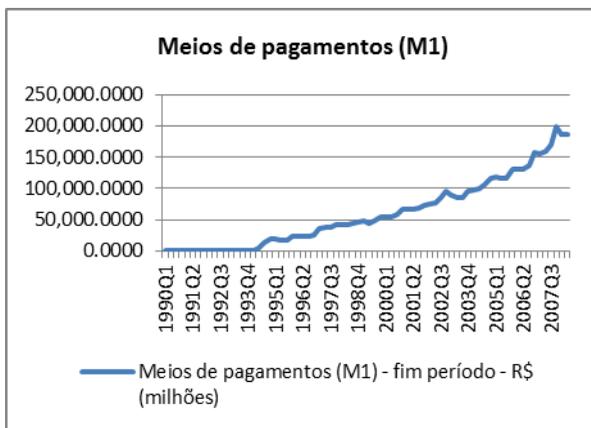
Fonte: Elaboração própria.



Fonte: Elaboração própria.

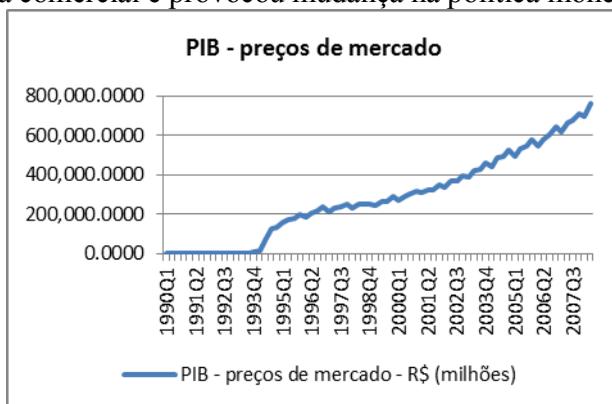


Fonte: Elaboração própria.

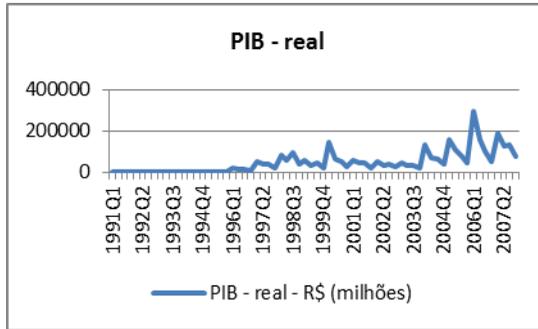


Fonte: Elaboração própria.

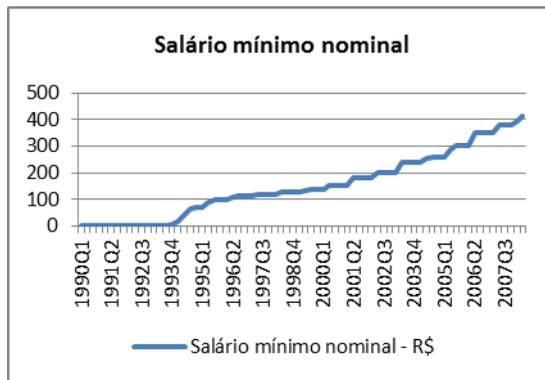
A partir dos gráficos acima é possível elucidar o fato de as séries IGPM, PIB Industrial, IPC e M1 apresentarem mudança de comportamento no ano de 1994. Uma das causas para mudança simultânea nessas séries pode ser representada pelo processo de implantação do Plano Real que aprofundou a abertura comercial e provocou mudança na política monetária.



Fonte: Elaboração própria.



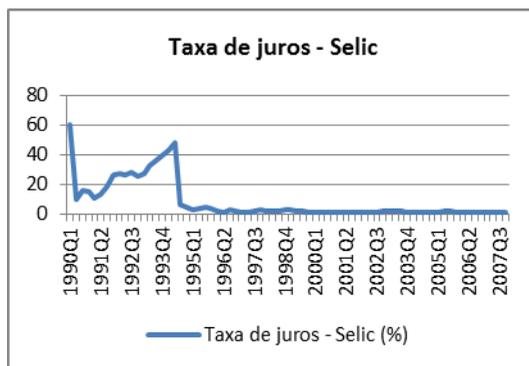
Fonte: Elaboração própria.



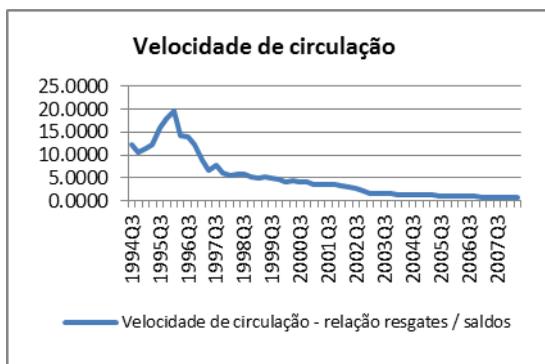
Fonte: Elaboração própria.



Fonte: elaboração própria.



Fonte: elaboração própria.



Fonte: Elaboração própria.

Por fim, assim como as séries enfatizadas anteriormente, as séries do PIB nominal e real, Selic e Velocidade da Moeda, apresentaram mudança de comportamento acentuado no ano de 1994. Com exceção dos Salários Nominal e Real que apresentaram um choque no ano de 2004.

Como a análise gráfica não é suficiente para concluir se a série é estacionária ou se há quebra estrutural, sendo utilizada

como uma ferramenta inicial para verificação do comportamento da série, há a necessidade da realização de testes mais robustos. O teste formal utilizado neste artigo para verificar a estacionariedade da série é o teste de Dickey-Fuller Ampliado.

De acordo com a Tabela 01, grande parte das séries macroeconômicas rejeita a hipótese nula de não estacionariedade pelo teste de Dickey-Fuller. No modelo sem intercepto e sem tendência todas as séries rejeitaram a hipótese de raiz unitária, com exceção do Índice de Desemprego, Velocidade de Circulação e IPC.

Tabela 1 – Teste de Dickey-Fuller aumentado para as séries macroeconômicas

INDICADORES	Modelo sem intercepto e sem tendência		Modelo com intercepto e sem tendência		Modelo com intercepto e com tendência	
	t	t-crítico	t	t-crítico	T	t-crítico
PIB	-7,979	-2,902	-2,655	-2,903	-3,775	-4,903
PIB agropecuário	-7,796	-2,902	-3,004	-3,525	-3,971	-4,903
PIB industrial	-7,782	-2,902	-2,554	-2,903	-3,678	-4,903
PIB real	-5,470	-2,902	-0,862	-2,907	-2,001	-3,480
Deflator do PIB	-7,135	-2,904	-3,963	-3,531	-4,226	-4,101
Índice de desemprego	-2,553	-2,918	-1,605	-2,920	-2,146	-3,501
Salário nominal	-9,526	-2,903	-3,295	-3,528	-3,626	-4,097
Salário real	-9,967	-2,902	-3,340	-3,525	-3,517	-4,093
M1	-7,191	-2,902	-2,229	-2,903	-3,420	-3,474
Velocidade de circulação	-1,196	-2,913	-1,544	-2,915	-2,261	-3,492
IPC	-0,460	-2,902	-0,828	-2,903	-2,019	-3,474
Selic	-4,596	-2,902	-1,913	-2,903	-2,612	-3,474
Ibovespa	-8,552	-2,902	-4,100	-2,903	-4,078	-4,182
IGPM	-5,657	-2,902	-2,273	-2,903	-2,941	-3,474

Fonte: Elaboração própria – Dados coletados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA.

O motivo pelo qual a maioria dos modelos sem intercepto e tendência rejeitar a hipótese de raiz unitária reside

no fato desses modelos apresentarem menos parâmetros para serem estimados. Isso mostra que a especificação usada para os modelos pode não ser a adequada.

Ao analisar os modelos com intercepto e sem tendência e os modelos com intercepto e com tendência, verifica-se que todas as séries são não estacionárias, com exceção do Deflator do PIB.

Dados os resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado, passa-se à realização dos testes de estacionariedade, levando em consideração a possibilidade de quebra estrutural nas séries.

A partir da análise gráfica percebe-se que o momento da quebra estrutural seria distinto para as séries analisadas. De acordo com Perron (1997), esse resultado é corroborado quando se adota o método de seleção do momento da quebra, em que os dados são correlacionados com a escolha do ponto da quebra.

As séries macroeconômicas (IPC), (Deflator do PIB, Selic e IGPM), (Índice de Desemprego), (M1), (Salário Real), (PIBs agrícola, industrial, nominal e real, Salário nominal), (Ibovespa) apresentaram quebra estrutural respectivamente em 1993, 1994, 1997, 2002, 2003, 2004, 2006. A primeira constatação que a metodologia de quebra estrutural permite realizar é que as possíveis datas de quebra variam entre as diversas séries macroeconômicas.

A Tabela 02 mostra que foi possível rejeitar a hipótese nula, com base na metodologia de Perron (1997), ou seja, as séries não representam um passeio aleatório sendo possível determinar que os choques sofridos pelas séries macroeconômicas produzem trajetórias determinísticas crescentes e decrescentes para as mesmas.

Tabela 2 - Teste de quebra estrutural nas séries macroeconômicas, segundo Perron (1997)

Indicadores	Quebra	$\hat{\alpha}$	$\hat{\tau}_\alpha$	$\hat{\beta}$	$\hat{\tau}_\beta$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\tau}_\gamma$	$\hat{\delta}$	$\hat{\tau}_\delta$	$\hat{\epsilon}$	$\hat{\tau}_\epsilon$	t-critico	
PIB	2004-03	4384505,1	0,18	699958734,8	0,14	882416,2	1,22	0,000	-1,85	-0,38	-3,29	-12,05	-5,59
PIB agropecuário	2004-03	386825,419	0,22	479366383,9	1,33	36736,10	0,72	-11881368,3	-1,55	-0,30	-2,58	-11,09	-5,59
PIB industrial	2004-03	991432,59	0,14	218181252,3	1,53	240089,0	1,19	-61022115,2	-2,00	-0,39	-3,45	-12,29	-5,59
PIB real	2004-03	-5605811,5	-1,0	496839264,5	2,44	422502,4	2,55	-74525827,2	-2,76	-0,27	-2,29	-10,64	-5,59
Deflator do PIB	1994-03	-81644,966	-2,91	84044,368	2,99	6684,973	3,34	163960,2	53,93	0,15	1,96	-11,55	-5,59
Índice de desemprego	1997-03	8,674	7,31	-0,38	-0,43	0,023	1,76	-2,215	-5,12	-0,66	-3,11	-7,83	-5,59
Salário nominal	2004-01	-181,438	-0,66	-7687,888	-0,28	255,254	2,84	-41145,146	-3,94	-0,29	-2,64	-11,77	-5,59
Salário real	2003-01	-182,727	-0,66	-7687,888	-0,28	255,254	2,84	-41145,146	-3,94	-0,29	-2,64	-11,77	-5,59
M1	2002-04	-	-4,6	0,000	-8,33	2727305	6,66	115215734,5	4,42	-5,94	-7,25	-8,47	-5,59
Velocidade de circulação	2001-03	3,64	5,23	-2,197	-5,27	-0,57	-3,8	0,356	3,00	0,39	4,86	-7,52	-5,59
IPC	1993-04	-3,474	-0,6	13,684	2,27	0,36369	0,79	-20,462	-4,31	0,67	16,9	-8,31	-5,59
Selic	1994-01	-17,549	-9,8	20,181	11,42	3,349	28,5	42,404	101,50	0,09	10,1	-103,7	-5,59
Ibovespa	2006-04	386,536	1,15	232026,144	3,49	-3,725	-0,4	-9140,78	-3,79	-0,09	-0,75	-9,53	-5,59
IGPM	1994-01	-0,07899	-1,7	0,08847	1,96	0,01993	6,75	0,25461	25,04	0,38	17,2	-28,72	-5,59

Fonte: Elaboração própria – Dados coletados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA.

A Tabela 02 permite classificar as trajetórias determinísticas nos seguintes grupos:

1. As séries PIBs agropecuário, industrial nominal, Índice de Desemprego, IPC e Ibovespa apresentaram coeficientes de tendência não significativos, o que significa que essas séries seguem trajetórias determinísticas sem tendência ao longo do período analisado. Em oposição, as séries M1, Velocidade de Circulação, Salários Nominal e Real, Selic e IGPM seguem trajetórias determinísticas com tendência.

2. As séries PIBs agropecuário, industrial nominal, salários real e nominal e índice de desemprego não apresentaram mudança de nível, uma vez que a *dummy* de intercepto não foi significativa. Já as séries PIB real, deflator do PIB, Velocidade de Circulação, IPC, Ibovespa, IGPM e Selic apresentaram mudança de intercepto no momento da quebra estrutural.

3. As séries PIBs industrial e real, deflator do PIB, índice de desemprego, salários real e nominal, M1, IPC, Ibovespa, Velocidade de Circulação, Selic e IGPM apresentaram *dummies* relacionadas à mudança de inclinação significativas. Isso significa que no momento da quebra estrutural houve mudança de inclinação nas séries. Enquanto que as séries PIB nominal e agropecuário não apresentaram mudança de inclinação no momento da quebra.

4. Quanto ao parâmetro associado ao processo auto-regressivo tem-se que todas as séries, com exceção do Ibovespa, apresentaram uma relação com o passado significativo.

Por fim, será analisada a metodologia adotada por Zivot e Andrews (1992) que possibilita a detecção de mudanças estruturais nas séries temporais. A maior vantagem deste teste é que o ponto de mudança estrutural não é conhecido *a priori*.

A partir deste modelo estima-se o momento em que ocorreram mudanças estruturais nas séries macroeconômicas. O procedimento realizado para detecção de quebra estrutural é descrito na Tabela 03.

Tabela 3 – Teste de detecção de quebra estrutural segundo Zivot-Andrews (1992)

Indicadores	Quebra	t_{CE}
PIB	2005-02	-6,658
PIB agropecuário	2005-03	-6,261
PIB industrial	2005-04	-7,124
PIB real	2004-05	-8,455
Deflator do PIB	1995-04	-4,641
Índice de desemprego	1998-01	-4,373
Salário nominal	2003-03	-4,24
Salário real	2002-03	-4,24
M1	2005-02	-7,218
Velocidade de circulação	1997-01	-4,487
IPC	1994-02	-7,11
Selic	1994-03	-7,935
Ibovespa	2000-02	-4,937
IGPM	1994-03	-8,389

Fonte: elaboração própria.

O modelo proposto por Zivot e Andrews (1992), mostrou que as séries (Deflator do PIB, Índice de Desemprego, Salários Nominal e Real, Velocidade de Circulação e Ibovespa) são não estacionárias, tendo como valores críticos 5,34. Isso significa que as séries são caracterizadas por um passeio aleatório. Logo, não é possível afirmar que um choque sofrido nessas séries produzirá trajetórias determinísticas.

Para as séries PIBs agropecuário, industrial, nominal e real, IPC, Selic, Ibovespa e IGPM o modelo de Zivot e Andrews definiu-as como séries com quebra estrutural.

IV CONCLUSÕES

Este artigo teve como objetivo realizar um estudo empírico-metodológico acerca dos desdobramentos dos testes de estacionariedade das séries macroeconômicas, dando enfoque aos testes de Dickey-Fuller Aumentado, Perron (1997) e Zivot (1992), de forma a identificar o processo que melhor caracterizaria as flutuações de algumas das principais séries macroeconômicas brasileiras.

Foi apresentada uma revisão da literatura metodológica dos desdobramentos dos testes de estacionariedade das séries macroeconômicas, dando enfoque aos testes de Dickey-Fuller Aumentado, Perron (1989) e Zivot (1992), realizando uma aplicação dos mesmos sobre algumas séries macroeconômicas brasileiras (PIBs agrícola, industrial, nominal e real, deflator do PIB, Salários nominal e real, M1, Velocidade de Circulação da Moeda, Selic, Ibovespa, IGPM, IPC, Índice de Desemprego).

O teste de Dickey-Fuller no modelo sem intercepto e sem tendência para todas as séries rejeitou a hipótese de raiz unitária, com exceção do Índice de Desemprego, Velocidade de Circulação e IPC. Ao analisar os modelos com intercepto e sem tendência e os modelos com intercepto e com tendência, verifica-se que todas as séries são não estacionárias, com exceção do Deflator do PIB.

Os testes realizados, admitindo-se a possibilidade da presença de quebra estrutural, proposto por Perron (1989), destacaram resultados que não foram compatíveis com a aceitação da hipótese nula, ou seja, as séries não representam um passeio aleatório sendo possível determinar que os choques sofridos pelas séries macroeconômicas produzam trajetórias determinísticas crescentes e decrescentes para as mesmas.

Por fim, a utilização da proposta de Zivot e Andrews (1992) possibilita a detecção de mudanças estruturais nas séries temporais. Os resultados mostraram que as séries (Deflator do

PIB, Índice de Desemprego, Salários Nominal e Real, Velocidade de Circulação e Ibovespa) são não estacionárias, tendo como valores críticos 5,34. Isso significa que as séries são caracterizadas por um passeio aleatório. Logo, não é possível afirmar que um choque sofrido nessas séries produzirá trajetórias determinísticas. Para as séries PIBs agropecuário, industrial, nominal e real, IPC, Selic, Ibovespa e IGPM, o modelo de Zivot e Andrews definiu-as como séries com quebra estrutural.

REFERÊNCIAS

- BANERJEE, A., LUMSDAINE, R. L., e STOCK, J.H. (1992). Recursive and sequential tests of the unit root and trend-break hypothesis: theory and international evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*. n°. 10, pp. 271-287.
- BARRO, R. J. Rational expectations and the role of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, n°. 2, p. 1 – 32, 1976.
- BILLINGSLEY, P. *Convergence of Probability Measures*. Wiley, New York, 1968.
- BUENO, R. L. S. *Econometria de séries temporais*. 1ª ed. Cengage Learning. 2008.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, n° 49, p. 1057 – 1072, 1979.
- Fuller, W.A. *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New York. 1976.
- HALL, R. E. *Labor supply and aggregate fluctuations*. Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy, n°. 2, p. 7 – 35, 1980.

IPEADATA. <<http://www.ipeadata.gov.br/>> acesso em: 29/10/2008.

LUCAS, R. E. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, nº. 63, p. 326 – 334, 1973.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walk in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, nº 10, p. 139 – 162, 1982.

PERRON, P. The Great Crash the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, nº. 57, p. 1361 – 1401, 1989.

Perron, P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*. 80 (2), pp.355-385, 1997.

SARGENT, T. J. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. *Journal of Political Economy*, nº. 86, p. 1009 – 1044, 1978.

TAYLOR, J. B. Estimation and control of a macroeconomic model with rational expectations. *Econometrica*, nº. 47, p. 1267 – 1286, 1979.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, nº. 10, 251 – 270, 1992.