

JULIANA RODRIGUES VIEIRA LIMA

**DESEMPREGO METROPOLITANO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TEORIA E  
EVIDÊNCIA PARA O BRASIL DE 2002 A 2015**

Belo Horizonte, MG  
Instituto de Ciências Exatas da UFMG  
2016

JULIANA RODRIGUES VIEIRA LIMA

**DESEMPREGO METROPOLITANO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TEORIA E  
EVIDÊNCIA PARA O BRASIL DE 2002 A 2015**

Monografia apresentada ao Curso de Especialização em Estatística do Departamento de Estatística do Instituto de Ciências Exatas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Especialista em Estatística.

Orientador: Professor Doutor Thiago Rezende dos Santos  
Co-orientadora: Professora Doutora Ilka Afonso Reis

Belo Horizonte, MG  
Instituto de Ciências Exatas da UFMG  
2016

## Folha de Aprovação

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço, primeiramente, a Deus, por estar presente em todos os momentos e por conduzir minha vida conforme Sua vontade.

Agradeço à minha família e ao Odebrecht, pelo carinho e apoio a mim direcionados.

Agradeço, com carinho especial, aos meus orientadores, professor Thiago Rezende e professora Ilka Afonso, por me conduzirem na realização deste trabalho, e aos demais professores do ICEX/ UFMG, que contribuíram enormemente para minha formação.

Agradeço ao professor Dr. Ricardo Tavares (DEEST/ UFOP) e Arthur Tarso Rego (EST/ UFMG) pelas sugestões propostas a esse trabalho.

Agradeço também ao professor Gilberto Libânio (CEDEPLAR/ UFMG) por, gentilmente, ter permitido que eu assistisse a suas aulas, as quais contribuíram para o embasamento teórico adotado neste trabalho.

Agradeço ainda ao Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais (BDMG) pelo apoio fornecido para realização desse curso e a todos aqueles que contribuíram para a realização dessa conquista. Obrigada a todos!

## RESUMO

Este trabalho pretende investigar a importância da demanda agregada para o crescimento econômico, tanto no curto como no longo prazo, considerando, para tanto, seu impacto sobre o mercado de trabalho brasileiro, mais especificamente, sobre a taxa de desemprego. Desse modo, este trabalho analisa a sensibilidade da taxa de desemprego a flutuações no ritmo de atividade econômica, com base na metodologia de cointegração em séries temporais.

Os principais resultados encontrados confirmam a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries estudadas. Constatou-se ainda que a velocidade de ajustamento de correção dos distúrbios de curto prazo em direção ao equilíbrio de longo prazo é bastante lenta – algo que, possivelmente, decorre da existência de raiz unitária nessas séries. Nesse sentido, esses resultados remetem à necessidade de se pensar políticas destinadas a estimular a demanda agregada visando ao crescimento econômico no longo prazo e à geração de emprego.

**Palavras-chave:** Crescimento econômico, demanda agregada, taxa de desemprego.

## ABSTRACT

This work investigates the importance of aggregate demand for economic growth, both in the short run, as long run, from its impact on the Brazilian's job market. More specifically, from its impact on unemployment rate. In this way, this work analyzes the unemployment rate's sensitivity to fluctuations at economic activity, based on the methodology of cointegration.

The main results found confirm the existence of a relationship of long run equilibrium between these series. We also see that the adjustment speed of correction of disorders of short run toward the long run equilibrium is quite slow - which refers to the need to think about policies aimed to stimulate aggregate demand in way that to promote economic growth in the long term and the generation of employment.

**Key-words:** Economic growth, aggregate demand, unemployment rate.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 - Gráfico de evolução da taxa de desemprego (TD) e índice de atividade econômica (IAE) – 09/2002 a 09/2015.....	41
FIGURA 2 - Dispersão entre taxa de desemprego e índice de atividade econômica - 09/2002 a 09/2015 .....	42
FIGURA 3 - Boxplot da Taxa de Desemprego e do Índice de Atividade Econômica - 09/2002 a 09/2015.....	43
FIGURA 4 - Correlograma da taxa de desemprego – 09/2002 a 09/2015.....	44
FIGURA 5 - Correlograma do índice de atividade econômica (IAE) – 09/2002 a 09/2015.....	44
FIGURA 6 - Gráfico de evolução da taxa de desemprego (dtd) e do índice de atividade econômica (diae) após a primeira diferença.....	45
FIGURA 7 - Histograma dos resíduos do VAR com sete defasagens.....	50
FIGURA 8 - Teste OLS-CUSUM para Equação lntd (Taxa de Desemprego).....	52
FIGURA 9 - Teste OLS-CUSUM para Equação lniae (IAE).....	53
FIGURA 10 - Função resposta ao impulso de lniae.....	59

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Estatística do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado – 09/2002 a 09/2015.....	46
TABELA 2 - Resultado do teste de raiz unitária nos resíduos da regressão entre taxa de desemprego e índice de atividade econômica na escala logarítmica – 09/2002 a 09/2015.....	47
TABELA 3 - Critérios de informação para definição do número de defasagens para estimação do VAR – 09/2002 a 09/2015.....	48
TABELA 4 - Resultado do VAR com sete defasagens – 09/2002 a 09/2015.....	49
TABELA 5 - Resultados para o Teste de Normalidade dos erros do VAR.....	49
TABELA 6 - Teste de autocorrelação dos Erros Box-Pierce e Ljung-Box.....	51
TABELA 7 - Teste de Heterocedasticidade ARCH-LM.....	51
TABELA 8 - Teste do traço.....	54
TABELA 9 - Teste de máximo autovalor.....	55
TABELA 10 - Resultado do VECM – 09/2002 a 09/2015.....	56
TABELA 11 - Matriz de impactos dos vetores estimados.....	57
TABELA 12 - Teste LR para sobreidentificação.....	59
TABELA 13 - Análise de decomposição da variância do erro de previsão para a taxa de desemprego e para o índice de atividade econômica.....	60



## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
2. MARCO TEÓRICO.....	14
2.1. Modelo de Crescimento de Harrod.....	14
2.2. Modelo Neoclássico de Crescimento Econômico Exógeno.....	17
2.3. Nova Teoria de Crescimento Endógeno.....	20
2.4. Crescimento Liderado pela Demanda.....	21
2.5. Raiz Unitária nas Séries Macroeconômicas e Dependência de Trajetória.....	23
3. BASE DE DADOS E METODOLOGIA DE ANÁLISE.....	27
3.1. Base de dados.....	27
3.2. Função de Autocorrelação.....	28
3.3. Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	29
3.4. Modelo Vetor de Correção de Erros - VECM.....	30
3.4.1. Teste de Cointegração de Engle-Granger.....	31
3.4.2. Modelo de Vetorial de Correção de Erros (VECM).....	32
3.4.3. Teste de Cointegração de Johansen.....	33
3.5. Estrutura de Análise do VECM.....	36
3.5.1. Função Resposta ao Impulso.....	36
3.5.2. Análise de Decomposição da Variância.....	38
3.6. Estimação do VAR e Critérios de Informação para Seleção da Ordem de Defasagem.....	38
3.7. Ambiente Computacional.....	40
4. SENSIBILIDADE DO DESEMPREGO METROPOLITANO A FLUTUAÇÕES NO RITMO DE ATIVIDADE ECONÔMICA.....	41
4.1. Análise Gráfica das Séries.....	41
4.2. Resultados do Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado.....	45
4.3. Resultado do Teste de Cointegração de Engle-Granger.....	47
4.4. Teste de Johansen e Estimação do VECM.....	48

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	62
REFERÊNCIAS.....	64
APÊNDICES.....	67

## 1. INTRODUÇÃO

De acordo com a teoria de crescimento econômico do *Mainstream*, a taxa de crescimento econômico de longo prazo é determinada, exclusivamente, por fatores relacionados à oferta, ou seja, acumulação de capital, crescimento da força de trabalho e progresso técnico (DUTT; ROSS, 2007). Isso é válido tanto nos modelos de crescimento neoclássico *a La Solow* como nos modelos da nova teoria de crescimento endógeno.

Em ambas as concepções, o papel da demanda agregada na determinação do crescimento econômico de longo prazo é ignorado na medida em que se assume que a economia está sempre no pleno emprego e que, a partir da causalidade de que poupança gera investimento, a demanda é garantida e vale a lei de Say, já que a oferta cria sua própria procura (PALLEY, 1996; THIRLWALL, 2005; DUTT, 2006). Nesse sentido, essas abordagens assumem que a demanda agregada possui impactos apenas transitórios sobre o produto, de modo que, após um choque no curto prazo, a economia retoma sua trajetória de crescimento de longo prazo (DUTT; ROSS, 2007).

De uma perspectiva pós-Keynesiana, por sua vez, argumenta-se que a demanda importa para o crescimento econômico, não apenas no curto prazo, mas também no longo prazo (SETTERFIELD, 2003; LIBÂNIO, 2005; DUTT; ROSS, 2007). Quanto a esse aspecto, é possível estabelecer um mecanismo de conexão entre curto e longo prazo, em que a história exerce um papel fundamental (KREGEL, 1976; DUTT, 1997).

Assim, ao contrário dos modelos neoclássicos em que a taxa de crescimento do produto potencial é um ponto de atração em direção ao qual o produto de curto prazo convergirá, a taxa potencial passa a ser determinada pela taxa de crescimento do produto efetivo – o qual é determinado, no curto prazo, pela demanda agregada em decorrência de seu efeito sobre a oferta de trabalho e sobre a produtividade do trabalho (LEÓN-LEDESMA; THIRLWALL, 2002; LIBÂNIO, 2009).

De fato, se o passado não importasse para a determinação do equilíbrio de longo prazo, seria de se esperar que as séries de produto fossem estacionárias. Em outras palavras, se o produto potencial fosse predeterminado independentemente dos choques de curto prazo, as séries de

produto exibiriam média constante e variância finita, cujo comportamento independeria do tempo (LIBÂNIO, 2009).

Quanto a esse aspecto, um marco para a teoria econômica se deu com a publicação do trabalho de Nelson e Plosser (1982), o qual aponta para a existência de raiz unitária em diversas séries macroeconômicas, dentre elas, a do PIB norte americano. Isto evidencia, assim, que essas séries são processos não estacionários e que, portanto, não exibem tendência determinística. Pelo contrário, a variância desses processos depende do tempo, de modo que os choques aleatórios as afetam permanentemente, alterando o equilíbrio de longo prazo (LIBÂNIO, 2006; LIBÂNIO, 2009).

Assim, à luz desse arcabouço teórico, o objetivo deste trabalho consiste em analisar a importância da demanda agregada para o crescimento econômico, tanto no curto como no longo prazo, a partir de seu impacto sobre o mercado de trabalho, mais especificamente, sobre a taxa de desemprego. Desse modo, pretende-se investigar o impacto de alterações no ritmo de atividade econômica sobre a taxa de desemprego metropolitano.

A análise compreenderá o período entre setembro de 2002 a setembro de 2015. A hipótese investigada neste trabalho é a de que existe uma relação negativa entre desemprego e ritmo de atividade econômica de modo que, em períodos de expansão da economia, o desemprego se reduz e o contrário se observa em períodos de recessão.

Para tanto, foram utilizadas como fonte de dados a série da taxa de desemprego metropolitano, elaborada a partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), realizada mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), nas regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Além disso, foi utilizada a série mensal do Índice de Atividade Econômica (IAE), da SERASA, elaborada a partir do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais do IBGE.

A abordagem de análise utilizada é a de cointegração em séries temporais com base nas metodologias de Engle e Granger e de Johansen. Nesse sentido, o trabalho busca identificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas.

Desse modo, inicialmente, será estimado o VAR e, em seguida, o VECM, tendo em vista que este modelo permite incorporar o termo de correção de erros. A partir dos resultados estimados para o VECM, será estimada a matriz de coeficientes de impactos de curto e longo prazo. A estrutura de análise do VECM será conduzida também a partir da função resposta ao impulso e da análise de decomposição da variância.

Assim, este estudo está organizado em cinco capítulos, considerando-se essa introdução. O segundo capítulo aborda o arcabouço teórico que sustenta a análise em questão. No terceiro, apresenta-se a metodologia adotada e os dados utilizados. O quarto capítulo traz os resultados encontrados e, no quinto, são apresentadas as considerações finais do trabalho. Por fim, apresentam-se as referências bibliográficas.

## 2. MARCO TEÓRICO

### 2.1. Modelo de Crescimento de Harrod

A partir do desenvolvimento formal do conceito de taxa natural de crescimento, o trabalho de Harrod (1939) marca o início da moderna teoria de crescimento econômico (SETTERFIELD, 2003). Em seu trabalho, Harrod (1939) propõe uma teoria dinâmica que objetiva compreender as forças geradas a partir das oscilações na tendência de crescimento – algo que os modelos estáticos não permitem analisar.

Para tanto, sua teoria se baseia em três axiomas: o nível de renda é o principal determinante para a oferta de poupança; a taxa de crescimento da renda é determinante para a demanda de poupança, e a demanda se iguala à oferta (HARROD, 1939).

Assim, seja  $G$  a taxa real de crescimento da renda ou do produto, definida como:

$$G = \frac{x_1 - x_0}{x_0}$$

em que  $x_0$  e  $x_1$  são, respectivamente, o produto no período 0 e o produto no período 1.

Seja  $G_w$  a taxa de crescimento garantida (ou de equilíbrio móvel), a qual é definida como aquela que, se ocorrer, “deixará todas as partes satisfeitas de modo que nenhuma delas terá produzido nem mais nem menos do que a quantidade exata” (HARROD, 1939, p. 16, tradução nossa)<sup>1</sup>. Harrod argumenta que  $G_w$  é alcançada em condições de pleno de emprego e depende, portanto, do nível de atividade econômica e da fase do ciclo de comércio.

Todavia, não há mecanismos que assegurem que essa taxa seja alcançada já que “mesmo nas circunstâncias mais ideais,  $G$ , a taxa real de crescimento, divergirá ao longo do tempo de  $G_w$ ,

---

<sup>1</sup> Tradução nossa para: “will leave all parties satisfied that they have produced neither more nor less than the right amount” (HARROD, 1939, p. 16).

a taxa de crescimento garantida, por causas aleatórias ou sazonais” (HARROD, 1939, p. 16, tradução nossa)<sup>2</sup>.

Considerando ainda  $s$  como a fração da renda poupada em cada período e  $C$ , o valor dos bens de capital necessário para aumentar o produto em uma unidade, a taxa de crescimento garantida pode ser expressa como:

$$G_w = \frac{s}{C}$$

Sendo  $C_p$  o valor do aumento do estoque de capital, em determinado período, dividido pelo aumento do produto total, a taxa real de crescimento torna-se:

$$G = \frac{s}{C_p}$$

Assim, se a poupança total,  $sx_0$ , for igual ao aumento do estoque de capital,  $C_p(x_1 - x_0)$ , então

$$\frac{s}{C_p} = \frac{x_1 - x_0}{x_0} = G$$

Harrod (1939) mostra, assim, que se  $C = C_p \rightarrow G = G_w$ .

Considerando, desse modo, uma situação na qual a  $G$  supere  $G_w$ , Harrod (1939) mostra que  $C_p$ , a taxa real de aumento do estoque de capital por aumento do produto, será inferior a  $C$ , que é a taxa desejada. Com isso, ocorrerá uma redução indevida nos estoques – situação que estimulará o sistema a entrar em uma fase de expansão. Desse modo, ao invés de retornar para

---

<sup>2</sup> Tradução nossa para: “even in the most ideal circumstances conceivable,  $G$ , the actual rate of growth, would diverge from time to time from  $G_w$ , the warranted rate of growth, for random or seasonal causes” (HARROD, 1939, p. 16).

$G_w$ ,  $G$  irá se distanciar da taxa garantida, “e quanto mais ela se distancia, maior o estímulo para expansão será” (HARROD, 1939, p. 22, tradução nossa)<sup>3</sup>.

O mesmo pode ser observado se  $G$  estiver abaixo de  $G_w$ . Porém, agora o sistema segue uma tendência de queda. Nessa estrutura, portanto, ao contrário das análises estáticas,  $G_w$  representa um equilíbrio móvel e instável.

Todavia, esses resultados dependem da suposição de que os valores de  $s$  e  $C$  sejam independentes dos valores de  $G$ . Considerando, portanto, o caso em que essa hipótese é flexibilizada, Harrod (1939) mostra que, em uma situação na qual  $G$  esteja crescendo, seria de se esperar que  $s$  aumente ou  $C$  reduza – o que é menos provável. No caso da poupança, Harrod (1939) mostra que uma expansão na atividade econômica pode aumentar a proporção da renda poupada. Assim, seja  $x_e$  a taxa de crescimento do produto acima do nível garantido e  $s_m$  a fração extra da renda poupada em decorrência desse crescimento. Para que o princípio da instabilidade seja assegurado, tem-se:

$$\begin{aligned} Cx_e &> s_m x_e \\ s_m &< C \\ &< \frac{s}{G} \end{aligned}$$

Ou seja, a condição de instabilidade requer que a poupança adicional não supere a razão entre a poupança total e a taxa de crescimento garantida.

Além desses conceitos, Harrod (1939) apresenta também o de taxa natural de crescimento, a qual pode ser definida como a

“a taxa máxima de crescimento permitida pelo aumento da população, acumulação de capital, melhoria tecnológica e preferência por trabalho/ lazer, supondo que há sempre o pleno emprego em algum sentido” (HARROD, 1939, p. 30, tradução nossa)<sup>4</sup>.

<sup>3</sup> Tradução nossa para: “and the farther it diverges, the greater the stimulus to expansion will be” (HARROD, 1939, p. 22).

<sup>4</sup> Tradução nossa para: “the maximum rate of growth allowed by the increase of population, accumulation of capital, technological improvement and the work/ leisure preference schedule, supposing that there is always full employment in some sense” (HARROD, 1939, p. 30)



Todavia, não há mecanismos que assegurem que essa taxa coincida com a taxa de crescimento garantida. Assim, Harrod (1939) defende a adoção de políticas anticíclicas destinadas a eliminar essas flutuações e a assegurar que a taxa garantida se iguale à natural.

Nesse sentido, de acordo com Pereira (1975), o modelo de Harrod proporciona uma instabilidade na medida em que não há mecanismos que assegurem que a economia irá seguir sua trajetória de crescimento a todo o momento.

## 2.2. Modelo Neoclássico de Crescimento Econômico Exógeno

Para contornar a instabilidade presente no modelo de Harrod (1939), Solow (1956) mostra que a economia gravita em direção a uma taxa de crescimento de equilíbrio, consistente com a taxa de crescimento natural. Para tanto, ele assume a identidade entre poupança e investimento, sendo que a direção de causalidade é no sentido de que a poupança determina o investimento – o que é condizente com a Lei de *Say*, segundo a qual a oferta cria sua própria procura. A partir dessa causalidade, portanto, a demanda está garantida (SETTERFIELD, 2003).

Solow (1956) assume que há apenas um bem na economia, que cresce a uma taxa  $Y(t)$ , e que a fração do produto poupada é constante  $s$ , ou seja,  $sY(t)$ . O estoque de capital é representado por  $K(t)$ , sendo que sua taxa de acumulação, isto é, o investimento, é determinada por  $\frac{dk}{dt}$ .

Assim, tem-se que:

$$\dot{K} = sY \quad (1)$$

Nesse modelo, o produto é determinado pelo crescimento da força de trabalho e do capital, e sua função de produção apresenta rendimentos marginais decrescentes em relação a cada um dos fatores produtivos e retornos constantes de escala (THIRLWALL, 2005). Ou seja,

$$Y = F(K, L) \quad (2)$$

em que  $Y$  é a produção,  $K$ , o capital, e  $L$  é o trabalho. Incorporando a taxa de crescimento do estoque de capital, tem-se:

$$\dot{K} = sF(K, L) \quad (3)$$

Solow assume que o crescimento da força de trabalho é exógeno e dado por  $L(t) = L_0 e^{nt}$  - equação que descreve o comportamento da oferta de trabalho. Na equação 3,  $L$  representa o emprego total. Assim, considerando a identidade entre  $L$  e  $L(t)$ , Solow assume a hipótese de que o pleno emprego é perpetuamente mantido. Assim:

$$\dot{K} = sF(K, L_0 e^{nt}) \quad (4)$$

A equação 4 mostra a trajetória temporal do crescimento do estoque de capital, que deve ser seguida em situações de pleno emprego da mão de obra. Uma vez conhecida essa trajetória, é possível analisar os padrões de crescimento possíveis – o que é feito a partir da introdução de uma nova variável: taxa capital trabalho,  $r = K/L$ . Assim,  $K = rL = rL_0 e^{nt}$ . Diferenciando essa expressão em relação ao tempo, tem-se:

$$\dot{K} = L_0 e^{nt} \dot{r} + nrL_0 e^{nt} \quad (5)$$

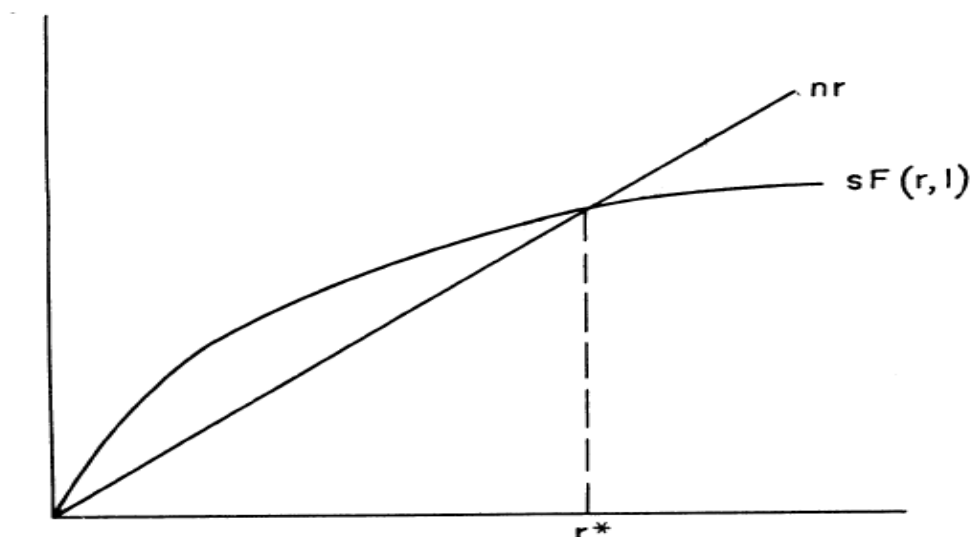
Substituindo na equação 4 o valor de  $\dot{K}$  da equação 5, tem-se que  $(\dot{r} + nr)L_0 e^{nt} = sF(K, L_0 e^{nt})$ . Como a função apresenta retornos constantes de escala, Solow divide ambos os argumentos em  $F$  por  $L - L_0 e^{nt}$ . Assim, tem-se:

$$\dot{r} = sF(r, 1) - nr \quad (6)$$

em que o termo  $F(r,1)$  representa a curva de produção como função da quantidade de capital empregado por unidade de trabalho. Caso  $\dot{r} = 0$ , a razão capital-trabalho será constante, de modo que o estoque de capital deverá crescer à mesma taxa de crescimento da força de trabalho, ou seja,  $n$ .

O Gráfico 1 apresenta a função de produção do modelo de Solow, que possui esse formato em decorrência dos rendimentos marginais decrescentes do capital.

**Gráfico 1**  
**Função de produção do Modelo de Solow com rendimentos marginais decrescentes do capital**



Fonte: Solow, 1956, p. 70.

No ponto de interseção entre as duas curvas, representado por  $r^*$ , o estoque de capital é nulo – o que determina uma taxa de crescimento igual a zero, já que tudo o que foi investido será depreciado. Assim, se  $r < r^*$ ,  $nr < sF(r,1)$ ,  $\dot{r} > 0$ , de modo que  $r$  aumentará até alcançar  $r^*$ . Por outro lado, se  $r > r^*$ , o contrário ocorre até que  $r$  alcance  $r^*$ . Assim,  $r^*$  é um equilíbrio estável.

A partir dos pressupostos adotados para a função de produção, esse modelo prevê uma convergência da renda per capita entre os países na medida em que, assumindo uma relação

inversa entre a razão capital-trabalho e produtividade do capital, os países pobres deveriam apresentar taxas de crescimento superiores às dos países ricos (THIRLWALL, 2005).

No modelo de Solow (1956), a taxa de crescimento natural é determinada pela força de trabalho e produtividade da mão de obra – os quais crescem a uma taxa constante, determinada exogenamente (THIRWALL, 2005). Nesse sentido, a taxa de crescimento natural também é exógena. Observa-se também que esse modelo é orientado pela oferta, de modo que a demanda não exerce qualquer influência sobre a determinação do nível de produção, tampouco sobre seu crescimento (THIRWALL, 2005).

### **2.3. Nova Teoria de Crescimento Endógeno**

A partir de meados dos anos 80, surge uma nova abordagem neoclássica, denominada nova teoria de crescimento endógeno para a qual a endogeneidade da taxa natural de crescimento decorre da flexibilização do pressuposto de rendimentos decrescentes do modelo de Solow (1956), de modo a permitir sustentar um crescimento de longo de prazo (SETTERFIELD, 2003; THIRLWALL, 2005).

Assume-se agora que a produtividade marginal é decrescente, mas positiva (SETTERFIELD, 2003), ou seja, ela apresenta um piso – o que assegura o crescimento econômico no longo prazo (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2003). Para tanto, três elementos são incorporados na análise com vistas a tornar a taxa de crescimento endógena: transbordamento de tecnologia (ou *spillover*); *learning by doing* e capital humano (ROMER, 1986; LUCAS, 1988) – os quais geram ganhos de produtividade e permitem, assim, assegurar um crescimento econômico no longo prazo.

Em 1986, por exemplo, Romer parte de uma função de produção que exibe produtividade marginal crescente do conhecimento e assume que todos os outros fatores, como capital físico, trabalho e tamanho da população, exceto conhecimento, são mantidos constantes. Seu modelo assume que o conhecimento é um insumo do produto, de modo que ele aumenta a produtividade marginal, permitindo um crescimento no longo prazo, o qual passa a ser determinado, portanto, pelo acúmulo de conhecimento.

Nesse caso, assume-se que o investimento em conhecimento está sujeito a uma externalidade positiva, uma vez que o conhecimento não pode ser perfeitamente patenteado, tampouco, mantido em segredo. Quanto a esse aspecto, constata-se que a presença dessa externalidade positiva possui um papel fundamental para a existência de equilíbrio nesse modelo (ROMER, 1986).

Considerando-se, portanto, essa estrutura teórica, poderia ser explicada a evidência sobre não convergência de renda per capita entre os países, tal como previsto nos modelos neoclássicos baseados no pressuposto de rendimentos decrescentes de capital (THIRLWALL, 2005).

Todavia, essa abordagem considera apenas o papel da oferta para a determinação do crescimento de longo prazo, de modo que, assim como no modelo de Solow (1956), a demanda não é considerada importante para o crescimento contínuo da economia (LIBÂNIO, 2009). Ademais, embora seja paradoxal, a taxa de crescimento nesses modelos permanece exógena (THIRLWALL, 2005).

#### **2.4. Crescimento Liderado pela Demanda**

A resposta pós-keynesiana à teoria neoclássica de crescimento endógeno é encontrada nos modelos de crescimento liderado pela demanda, cuja abordagem se propõe a mostrar os canais pelos quais o comportamento da demanda, no curto prazo, pode afetar o crescimento de longo prazo e, desse modo, estabelecer um mecanismo de conexão entre curto e longo prazo (SETTERFIELD, 2003).

Ao contrário da visão tradicional, de acordo com essa abordagem, não há equilíbrio determinado pela oferta em direção ao qual o nível de produto irá convergir, uma vez que a utilização dos recursos produtivos é determinada pelas condições de demanda, que são relativamente autônomas às condições da oferta, de modo que o produto potencial depende do crescimento do produto efetivo (SETTERFIELD, 2003; LIBÂNIO, 2006).

Nesse sentido, a demanda importa, não apenas devido à sua influência sobre a taxa de utilização dos recursos produtivos, mas também devido ao seu impacto na quantidade e produtividade dos insumos e, assim, sobre o próprio produto potencial (SETTERFIELD,

2003; LIBÂNIO, 2006) – o qual pode ser visto como um resultado do produto corrente, sendo que este é determinado, no curto prazo, pela demanda agregada.

O equilíbrio do produto potencial depende, portanto, da situação inicial da economia, de modo que o passado importa para a determinação do produto final (DUTT, 1997). Ou seja, há uma dependência de trajetória na medida em que

“a trajetória real de crescimento da economia no longo prazo é determinada pela sequência de resultados no curto prazo associada com a taxa de utilização da capacidade determinada pela demanda agregada” (LIBÂNIO, 2006, p. 1, tradução nossa)<sup>5</sup>.

Nesse sentido, a expansão da demanda pode afetar tanto o planejamento de investimento das firmas por meio da expectativa de lucro, como a capacidade de investimento delas por meio do acesso aos canais de financiamento ou dos lucros retidos (SETTERFIELD, 2003). Além disso, a demanda pode influenciar o desenvolvimento dos recursos produtivos por meio de sua influência sobre o *learning by doing*, na medida em que a eficiência produtiva aumenta com o aumento na quantidade dos bens produzidos (SETTERFIELD, 2003).

No que diz respeito a seu impacto sobre a oferta de mão de obra, destacam-se o aumento das taxas de participação e aumento no número de horas trabalhadas em períodos de expansão da atividade econômica (SETTERFIELD, 2003). Isto implica que a oferta de trabalho não é exógena ou independente do comportamento do produto no curto prazo, mas, ao contrário, ela responde a variações no ritmo de atividade da economia.

Outro efeito é por meio de processos migratórios influenciados pelo nível de atividade econômica. Quanto a esse aspecto, ressalta-se, conforme Setterfield (2003), que esse processo de realocação setorial do fator trabalho impacta a taxa de crescimento da produtividade como um todo.

Portanto, a demanda importa, não apenas, devido à sua influência sobre a taxa de utilização dos recursos produtivos, mas também devido ao seu impacto sobre a quantidade e produtividade dos insumos e, assim, sobre o próprio produto potencial. Desse modo, ao afetar

---

<sup>5</sup> Tradução nossa para: “the actual output path of the economy in the long run is given by the sequence of short-run outcomes associated with the demand-determined rates of capacity utilization” (LIBÂNIO, 2006, p. 1).

a produtividade e a oferta de mão de obra, ambos componentes do produto potencial, a demanda possui papel fundamental na determinação do produto potencial da economia (SETTERFIELD, 2003).

## 2.5. Raiz Unitária nas Séries Macroeconômicas e Dependência de Trajetória

Um marco importante para a teoria macroeconômica se deu em 1982, com a publicação do trabalho de Nelson e Plosser, os quais testam a existência de raiz unitária em quatorze séries macroeconômicas, dentre elas, a série do PIB. Os autores mostram que as séries analisadas, com exceção da série de desemprego, são processos não estacionários e que, portanto, não exibem tendência determinística.

Especificamente no que concerne à série do PIB, os autores mostram que ela se caracteriza por ser diferença-estacionária, de modo que a forma como estava sendo modelada, até então, não condiz com suas propriedades estatísticas (NELSON, PLOSSER, 1982).

Quanto a esse aspecto, diz-se que uma série é estacionária se ela se desenvolve ao longo do tempo de forma aleatória, em torno de uma média constante, exibindo um equilíbrio estável (MORETTIN; TOLOI, 1981; MADDALA; KIM, 1998), de modo que os choques (ou inovações) terão efeitos apenas temporários (ENGLE; GRANGER, 1987). Nesse caso, a média e a variância desses processos também são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos independe do tempo em que essa medida é calculada e depende apenas do intervalo ou defasagem entre os dois períodos<sup>6</sup> (GUJARATI, 2006). Ou seja,

$$\begin{aligned}E(y_t) &= \mu \\ \text{var}(y_t) &= E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \\ \gamma_k &= E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)]\end{aligned}$$

---

<sup>6</sup> Um processo aleatório pode ser fracamente estacionário ou estritamente estacionário. Ele é estritamente estacionário se todas as distribuições finito-dimensionais não variam ao longo do tempo, isto é, todas as distribuições de probabilidade são invariantes ao longo do tempo (MORETTIN; TOLOI, 1981). Gujarati (2006) ressalta que se um processo estacionário segue a distribuição de probabilidade normal, pode-se dizer que o processo fracamente estacionário também é estritamente estacionário uma vez que “o processo estocástico normal é plenamente definido por seus dois momentos, média e a variância” (GUJARATI, 2006, p. 639).

Por outro lado, a série é não estacionária se apresenta um equilíbrio não estável, uma vez que esses processos são caracterizados pela presença de choques aleatórios, apresentando uma memória infinita, de modo que a trajetória da série é determinada pelo acúmulo de choques, os quais não se dissipam ao longo do tempo (ENGLE; GRANGER, 1987).

Um exemplo clássico de uma série não estacionária é o passeio aleatório<sup>7</sup>. Assim, assumindo que  $u_t$  é um termo de erros de ruído branco, ou seja, um processo puramente aleatório que apresenta uma média igual a zero e variância  $\sigma^2$ , a série  $y_t$  é um passeio aleatório se

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$

Ou seja, o valor da série em t é equivalente ao seu valor no momento anterior, t-1, acrescido do componente de choque aleatório. Reescrevendo a série para mais de um período, tem-se:

$$\begin{aligned} y_1 &= y_0 + u_1 \\ y_2 &= y_1 + u_2 = y_0 + u_1 + u_2 \\ &\dots \\ y_t &= y_0 + \sum u_t \end{aligned}$$

Consequentemente,  $E(y_t) = y_0$  e  $\text{var}(y_t) = t\sigma^2$ , isto é, a média da série é igual ao seu valor inicial, mas sua variância aumenta infinitamente à medida que t aumenta (GUJARATI, 2006). Ou seja, a variância desses processos depende do tempo, de modo que os choques aleatórios as afetam permanentemente (LIBÂNIO, 2009).

Essa diferenciação entre os tipos de processos é importante em decorrência do fato de que, se a especificação do modelo de regressão estiver inadequada, os resultados são espúrios, já que a significância estatística desse procedimento não existe de fato (GRANGER; NEWBOLD, 1974; MADDALA; KIM, 1998), a despeito de se obter um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) elevado. Consequentemente, as projeções decorrentes dessa regressão também não apresentam significância estatística (GRANGER; NEWBOLD, 1974).

---

<sup>7</sup> O passeio aleatório pode ser com ou sem deslocamento. No caso de um passeio aleatório com deslocamento, tem-se:  $y_t = \delta + y_{t-1} + e_t$ .



Esses aspectos possuem grande relevância, não apenas em termos estatísticos, mas também para a teoria macroeconômica, conduzindo a importantes implicações para a política econômica. Nesse sentido, com a publicação do trabalho de Nelson e Plosser (1982), a teoria dos ciclos reais ganha evidência para explicar as flutuações no produto. O argumento é o de que os distúrbios decorrentes de fatores reais e, portanto, relacionados aos choques de oferta, consistem em uma fonte maior de flutuações no produto em comparação com os choques monetários – os quais possuem impacto apenas transitório (NELSON; PLOSSER, 1982). Assume-se aqui, portanto, a hipótese de neutralidade da moeda no sentido de que a moeda não afeta o funcionamento da economia.

Todavia, conforme Libânio (2005) argumenta, essas conclusões são construídas com base em algumas suposições questionáveis, haja vista que Nelson e Plosser (1982) se baseiam na evidência de raiz unitária, embora reconheçam que nenhum dos testes utilizados são conclusivos no que diz respeito à diferenciação entre os processos estacionários e não estacionários. Além disso, eles assumem que os choques no componente de tendência possuem uma variância maior em comparação com as inovações no componente cíclico, o que os leva a concluir que flutuações no componente cíclico são menores em relação às flutuações no componente de tendência. Por fim, assumem a dicotomia clássica entre variáveis reais e monetárias e, mais ainda, que o componente cíclico é afetado por fatores monetários.

Em decorrência das implicações teóricas e para a política econômica, diversas reações são direcionadas às conclusões de Nelson e Plosser (1982)<sup>8</sup>. Nesse sentido, Dutt e Ross (2003) criticam as recomendações das políticas de estabilização que defendem que, a partir de uma contração inicial na demanda agregada, a economia teria condições de retornar a sua trajetória normal de pleno emprego.

De fato, conforme os autores argumentam, há duas premissas implícitas nessa visão: “primeiro, que há uma tendência automática que leva a economia para alguma trajetória

---

<sup>8</sup> Foge ao escopo deste trabalho uma discussão sobre as implicações para a teoria macroeconômica e para a política econômica decorrentes da existência de raiz unitária nas séries macroeconômicas. Para uma análise sobre esse tema, veja o trabalho de Libânio (2005).

“normal”; e segundo, que a trajetória “normal” é independente da contração e de sua magnitude” (DUTT; ROSS, 2003, p. 2, tradução nossa)<sup>9</sup>.

Todavia, políticas de estabilização contracionistas no curto prazo podem ter um efeito adverso sobre o crescimento no longo prazo, comprometendo a geração de emprego e afetando a distribuição de renda, de modo que um cuidado maior deve ser direcionado na sua adoção (DUTT; ROSS, 2007).

Constata-se, portanto, a relevância de se compreender os mecanismos por meio dos quais a demanda agregada pode afetar o crescimento econômico de longo prazo – algo que é particularmente importante considerando a realidade atual da economia brasileira.

---

<sup>9</sup> Tradução nossa para: “first, that there are automatic tendencies which take the economy to some “normal” path; and second, that the “normal” path é independent of the contraction and its magnitude” (DUTT; ROSS, 2003, p. 2).

### **3. BASE DE DADOS E METODOLOGIA DE ANÁLISE**

A seguir, são apresentados os dados utilizados neste trabalho e, na sequência, a metodologia empregada.

#### **3.1. Base de dados**

Para condução desse estudo, utilizou-se a série mensal do Índice de Atividade Econômica (IAE) da SERASA, elaborado a partir da série do Produto Interno Bruto, divulgada pelo IBGE, com base no Sistema de Contas Nacionais Trimestrais.

No caso do desemprego, foi utilizada a série da taxa de desemprego total (TD) das regiões metropolitanas cobertas pela Pesquisa Mensal de Emprego (PME), ou seja, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

A PME é uma pesquisa realizada mensalmente, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), desde 1980. A PME é uma pesquisa domiciliar que investiga características da população que reside na área urbana dessas regiões metropolitanas (IBGE, 2007). Os dados pesquisados dizem respeito a aspectos relacionados ao trabalho, mas a pesquisa também aborda alguns aspectos socioeconômicos, como idade, sexo, cor ou raça e escolaridade (IBGE, 2007).

Seguindo as recomendações da OIT, em 2001, e em decorrências de alterações na estrutura produtiva e relações de trabalho, o IBGE realizou uma revisão nos aspectos metodológicos e processuais da pesquisa, de modo a permitir uma comparabilidade internacional dos dados (IBGE, 2007). Os principais objetivos da revisão dizem respeito a alterações conceituais no tema trabalho, ajustes no processo de rotação da amostra; melhoria de operacionalização no sentido de aprimorar a mensuração dos fenômenos e introdução de um coletor eletrônico, proporcionando agilidade na apuração (IBGE, 2007).

A pesquisa revisada foi implementada em setembro de 2001, mas, até dezembro de 2002, ela foi realizada paralelamente à pesquisa antiga, de modo que é possível comparar os resultados a fim de verificar os impactos decorrentes dessa mudança (IBGE, 2007).

Ressalta-se, contudo, que é preciso cuidado ao comparar as duas séries, já que, além das alterações conceituais, a abrangência da pesquisa também sofreu alteração uma vez que a pesquisa antiga refletia a situação legal das regiões metropolitanas em 1991, enquanto a nova segue a delimitação de 2000 (IBGE, 2002).

Por esse motivo, o estudo proposto neste trabalho contempla apenas a pesquisa revisada, compreendendo, portanto, o período a partir de setembro de 2002.

O banco de dados utilizado neste trabalho é composto por 157 observações para cada uma das séries estudadas e corresponde ao período de setembro/2002 a setembro/2015.

Destaca-se que ambas as séries estudadas foram utilizadas na escala logarítmica, de modo que os resultados obtidos podem ser interpretados em termos de elasticidade.

### **3.2. Função de Autocorrelação**

Uma forma visual de identificar se a série é estacionária ou não é por meio da análise gráfica da série, mais especificamente, a partir da Função de Autocorrelação da série, a qual pode ser expressa como:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

em que  $\gamma_k$  é a autocovariância com defasagem  $k$  e  $\gamma_0$ , a variância. Desse modo, como o numerador e o denominador dessa expressão estão na mesma unidade de medida,  $\rho_k$  é um número sem unidades e situa-se entre -1 e +1 (GUJARATI, 2006).

Em termos práticos, utiliza-se a Função de Autocorrelação Amostral (FAC) estimada, ou seja,  $\hat{\rho}_k$ . A partir dessa função, é possível constatar que, em processos estacionários, a autocorrelação fica próxima de zero em várias defasagens. Já em processos não estacionários,

os coeficientes de autocorrelação são bastante elevados nas várias defasagens e tende à zero de forma muito lenta à medida que a defasagem aumenta.

Além dessa análise gráfica<sup>10</sup>, é importante também realizar o teste de raiz unitária tanto para confirmar se a série em estudo é estacionária ou não, como também para verificar sua ordem de integração. O teste utilizado neste trabalho é apresentado a seguir.

### 3.3. Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste de raiz unitária de Dickey e Fuller consiste em estimar uma regressão da série em relação ao seu valor defasado e testar o coeficiente estimado. Assim, caso o coeficiente estimado seja igual a 1, pode-se dizer que o processo é não estacionário, ou seja, apresenta raiz unitária (BUENO, 2011).

Contudo, este teste considera que o termo de erro é não correlacionado. Assim, no caso desse termo apresentar correlação, Dickey e Fuller propuseram o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o qual se baseia na estimação de um modelo com variáveis autorregressivas. Desse modo, “é preciso introduzir tantas variáveis autorregressivas quantas forem necessárias para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese de que se trata de um ruído branco” (BUENO, 2011, p. 119).

Assim, considerando que  $y_t$  seja um processo autorregressivo de ordem  $p$ :

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

E adicionando e subtraindo  $\phi_p y_{t-p+1}$ , tem-se:

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

Repetindo-se esse procedimento  $p$  vezes, obtém-se:

---

<sup>10</sup> Ao analisar a função de correlação contra o número de defasagens, obtém-se o correlograma amostral da série.

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Em que  $\alpha = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i\right)$ ;  $\lambda_i = -\sum_{j=1}^{p-1} \phi_{j+1}$ .

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor t do coeficiente estimado segue a estatística  $\tau$ , cujos valores críticos foram obtidos por meio de simulação de Monte Carlo. Assim, se o valor absoluto calculado de  $\tau$  não exceder o valor crítico de  $\tau$ , não rejeitamos a hipótese nula – o que significa que o processo possui uma raiz unitária, sendo, portanto, não estacionário (GUJARATI, 2006).

### 3.4. Modelo Vetor de Correção de Erros - VECM

Pode-se dizer que duas séries são cointegradas se há entre elas uma relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, uma vez identificada a ordem de integração das séries, é possível verificar se as séries são cointegradas, ou seja, se elas apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo.

De acordo com a definição de cointegração proposta por Engle e Granger (1987), dado um vetor  $X_t$ ,  $n \times 1$ , seus elementos são cointegrados de ordem  $(d, b)$ , ou seja,  $X_t \sim CI(d, b)$ , se:

- I. Todos os elementos forem integrados de ordem  $d$ , ou seja, são  $I(d)$ ;
- II. Existe um vetor não nulo,  $\beta$ , tal que  $u_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0$ .

De acordo com a primeira condição, para que as séries sejam cointegradas, elas precisam apresentar a mesma ordem de integração (BUENO, 2011). Nesse caso, as séries apresentam uma relação de longo prazo, de modo que apresentam a mesma tendência estocástica (ENGLE; GRANGER, 1987).

No curto prazo, todavia, há desvios dessa tendência comum. Nesse sentido, o termo  $u_t$  é o erro de equilíbrio, uma vez que representa os desvios temporários do equilíbrio de longo prazo (BUENO, 2011). Assim, se as séries são cointegradas, o resíduo resultante deverá ser

estacionário – o que significa que, embora a relação de longo prazo seja perturbada por choques de curto prazo,  $u_t$ , essa “perturbação tende a se dissipar ao longo do tempo, de modo que as variáveis originais voltam a seu equilíbrio de longo prazo” (BUENO, 2011, p. 243).

Nesse sentido, a importância em se utilizar o modelo vetor de correção de erros (VECM) decorre, justamente, do fato de que ele permite incorporar o erro de equilíbrio. O VECM será apresentado mais adiante.

### 3.4.1. Teste de Cointegração de Engle-Granger

Uma forma de testar a cointegração entre as séries é por meio do teste de Engle e Granger. A ideia é que, se as séries forem cointegradas, os resíduos da regressão de uma série contra a outra serão estacionários, ou seja, se são  $I(0)$  – o que implica que eles apresentam variância finita, a despeito de as séries em análise apresentarem variância infinita (ENGLE; GRANGER, 1987).

Desse modo, é preciso aplicar o teste de raiz unitária nos resíduos da regressão e, caso a hipótese nula de raiz unitária seja rejeitada, as séries serão co-integradas.

Para tanto, os resíduos podem ser testados por meio do teste ADF, conforme equação abaixo:

$$\hat{\Delta u}_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{t+1} \hat{\Delta u}_{t-1} + v_t$$

Sob a hipótese nula de ausência de cointegração, os resíduos estimados são  $I(1)$ , de modo que todos os parâmetros são nulos no longo prazo (SJO, 2008). Todavia, Sjo (2008) ressalta que há alguns problemas com esse procedimento, dentre os quais, destacam-se:

- i. A utilização do teste ADF para verificar se os resíduos são  $I(0)$ . Nesse caso, todas as fragilidades envolvidas nesse teste se aplicam, especialmente, a escolha do número de lags.
- ii. O teste é baseado no pressuposto de que há um vetor de cointegração, capturado pela equação de cointegração. Entretanto, é preciso cuidado em aplicar esse procedimento em modelos que envolvam mais de duas variáveis, uma vez que, se uma terceira

variável for adicionada ao modelo e não pertencer ao vetor de cointegração, seu parâmetro estimado será zero, deixando o erro inalterado – ou seja, o resultado do teste não irá se alterar. Desse modo, há necessidade de outros testes para minimizar esse problema.

- iii. O teste supõe um fator comum na dinâmica do sistema. Caso esse fator não se sustente, o desempenho do teste será comprometido.

Desse modo, além desse procedimento, também será realizado o teste de Johansen a fim de confirmar a existência da relação de equilíbrio de longo prazo.

### 3.4.2. Modelo de Vetorial de Correção de Erros (VECM)

O modelo vetorial de correção dos erros (ENGLE; GRANGER, 1987) é uma versão mais completa do VAR que incorpora o termo de correção de erros. Considerando-se  $X_t$  um vetor de variáveis endógenas, o modelo multivariado VAR pode ser representado como (BUENO, 2011):

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + e_t$$

a qual pode ser reescrita como:

$$\left[ I - (\Phi_1 L + \Phi_2 L^2 + \dots + \Phi_p L^p) \right] X_t = e_t \Rightarrow \Phi(L) X_t = e_t$$

Para o caso geral, tem-se:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t$$



em que  $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j, i = 1, 2, \dots, p-1$ . Assim, se há raiz unitária,  $\Phi(I) = 0$ , de modo que  $\Phi = \alpha\beta'$ , em que  $\beta$  é a matriz com  $r$  vetores de cointegração,  $\alpha$ , a matriz com  $r$  vetores de ajustamento (BUENO, 2011).

Nesse sentido, conforme Bueno (2011) mostra, o VECM o recebe esse nome em decorrência do fato de que  $\Delta X_t$  pode ser explicada por dois componentes: um de curto prazo, representado por  $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$ , que determina a velocidade de ajustamento e outro de longo prazo, determinado por  $\Phi X_{t-1}$ , considerando que haja cointegração.

### 3.4.3. Teste de Cointegração de Johansen

O posto da matriz  $\Phi$  e os vetores de cointegração podem ser identificados a partir do teste de Johansen. A ideia é que, se houver cointegração entre as variáveis, o posto da matriz  $\Phi_{n \times n}$  será  $r < n$ , ou seja, a matriz  $\Phi$  apresenta posto reduzido. Por outro lado, se o posto for nulo, as variáveis são estacionárias e, portanto, não existe cointegração (PFAFF, 2008b).

Assim, considerando o modelo na forma de VECM, tem-se (BUENO, 2011):

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t$$

em que  $d_t = [1, t]$  é um vetor com variáveis determinísticas,  $\delta$  é uma matriz de coeficientes, de dimensão compatível com  $d_t$ ,  $2 \times n$ . Os autovalores da matriz  $\Phi$  podem ser obtidos maximizando essa expressão com restrições sobre a matriz de covariância. Cada autovalor será associado aos vetores de cointegração contidos em  $\beta$ .

Assim, para testar a presença de cointegração, Johansen propõe dois testes baseados em estimação de máxima verossimilhança: o teste do traço e o teste do autovalor (HJALMARSSON; OSTERHOLM, 2007). O teste do traço testa a hipótese nula de que há  $r^*$

vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que  $r > r^*$ . Assim, se a hipótese nula for rejeitada, significa que há mais de um vetor de cointegração. A estatística desse teste é:

$$J_{\text{traço}} = \lambda_{r^*}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Nesse caso, se não houver cointegração, os autovalores serão próximos de zero, ou seja, a estatística do traço resulta em valores pequenos de modo que não é possível rejeitar a hipótese nula. Por outro lado, se  $\hat{\lambda}_i$  for significativamente diferente de zero,  $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$  será negativo e, portanto, a estatística terá um valor elevado, de modo que a hipótese nula será rejeitada em favor da alternativa.

O segundo teste é de máximo autovalor, em que se testa a hipótese nula de que há  $r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que há  $r^* + 1$  vetores. A estatística desse teste é representada por:

$$J_{\text{max}} = LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Nesse caso, rejeitar a hipótese nula significa que há mais de um vetor de cointegração.

Entretanto, um aspecto importante está associado à ordem de defasagens dos componentes autorregressivos. Para tanto, Bueno (2011) propõe combinar o melhor critério de informação à ausência de autocorrelação dos resíduos.

Nesse sentido, a principal dificuldade consiste em determinar o modelo de cointegração, haja vista que há cinco possibilidades, as quais se relacionam à existência de constante e tendência no nível do vetor  $X_t$  e no vetor de cointegração (BUENO, 2011). Assim, os casos possíveis são:

*Caso 1:* ausência de intercepto e tendência tanto no vetor de cointegração quanto no nível de  $X_t$ , de modo que  $\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha \beta' X_{t-1}$ .

*Caso 2:* há intercepto apenas no vetor de cointegração, ou seja,  $\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_0)$ , em que  $\mu_0$  é um vetor  $rx1$  de constantes.

*Caso 3:* há intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível de  $X_t$ . Assim,  $\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_0) + \delta_0$ , em que  $\delta_0$  é um vetor  $nx1$  de constantes.

*Caso 4:* há intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no vetor de cointegração e no nível, de modo que  $\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha[\beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1(t-1)] + \delta_0$ , em que  $\mu_1$  é um vetor  $rx1$  de constantes.

*Caso 5:* há intercepto e tendência linear no vetor de cointegração e tendência quadrática no nível. Nesse caso,  $\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha[\beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1(t-1)] + \delta_0 + \delta_1 t$ , em que  $\delta_1 t$  é um vetor  $nx1$  de constantes.

Desse modo, a especificação completa do modelo torna-se:

$$\Delta X_t = \alpha \left\{ \beta' [X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1(t-1)] \right\} + (\delta_0 + \delta_1 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1} + e_t$$

Em que os seguintes modelos são possíveis:

1. Sem termos determinísticos:  $\mu_0 = \mu_1 = \delta_0 = \delta_1 = 0$ ;
2. Constante dentro do vetor de cointegração:  $\mu_0 \neq 0$ ,  $\mu_1 = \delta_0 = \delta_1 = 0$ ;
3. Constante dentro e fora do vetor de cointegração:  $\mu_0, \delta_0 \neq 0$ ,  $\mu_1 = \delta_1 = 0$ ;
4. Constante dentro e fora do vetor de cointegração e tendência dentro do vetor:  
 $\mu_0, \delta_0, \mu_1 \neq 0$ ,  $\delta_1 = 0$ ;
5. Constante dentro e fora do vetor de cointegração e tendência dentro e fora do vetor:  
 $\mu_0, \delta_0, \mu_1, \delta_1 \neq 0$ .

Ressalta-se, contudo, conforme Bueno (2011), que cointegração não significa Granger-causalidade, haja vista que a primeira se relaciona ao equilíbrio de longo prazo, ao passo que a segunda, à previsão de curto prazo. Embora ambos os elementos estejam presentes no VECM, esse aspecto é importante, pois a omissão de variáveis pode levar a resultados espúrios na medida em que as variáveis em estudo podem apresentar um componente comum, que as gere simultaneamente. Nesse sentido, é preciso cautela ao utilizar o conceito de cointegração para afirmar que uma variável causa outra em sentido econômico (BUENO, 2011).

### **3.5. Estrutura de Análise do VECM**

Neste trabalho, a análise do VECM será conduzida a partir da função resposta ao impulso e análise de decomposição do erro da variância, as quais são explicadas nas subseções seguintes. Ressalta-se que, a partir da metodologia apresentada, nesse trabalho será estimado inicialmente, o VAR e, em seguida, o VECM a fim de incorporar a relação de cointegração entre as séries, bem como o termo de correção de erros.

#### **3.5.1. Função Resposta ao Impulso**

No que diz respeito à função resposta ao impulso, Sims (1980<sup>11</sup> *apud* BUENO, 2011) propõe um sistema recursivo com a imposição de que alguns coeficientes sejam iguais à zero de modo que os parâmetros estruturais restantes sejam identificáveis.

Assim, no caso de um vetor com  $n$  variáveis endógenas, as condições de identificação requerem a imposição de  $\frac{n^2 - n}{2}$  restrições. Desse modo, no caso bivariado, abordado neste trabalho, assumindo<sup>12</sup> que  $a_{12} = 0$ , tem-se:

---

<sup>11</sup> SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. 1980. *Econometrica*, 48, 1, 1-48.

<sup>12</sup> Essa suposição impõe no modelo uma ordem de causalidade recursiva (ZIVOTE; WANG, 2006).

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \Rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Com isso, os erros reduzidos tornam-se:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

Assim,

$$\text{var}(e_1) = \sigma_y^2$$

$$\text{cov}(e_1, e_2) = -a_{21} \sigma_y^2$$

$$\text{var}(e_2) = \sigma_z^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2$$

A partir dessas três equações, é possível estimar os parâmetros do modelo. Assim, os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas podem ser definidos a partir da seguinte matriz:

$$\psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12} a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

E, assim,

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

Em que  $\bar{X} \equiv (1 - \Phi_1)^{-1}$  é a média de longo prazo.

Desse modo, o impacto total de um choque de  $\varepsilon_{yt}$  sobre  $y_{t+h}$  pode ser determinado a partir da soma dos coeficientes  $\psi_{i,11}$ ,  $i = 0,1,2,\dots,h$ , e sobre  $z_{t+h}$ , com base na soma dos coeficientes  $\psi_{i,21}$  - cuja representação gráfica é denominada de função resposta ao impulso.

### 3.5.2. Análise de Decomposição da Variância

A análise de decomposição da variância mostra a proporção da variância do erro de previsão decorrente de cada uma das variáveis endógenas. Desse modo, essa análise permite avaliar a importância relativa de cada variável do modelo.

Nesse sentido, decompõem-se a variância entre os elementos presentes no modelo (BUENO, 2011). No caso bivariado, a variância é decomposta em dois componentes, ou seja:

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_z^2(h)}$$

### 3.6. Estimação do VAR e Critérios de Informação para Seleção da Ordem de Defasagem

Antes de estimar propriamente o VECM, será estimado o modelo VAR. A ordem de defasagem para o modelo VAR(p) pode ser determinada a partir de critérios de seleção do modelo. A ideia consiste em ajustar um VAR(p) e escolher o p que minimiza uma função baseada nos resíduos, penalizada pelo número de regressões do modelo (BUENO, 2011).

Segundo Bueno (2011), há três principais critérios de informação: a estatística BIC, proposta por Schwarz (1978), determinada pela expressão:

$$BIC(p, q) = \ln \hat{\sigma}^2 + n \frac{\ln T}{T}$$

em que  $n = p + q$ , se o modelo não tem constante, e  $n = p + q + 1$ , no caso de haver constante no modelo, e  $T$  é o tamanho da amostra. Além disso,  $\hat{\sigma}^2$  é determinada por:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T e_t^2}{T}$$

A estatística AIC, de Akaike (1974), que é representada por:

$$AIC(p, q) = \ln \hat{\sigma}^2 + n \frac{2}{T}$$

Sendo  $\hat{\sigma}^2$  o estimador de máxima verossimilhança de  $\sigma^2$ .

E estatística HQ, de Hannan-Quinn (1979)<sup>13</sup>, dada por:

$$HQ(p, q) = \ln \hat{\sigma}^2 + n \frac{2}{T} \ln \ln T$$

De acordo com Bueno (2011),

“(e)nquanto o critério BIC é consistente assintoticamente, e tende a escolher um modelo mais parcimonioso do que o AIC, este último funciona melhor em pequenas amostras, não observante seja viesado para escolher modelos sobreparametrizados. O critério HQ também é assintoticamente consistente, porém é menos forte do que o critério BIC” (BUENO, 2011, p. 51).

Além desses, neste trabalho, serão apresentados também os resultados segundo a estatística Erro de Predição Final (FPE), a qual fornece a média quadrática assintótica do erro de predição (AKAIKE, 1969) e pode ser expressa como:

$$FPE = \left(1 + \frac{M+1}{N}\right) r_m$$

<sup>13</sup> HANNAN, E. J., QUINN, B. G.. The Determination of the Orders of an Autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society**. B, 41, 190-195. 1979.

em que  $M$  é a ordem de defasagens e  $r_m$  é o mínimo de  $E(X(n) - \sum_{m=1}^M (a_m^{(M)} X(n-m) - a_0^{(M)})^2$  com relação a  $\{a_m^{(M)}; m = 0, 1, \dots, M\}$ .

### 3.7. Ambiente Computacional

Para condução deste estudo, foi utilizado o ambiente de programação estatística R Development Core Team (2015), bem como os pacotes estatísticos:

- “*urca*” (PFAFF, 2008b);
- “*tseries*” (TRAPLETTI; HORNIK, 2015);
- “*vars*” (PFAFF, 2008a; PFAFF, 2008b);
- “*lmtest*” (ZEILEIS; HOTHORN, 2002);
- “*nortest*” (GROSS; LIGGES, 2015).

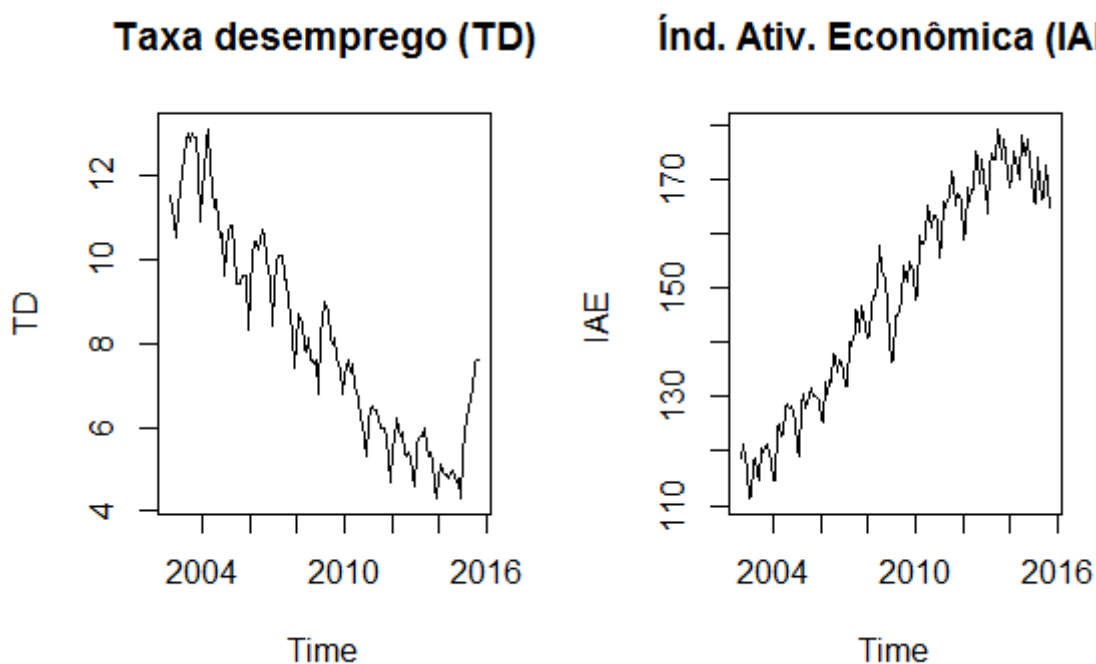


## 4. SENSIBILIDADE DO DESEMPREGO METROPOLITANO A FLUTUAÇÕES NO RITMO DE ATIVIDADE ECONÔMICA

### 4.1. Análise Gráfica das Séries

Antes de serem apresentados os resultados referentes ao teste de raiz unitária, um passo importante consiste na análise gráfica das séries em estudo. A Figura 1 apresenta os gráficos de evolução da taxa de desemprego e do índice de atividade econômica, para o período de setembro de 2002 a setembro de 2015.

**FIGURA 1**  
**Gráfico de evolução da taxa de desemprego (TD) e índice de atividade econômica (IAE)**  
**– 09/2002 a 09/2015**



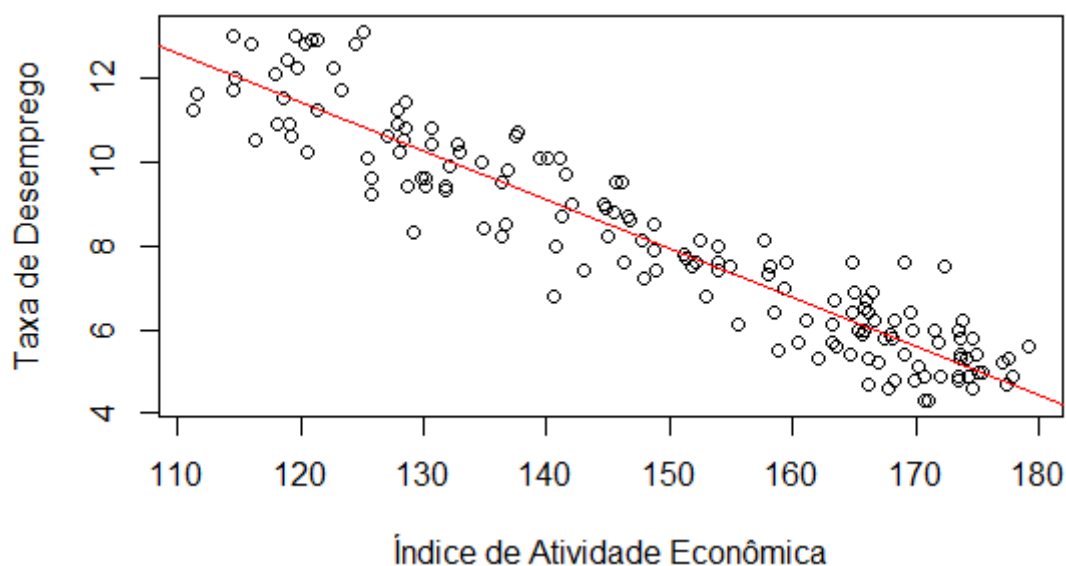
Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

No que concerne à taxa de desemprego, ao longo do período analisado, observa-se uma tendência decrescente dessa série e, mais recentemente, uma mudança nesse comportamento – mais especificamente, a partir de janeiro de 2015. Quanto ao índice de atividade econômica, por sua vez, observa-se uma tendência crescente ao longo do período analisado, cujo comportamento apresenta uma reversão, aproximadamente, a partir do final de 2013. Esses

gráficos sugerem também que a taxa de desemprego demora um tempo para responder às variações no ritmo de atividade econômica.

O diagrama de dispersão entre as duas séries analisadas, apresentado na Figura 2, sugere a existência de uma relação inversa entre elas, de modo que, o desemprego aumenta/diminui com retração/expansão no ritmo de atividade econômica. Todavia, a despeito dessa forte correlação entre as séries, é preciso confirmar se essa relação possui significância estatística a fim de evitar resultados espúrios.

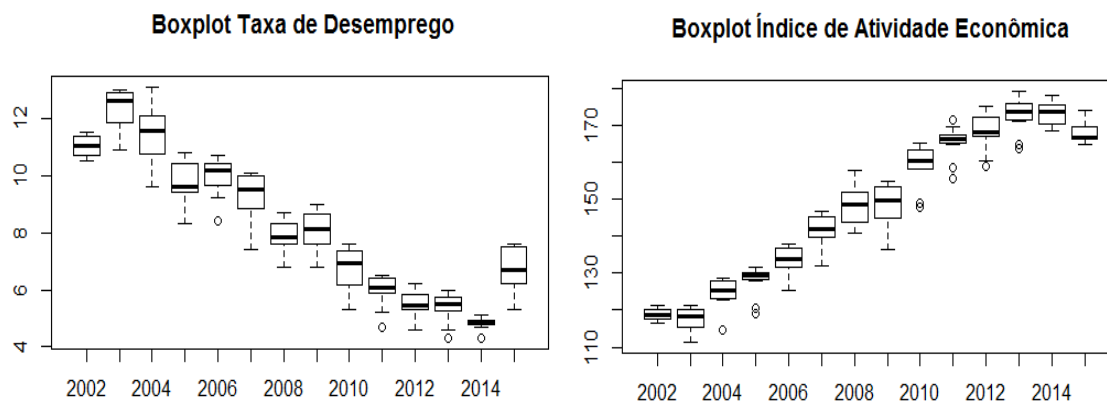
**FIGURA 2**  
**Dispersão entre taxa de desemprego e índice de atividade econômica**  
**- 09/2002 a 09/2015**



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

A Figura 3 apresenta o boxplot dos valores mensais dessas séries para cada ano analisado. Conforme se observa, houve um aumento expressivo na taxa de desemprego metropolitano em 2015 em relação a 2014 – ano em que essa taxa alcançou os menores valores ao longo do período analisado. De fato, em setembro desse ano, a taxa observada encontra-se próxima aos valores observados no final de 2009. Nota-se ainda um aumento na variabilidade dessa taxa em 2015 em relação aos anos anteriores.

**FIGURA 3**  
**Boxplot da Taxa de Desemprego e do Índice de Atividade Econômica**  
**09/2002 a 09/2015**



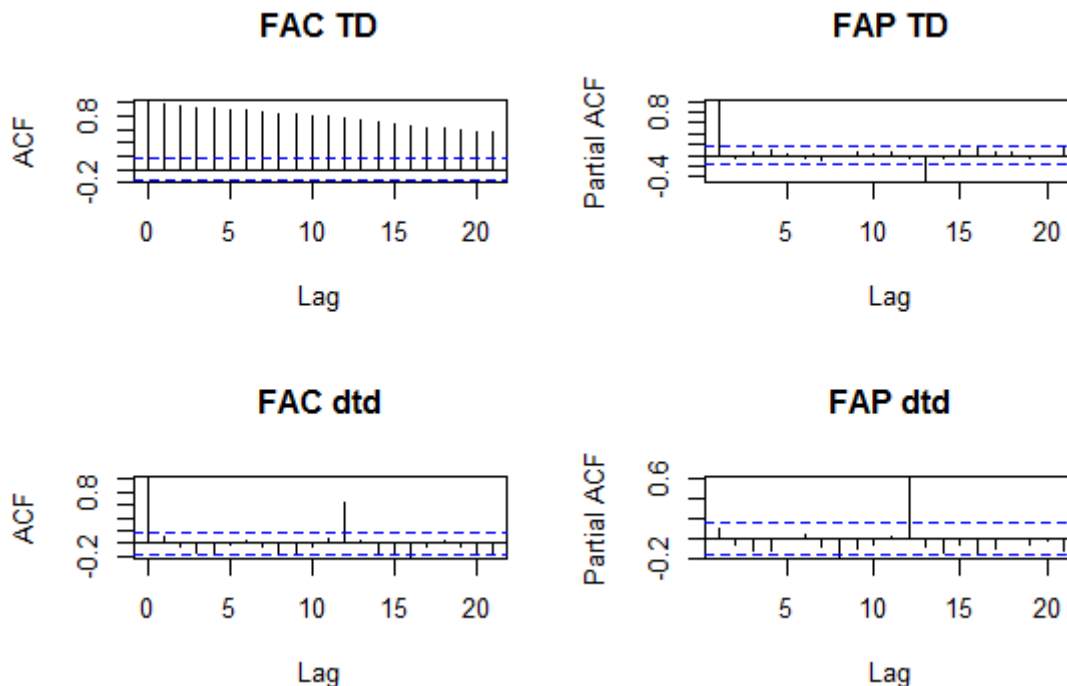
Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Ao contrário da taxa de desemprego, o índice de atividade econômica apresentou uma redução na variabilidade em 2015 em relação aos anos anteriores, apresentando, todavia, valores inferiores aos observados anteriormente – o que reflete uma retração no ritmo de atividade econômica.

Esses gráficos sugerem ainda que ambas as séries são processos não estacionários, uma vez que tanto a mediana quanto a variância delas se alteram ao longo do período analisado. Quanto a esse aspecto, é importante analisar também o correlograma dessas séries. Assim, as Figuras 4 e 5 apresentam a função de autocorrelação (FAC) e função de autocorrelação parcial (FAP) para a taxa de desemprego metropolitano e o índice de atividade econômica, respectivamente. Essas funções são apresentadas para as séries em nível e após a primeira diferença, para o período analisado.

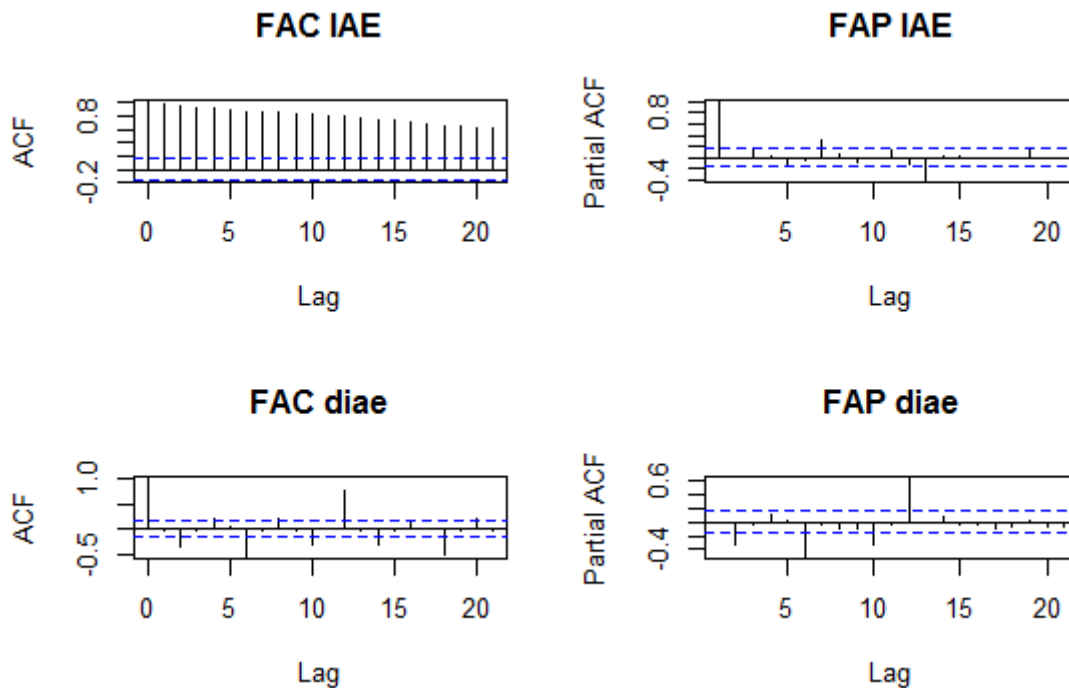
Assim, ao observar o correlograma dessas séries, é possível inferir que elas são não estacionárias, haja vista que os coeficientes de autocorrelação são bastante elevados e se aproximam de zero de forma bastante lenta.

**FIGURA 4**  
**Correlograma da taxa de desemprego – 09/2002 a 09/2015**



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE).

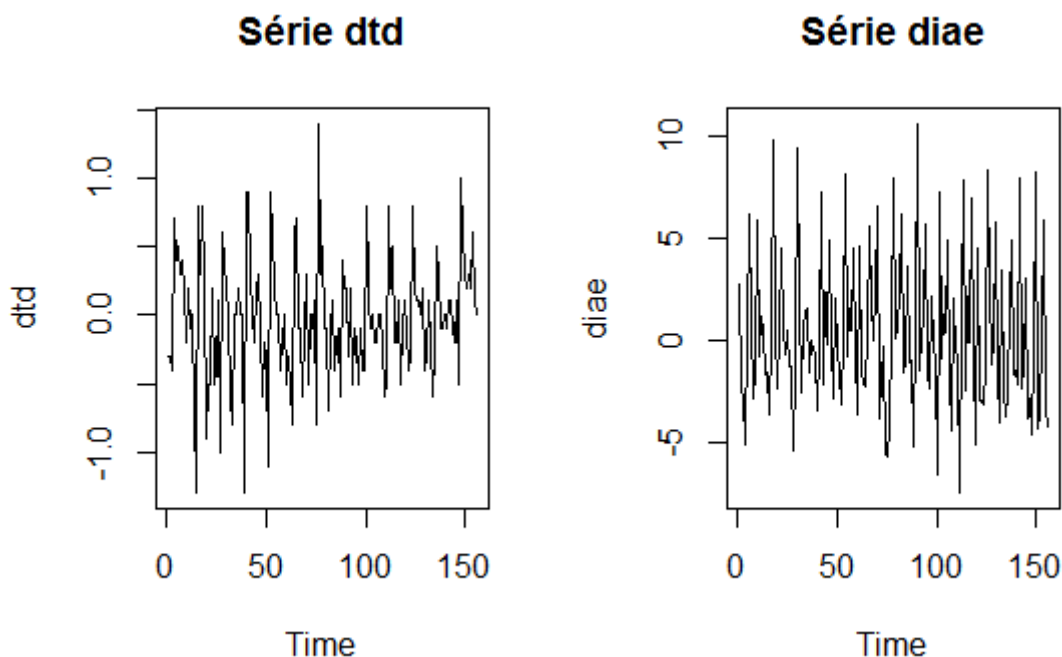
**FIGURA 5**  
**Correlograma do índice de atividade econômica (IAE) – 09/2002 a 09/2015**



Fonte: Elaboração própria a partir do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

De fato, após a primeira diferenciação, é possível observar que as séries diferenciadas se tornam estacionárias – o que é também confirmado a partir da Figura 6 que mostra o gráfico de evolução das séries após a primeira diferença.

**FIGURA 6**  
**Gráfico de evolução da taxa de desemprego (dtd) e do índice de atividade econômica (diae) após a primeira diferença**



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Contudo, a fim de confirmar se essas séries são, de fato, não estacionárias, realizou-se o teste de raiz unitária, cujos resultados são apresentados na próxima seção.

#### **4.2. Resultados do Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado**

Com vistas a testar se as séries possuem raiz unitária, realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado. A Tabela 1 apresenta os valores da estatística do teste para as três especificações e seus respectivos valores críticos. Conforme é possível observar, com relação à taxa de desemprego, constata-se que, em todas as especificações, não há evidências estatísticas suficientes contra a hipótese nula de que a série apresenta raiz unitária. Além disso, observa-

se que, após a primeira diferença, a série se torna estacionária – o que demonstra que ela pode ser considerada um processo integrado de primeira ordem, isto é,  $I(1)$ .

Do mesmo modo, no caso do índice de atividade econômica (IAE), não é possível rejeitar a hipótese de que essa série possui raiz unitária, ou seja, a hipótese de que ela é um processo não estacionário. Consta-se ainda, que após a primeira diferença, em todas as especificações, essa série se torna estacionária, de modo que ela também pode ser considerada um processo integrado de ordem 1.

**TABELA 1**  
**Estatística do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado**  
**– 09/2002 a 09/2015**

<b>Variável Taxa de Desemprego (TD)</b>					
<b>Especificação</b>	<b>Estatística</b>		<b>Valores críticos</b>		
	<b>Em nível</b>	<b>Em 1ª diferença</b>	<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
Sem intercepto e tendência	-1,124	-8,782	-2,58	-1,95	-1,62
Com intercepto e tendência	-2,439	-8,885	-3,99	-3,43	-3,13
Somente intercepto	-1,703	-8,805	-3,46	-2,88	-2,57

<b>Variável Índice de Atividade Econômica (IAE)</b>					
<b>Especificação</b>	<b>Estatística</b>		<b>Valores críticos</b>		
	<b>Em nível</b>	<b>Em 1ª diferença</b>	<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
Sem intercepto e tendência	1,519	-8,358	-2,58	-1,95	-1,62
Com intercepto e tendência	-2,638	-8,983	-3,99	-3,43	-3,13
Somente intercepto	-1,691	-8,893	-3,46	-2,88	-2,57

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

O Apêndice A traz os gráficos referentes aos resíduos deste teste.

Desse modo, uma vez confirmada a não estacionariedade das séries e que ambas possuem a mesma ordem de integração, é possível estimar a regressão de cointegração a fim de verificar se elas possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. A seção seguinte traz esse resultado a partir da proposta de Engle-Granger (1987).

### 4.3. Resultado do Teste de Cointegração de Engle-Granger

Com vistas a testar se as séries são cointegradas e, portanto, apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, inicialmente, adotou-se o procedimento intuitivo proposto por Engle e Granger (1987), ou seja, foi estimada uma regressão entre a taxa de desemprego e o índice de atividade econômica e, em seguida, realizado o teste de estacionariedade Dickey-Fuller Aumentado nos resíduos. Desse modo, se os resíduos forem estacionários, ou seja, integrados de ordem 0, as duas séries apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo e, portanto, a regressão não é espúria.

Conforme destacado anteriormente, os procedimentos foram realizados considerando-se as séries em escala logarítmica.

A Tabela 2 apresenta o resultado do teste de raiz unitária para essa regressão. Observa-se que em todas as especificações os resíduos podem ser considerados estacionários para níveis de significância iguais ou maiores que 1% - o que demonstra que essas séries podem ser cointegradas para esses níveis de significância. Os gráficos referentes aos testes de raiz unitária dos resíduos dessa regressão estão apresentados no Apêndice B.

**TABELA 2**  
**Resultado do teste de raiz unitária nos resíduos da**  
**regressão entre taxa de desemprego e índice de atividade**  
**econômica na escala logarítmica – 09/2002 a 09/2015**

Especificação	Estatística	Valores críticos		
	valor-t	1%	5%	10%
Sem intercepto e tendência	-5,727	-2,58	-1,95	-1,62
Com intercepto e tendência	-5,798	-3,99	-3,43	-3,13
Somente intercepto	-5,714	-3,46	-2,88	-2,57

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Embora esse procedimento tenha identificado a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries analisadas, ele apresenta algumas limitações (SJO, 2008), conforme discutido anteriormente. Ademais, ele não permite identificar a equação de equilíbrio entre essas variáveis. Desse modo, realizou-se também o procedimento proposto por Johansen.

#### 4.4. Teste de Johansen e Estimação do VECM

Antes de realizar o teste de Johansen, procedeu-se à estimação do VAR. A Tabela 3 apresenta o número de defasagens ideal. Conforme se observa, em todos os critérios de informação considerados, o número de defasagens ideal é igual a sete. Uma possível explicação para esse número elevado está associada à existência de outros elementos que interferem na taxa de desemprego, como, por exemplo, custos de admissão e dispensa de trabalhadores. Contudo, foge ao escopo desse trabalho uma análise mais detalhada sobre esse tema.

**TABELA 3**  
**Critérios de informação para definição do número de defasagens para**  
**estimação do VAR – 09/2002 a 09/2015**

Defasagens	AIC	HQ	SC	FPE
1	-13388360	-13322830	-13227070	1,5329300
2	-13406480	-13308190	-13164550	1,5054920
3	-13653960	-13522900	-13331380	1,1755800
4	-13675370	-13511550	-13272150	1,1509030
5	-13805700	-13609120	-13321840	1,0105670
6	-13848790	-13619450	-13284290	0,9683416
7	-14091320*	-13829210*	-13446180*	0,7602218*
8	-14056330	-13761450	-13330540	0,7878507

\* Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério de informação

AIC: Critério de Informação Akaike

HQ: Critério de Informação Hannan-Quinn

SC: Critério de Informação Schwarz

FPE: Erro de Predição Final

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Assim, a estimação do VAR com sete defasagens proporcionou o resultado apresentado na Tabela 4:



**TABELA 4**  
**Resultado do VAR com sete defasagens – 09/2002 a 09/2015**

Equação Intd					Equação Iniae				
	Coeficientes	Erro padrão	valor t	Pr(> t )		Coeficientes	Erro padrão	valor t	Pr(> t )
Intd.l1	0,8066	0,0806	10,010	< 2e-16 ***	Intd.l1	0,0718	0,0312	2,303	0,023 *
Iniae.l1	-0,2005	0,2066	-0,970	0,334	Iniae.l1	1,0090	0,0800	12,620	< 2e-16 ***
Intd.l2	-0,1097	0,0999	-1,098	0,274	Intd.l2	0,0819	0,0386	2,118	0,036 *
Iniae.l2	-1,4046	0,2874	-4,888	0,000 ***	Iniae.l2	-0,2105	0,1112	-1,894	0,060 .
Intd.l3	0,0621	0,1022	0,608	0,544	Intd.l3	-0,2553	0,0396	-6,455	0,000 ***
Iniae.l3	0,9573	0,3001	3,190	0,002 **	Iniae.l3	0,3150	0,1161	2,713	0,008 **
Intd.l4	0,2482	0,1172	2,118	0,036 *	Intd.l4	0,1151	0,0453	2,540	0,012 *
Iniae.l4	-0,8685	0,2861	-3,035	0,003 **	Iniae.l4	-0,0543	0,1107	-0,491	0,624
Intd.l5	-0,2138	0,1208	-1,770	0,079 .	Intd.l5	-0,0319	0,0467	-0,682	0,496
Iniae.l5	0,0815	0,2573	0,317	0,752	Iniae.l5	-0,1155	0,0996	-1,160	0,248
Intd.l6	0,3362	0,1135	2,963	0,004 **	Intd.l6	0,1022	0,0439	2,328	0,021 *
Iniae.l6	1,1738	0,2502	4,691	0,000 ***	Iniae.l6	-0,2726	0,0968	-2,815	0,006 **
Intd.l7	-0,3133	0,0836	-3,748	0,000 ***	Intd.l7	-0,0913	0,0323	-2,823	0,005 **
Iniae.l7	-0,4350	0,2200	-1,977	0,050 .	Iniae.l7	0,3482	0,0851	4,090	0,000 ***
const	3,7825	11238774	3,366	0,001 ***	const	-0,0624	0,4349	-0,144	0,886
trend	0,0009	0,0006	1,484	0,140	trend	-0,0002	0,0002	-0,733	0,465
<b>R<sup>2</sup> ajustado: 0,9779</b>					<b>R<sup>2</sup> ajustado: 0,9821</b>				
Nível de significância: 0 '***'; 0,001 '**'; 0,01 '*'; 0,05 '.'					Nível de significância: 0 '***'; 0,001 '**'; 0,01 '*'; 0,05 '.'				

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

O Apêndice C apresenta os gráficos dos resíduos desse modelo. Em seguida, foram realizados os testes nos resíduos.

Para testar a normalidade dos resíduos, utilizou-se o teste de Jarque-Bera, o qual está apresentado na Tabela 5.

**TABELA 5**  
**Resultados para o Teste de Normalidade dos erros do VAR**

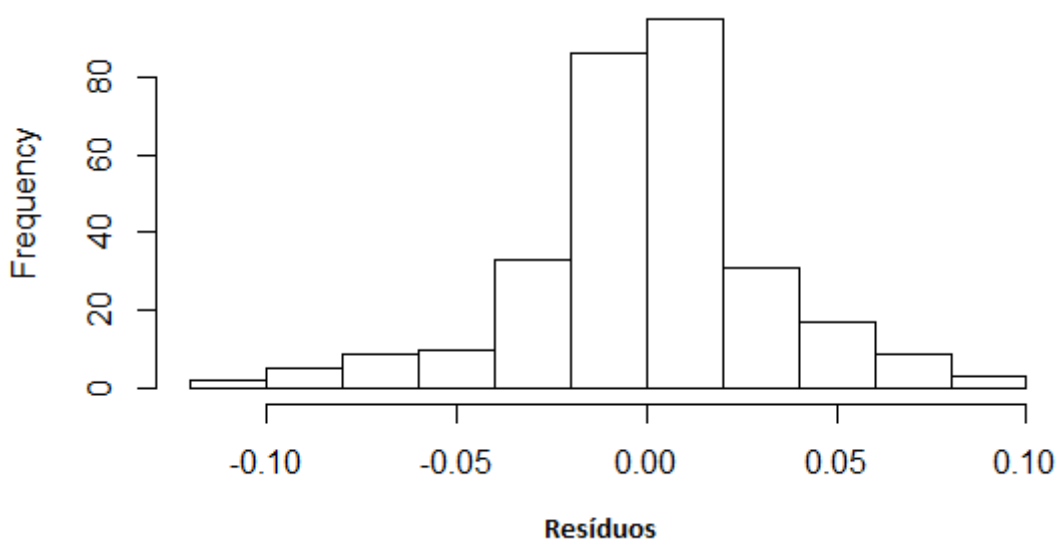
Teste	Componente	Estatística	GL	valor-p
Jarque-Bera	Intd	2,0842	2	0,3527
	Iniae	1,1195	2	0,5714
	Multivariado	3,1787	4	0,5284
Assimetria	Multivariado	2,2083	2	0,3315
Curtose	Multivariado	0,9704	2	0,6156

Fonte: Elaboração própria a partir das séries da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

A hipótese nula do Teste de Jarque-Bera é de que os erros são normais, enquanto a hipótese alternativa é a de não normalidade dos erros. Conforme se observa, não rejeitamos a hipótese nula de normalidade, ou seja, é possível afirmar que os resíduos são ruído branco.

Além disso, obteve-se o histograma dos resíduos, o qual está apresentado na Figura 7. Conforme nota-se, a distribuição dos resíduos se aproxima do formato da distribuição normal – o que ratifica os resultados apresentados pelo teste de normalidade de Jarque-Bera.

**FIGURA 7**  
**Histograma dos resíduos do VAR com sete defasagens**



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

A Tabela 6 traz o resultado referente aos testes de Box-Pierce e Ljung-Box de autocorrelação nos resíduos, os quais testam a hipótese nula de que os erros não são autocorrelacionados contra a hipótese alternativa de que os erros são autocorrelacionados (BUENO, 2011). Conforme se observa, não podemos rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 5%, ou seja, os resíduos do modelo VAR não podem ser considerados autocorrelacionados.

**TABELA 6**  
**Teste de autocorrelação dos Erros**  
**Box-Pierce e Ljung-Box**

Teste	Componente	Estatística	GL	valor-p
Box-Pierce	Intd	5,663	7	0,5796
	Iniae	5,9997	7	0,5398
Ljung-Box	Intd	5,9051	7	0,5509
	Iniae	6,3098	7	0,5041

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Para verificar sinais de heterocedasticidade condicional, utilizou-se o teste ARCH-LM<sup>14</sup>. Os resultados estão apresentados na Tabela 7. Conforme se observa, não é possível rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade nos erros, uma vez que o valor-p é muito elevado.

**TABELA 7**  
**Teste de Heterocedasticidade ARCH-LM**

Componente	Estatística	GL	valor-p
Intd	16,913	16	0,3912
Iniae	13,011	16	0,6719
Multivariado	56,723	45	0,1129

Fonte: Elaboração própria a partir das séries da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

A fim de testar a estabilidade do VAR, utilizou-se o teste CUSUM. Este teste se baseia na soma acumulada dos resíduos<sup>15</sup>, de modo que sob a hipótese nula, essa estatística possui média zero e variância aproximadamente igual ao número de resíduos que estão sendo

<sup>14</sup> Para conduzir esse teste, deve-se regredir  $\hat{\varepsilon}_t^2 = \beta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + \beta_n \hat{\varepsilon}_{t-n} + u_t$ . Assim, testa-se  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0$  contra  $H_a : \beta_1 \neq 0$ , ou  $\beta_2 \neq 0$ , ou ...  $\beta_n \neq 0$  (BUENO, 2011). Sob a hipótese nula,  $ARCH - LM_h = TxR^2 \xrightarrow{d} \chi_h^2$  (BUENO, 2011).

<sup>15</sup> A estatística deste teste pode ser obtida a partir da seguinte expressão:

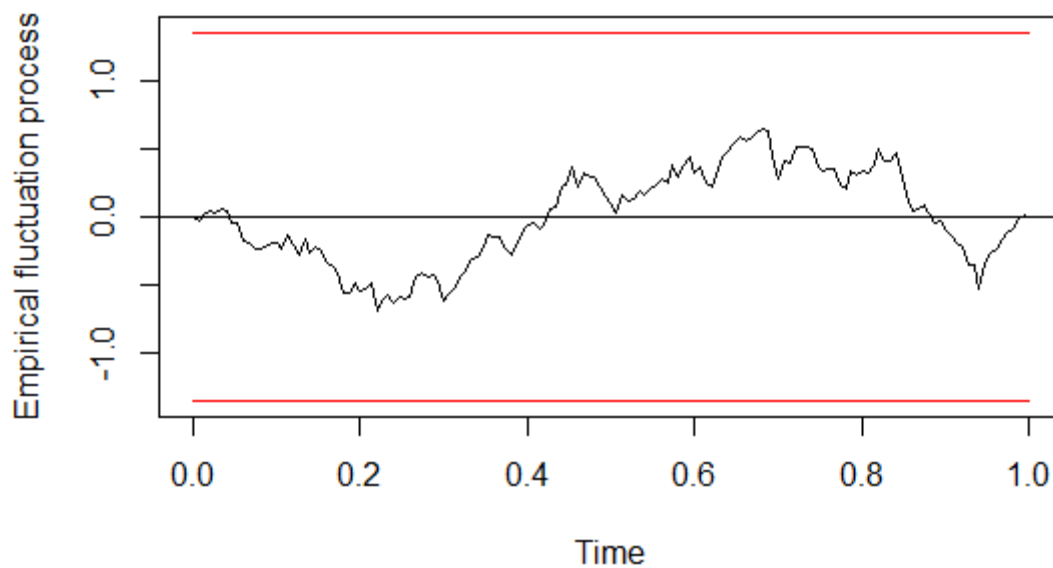
$$W_t = \sum_{r=K+1}^{r=t} \frac{w_r}{\hat{\sigma}}$$

Em que  $\hat{\sigma}^2 = (T - K - 1)^{-1} \sum_{r=K+1}^T (w_r - \bar{w})^2$  e  $\bar{w} = (T - K)^{-1} \sum_{r=K+1}^T w_r$  (GREENE, 2003).

somados. Assim, o teste é conduzido a partir da análise gráfica de  $W_t$ , contra o tempo (GREENE, 2003), sendo gerado um para cada equação do modelo (PFAFF, 2008a). Os resultados são apresentados nas Figuras 8 e 9.

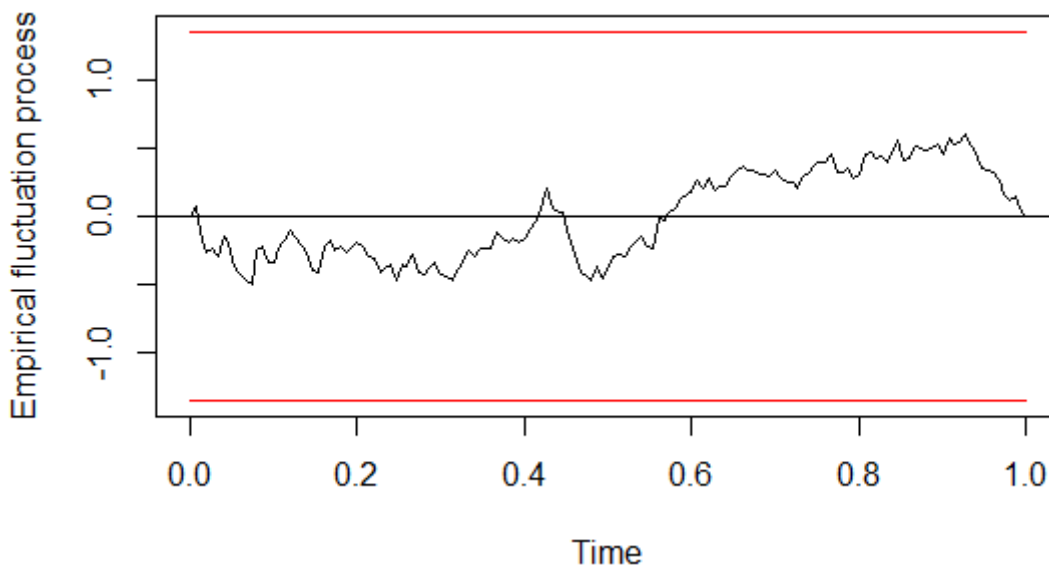
Uma vez que as flutuações estão dentro do intervalo de confiança de 95%, constata-se que o modelo é estável ao nível de significância de 5%.

**FIGURA 8**  
**Teste OLS-CUSUM para Equação Intd (Taxa de Desemprego)**



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

**FIGURA 9**  
**Teste OLS-CUSUM para Equação Iniae (IAE)**



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

A partir desses resultados, realizou-se o teste de Johansen, que visa confirmar se as séries são cointegradas, apresentando, portanto, uma relação de equilíbrio de longo prazo. Para tanto, foram utilizadas as duas estatísticas propostas: teste do traço e do máximo autovalor. Os testes foram realizados considerando as especificações sem constante e sem tendência; com constante e com tendência e apenas com constante.

De acordo com a estatística do traço, cujos resultados são apresentados na Tabela 8, no caso das duas primeiras especificações, constata-se que não é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração entre as variáveis taxa de desemprego (TD) e índice de atividade econômica (IAE), já que os valores da estatística do teste, nesses dois casos, são menores que o valor crítico, mesmo ao nível de 10% de significância.

**TABELA 8**  
**Teste do traço**

<b>Sem constante e sem tendência</b>				
<b>Hipótese nula</b>	<b>Estatística</b>	<b>Significância</b>		
		<b>10%</b>	<b>5%</b>	<b>1%</b>
<b><math>r = 0</math></b>	<b>13,78</b>	<b>15,66</b>	<b>17,95</b>	<b>23,52</b>
<b><math>r \leq 1</math></b>	<b>3,08</b>	<b>6,50</b>	<b>8,18</b>	<b>11,65</b>

<b>Com constante e tendência</b>				
<b>Hipótese nula</b>	<b>Estatística</b>	<b>Significância</b>		
		<b>10%</b>	<b>5%</b>	<b>1%</b>
<b><math>r = 0</math></b>	<b>16,77</b>	<b>22,76</b>	<b>25,32</b>	<b>30,45</b>
<b><math>r \leq 1</math></b>	<b>3,77</b>	<b>10,49</b>	<b>12,25</b>	<b>16,26</b>

<b>Com constante apenas</b>				
<b>Hipótese nula</b>	<b>Estatística</b>	<b>Significância</b>		
		<b>10%</b>	<b>5%</b>	<b>1%</b>
<b><math>r = 0</math></b>	<b>25,63</b>	<b>17,85</b>	<b>19,96</b>	<b>24,60</b>
<b><math>r \leq 1</math></b>	<b>5,54</b>	<b>7,52</b>	<b>9,24</b>	<b>12,97</b>

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Considerando apenas o termo de constante, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração entre essas variáveis, já que a estatística do teste é maior que o valor crítico, ao nível de 5% de significância. Ou seja, há pelo menos uma equação de cointegração entre as variáveis. De fato, ao analisar a segunda possibilidade ( $r \leq 1$ ), constata-se que não é possível rejeitar a hipótese nula de que há uma equação de cointegração considerando um nível de significância igual a 5%, ou seja, as variáveis são cointegradas.

Do mesmo modo, de acordo com a estatística do máximo autovalor, apresentada na Tabela 9, não é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração entre as séries considerando as duas primeiras especificações.

No entanto, considerando-se apenas o termo de constante, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração ao nível de 5% de significância. Além disso, não é possível, nessa especificação, rejeitar a hipótese nula de que há uma equação de cointegração. Assim, esses testes confirmam que há uma equação de cointegração entre essas séries.

**TABELA 9**  
**Teste de máximo autovalor**

<b>Sem constante e sem tendência</b>				
<b>Hipótese nula</b>	<b>Estatística</b>	<b>Significância</b>		
		<b>10%</b>	<b>5%</b>	<b>1%</b>
<b>r = 0</b>	<b>10,70</b>	<b>12,70</b>	<b>14,90</b>	<b>19,19</b>
<b>r &lt;= 1</b>	<b>3,08</b>	<b>6,50</b>	<b>8,18</b>	<b>11,65</b>

<b>Com constante e tendência</b>				
<b>Hipótese nula</b>	<b>Estatística</b>	<b>Significância</b>		
		<b>10%</b>	<b>5%</b>	<b>1%</b>
<b>r = 0</b>	<b>13,00</b>	<b>16,85</b>	<b>18,96</b>	<b>23,65</b>
<b>r &lt;= 1</b>	<b>3,77</b>	<b>10,49</b>	<b>12,25</b>	<b>16,26</b>

<b>Com constante apenas</b>				
<b>Hipótese nula</b>	<b>Estatística</b>	<b>Significância</b>		
		<b>10%</b>	<b>5%</b>	<b>1%</b>
<b>r = 0</b>	<b>20,09</b>	<b>13,75</b>	<b>15,67</b>	<b>20,20</b>
<b>r &lt;= 1</b>	<b>5,54</b>	<b>7,52</b>	<b>9,24</b>	<b>12,97</b>

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Desse modo, uma vez confirmada a existência de relação de cointegração entre a taxa de desemprego metropolitano e o PIB, o VECM pode ser estimado. Ressalta-se que a importância da utilização do VECM decorre do fato de que ele permite incorporar o termo de correção de erros. Os resultados são apresentados na Tabela 10.

**TABELA 10**  
**Resultado do VECM – 09/2002 a 09/2015**

Equação Intd					Equação Iniae				
	Coefficientes	Erro padrão	valor t	Pr(> t )		Coefficientes	Erro padrão	valor t	Pr(> t )
ect1	-0,1439	0,0400	-3,596	0,0004 ***	ect1	-0,0376	0,0155	-2,425	0,0166 *
Intd.dl1	-0,0119	0,0809	-0,147	0,8830	Intd.dl1	0,0994	0,0313	3,175	0,0019 **
Iniae.dl1	0,1281	0,2080	0,616	0,5391	Iniae.dl1	0,1107	0,0805	1,375	0,1714
Intd.dl2	-0,1051	0,0803	-1,309	0,1929	Intd.dl2	0,1731	0,0311	5,565	0,0000 ***
Iniae.dl2	-1,2742	0,2088	-6,102	0,0000 ***	Iniae.dl2	-0,0962	0,0808	-1,190	0,2362
Intd.dl3	-0,0222	0,0881	-0,252	0,8017	Intd.dl3	-0,0932	0,0341	-2,735	0,0071 **
Iniae.dl3	-0,2543	0,2189	-1,162	0,2473	Iniae.dl3	0,2080	0,0847	2,455	0,0153 *
Intd.dl4	0,2343	0,0862	2,720	0,0074 **	Intd.dl4	0,0181	0,0334	0,543	0,5879
Iniae.dl4	-1,1034	0,2182	-5,057	0,0000 ***	Iniae.dl4	0,1454	0,0845	1,721	0,0876 .
Intd.dl5	0,0255	0,0771	0,331	0,7414	Intd.dl5	-0,0197	0,0298	-0,661	0,5095
Iniae.dl5	-0,8912	0,2075	-4,295	0,0000 ***	Iniae.dl5	-0,0120	0,0803	-0,150	0,8814
Intd.dl6	0,3613	0,0775	4,665	0,0000 ***	Intd.dl6	0,0819	0,0300	2,730	0,0072 **
Iniae.dl6	0,3650	0,2079	1,755	0,0814 .	Iniae.dl6	-0,3081	0,0805	-3,828	0,0002 ***
<b>R<sup>2</sup> ajustado: 0,4248</b>					<b>R<sup>2</sup> ajustado: 0,4958</b>				
Nível de significância: 0 '***'; 0,001 '**'; 0,01 '*'; 0,05 '.'									

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Conforme se observa, com relação à equação da taxa de desemprego, os coeficientes referentes ao período atual não são significativos para explicar as variações na taxa de desemprego e, à medida que a defasagem aumenta, os coeficientes relacionados aos períodos anteriores se tornam estatisticamente significativos para explicar o desemprego do período atual. Mais especificamente, os coeficientes significativos referentes ao ritmo de atividade econômica de períodos anteriores são: Iniae.dl2, Iniae.dl4, Iniae.dl5 e Iniae.dl6. Com relação ao desemprego, os coeficientes significativos é Intd.dl4.

Com relação aos sinais dos coeficientes relacionados ao ritmo de atividade econômica, constata-se a existência de uma relação inversa, de modo que, a taxa de desemprego do período atual responde negativamente à expansão da atividade econômica dos períodos passados. Ou seja, a taxa de desemprego aumenta/diminui conforme contrações/expansões no ritmo de atividade econômica – o que confirma, portanto, a hipótese investigada nesse trabalho.

Constata-se ainda que a taxa de desemprego do período atual responde a variações na taxa de desemprego de períodos anteriores – o que sugere evidências de histerese na taxa de desemprego. Todavia, não compete a esse trabalho uma análise mais profunda sobre esse tema.



É possível observar também que o  $R^2$  ajustado desse modelo é, aproximadamente, igual a 43%, no caso da primeira equação, e 50%, no caso da segunda – o que demonstra que o modelo estimado explica cerca de 50% da variabilidade dessas duas variáveis. Quanto a esse aspecto, convém ressaltar que, a despeito de haver outros fatores que afetam o desemprego, o objetivo do trabalho consiste em analisar sua sensibilidade em relação ao ritmo de atividade econômica.

As equações do VECM, então, podem ser escritas como:

$$\begin{aligned} \ln td = & -0,14 - 0,01 \ln td_1 + 0,13 \ln iae_1 - 0,11 \ln td_2 - 1,272 \ln iae_2 - 0,02 \ln td_3 \\ & - 0,25 \ln iae_3 + 0,23 \ln td_4 - 1,10 \ln iae_4 + 0,03 \ln td_5 - 0,89 \ln iae_5 + 0,36 \ln td_6 \\ & + 0,37 \ln iae_6 + e_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln iae = & -0,4 - 0,10 \ln td_1 + 0,11 \ln iae_1 + 0,17 \ln td_2 - 0,10 \ln iae_2 - 0,09 \ln td_3 \\ & + 0,21 \ln iae_3 + 0,02 \ln td_4 + 0,15 \ln iae_4 - 0,02 \ln td_5 - 0,01 \ln iae_5 + 0,08 \ln td_6 \\ & + 0,31 \ln iae_6 + e_t \end{aligned}$$

A partir disso, estimou-se a matriz dos coeficientes referentes aos impactos de curto e longo prazo sobre as variáveis presentes no modelo. Os resultados estão apresentados na Tabela 11. O termo entre parênteses é o erro padrão do coeficiente.

**TABELA 11**  
**Matriz de impactos dos vetores estimados**

	Curto prazo		Longo prazo	
	Intd	Iniae	Intd	Iniae
Intd	0,043 (0,003457)	0,000 ---	0,026 (0,021007)	-0,036 (0,013813)
Iniae	-0,001 (0,001390)	0,0167 (0,001214)	-0,011 (0,008787)	0,015 (0,005778)

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Os vetores de curto prazo, conforme apresentado anteriormente, mostram a velocidade de ajustamento das variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo, de modo que valores

baixos estão associados à baixa velocidade de ajustamento e o contrário vale para valores elevados. Assim, na medida em que os valores para esses coeficientes são muito baixos, esses resultados demonstram que a correção dos desequilíbrios de curto prazo ocorrerá de forma bastante lenta em direção ao equilíbrio de cointegração entre as séries. Ademais, o baixo valor encontrado para esses coeficientes reflete o lento decaimento da função de autocorrelação (FAC) dessas séries em decorrência da existência de raiz unitária.

No que diz respeito especificamente ao impacto do ritmo de atividade econômica, esse resultado sugere, portanto, que os choques na demanda agregada no curto prazo não se dissipam imediatamente, tal como preconizado pela visão tradicional.

Esse resultado é importante na medida em que remete à necessidade de se pensar alternativas de políticas destinadas a estimular a demanda agregada com vistas a promover crescimento econômico e geração de emprego de qualidade – o que é particularmente importante considerando-se a situação econômica que o Brasil enfrenta atualmente.

Ressalta-se que o valor nulo para o coeficiente referente ao impacto da taxa de desemprego sobre o ritmo de atividade econômica decorre da restrição imposta na matriz de coeficientes de curto prazo para que a estimação dos parâmetros estruturais fosse viabilizada. Nesse sentido, esse coeficiente não possui significado econômico, diferentemente dos demais.

No que concerne à relação de longo de prazo, constata-se, que se o ritmo de atividade econômica aumentasse em 1%, a taxa de desemprego reduziria em, aproximadamente, 0,01% – o que confirma, portanto, uma relação negativa entre essas variáveis. Esse impacto foi testado com base no teste LR para sobreidentificação, cujos resultados estão apresentados na Tabela 12.

**TABELA 12**  
**Teste LR para sobreidentificação**

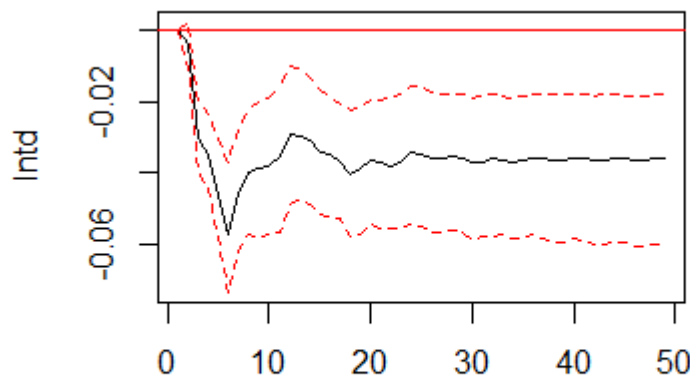
<b>Estatística</b>	<b>GL</b>	<b>valor-p</b>
62,635	1	2,44E-15

Fonte: Elaboração própria a partir das séries da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

A ideia desse teste consiste em estimar novamente a matriz de impactos de longo prazo, impondo a restrição de que o coeficiente referente ao impacto a ser testado seja nulo, de modo que agora os demais coeficientes estão sobreidentificados (PFAFF, 2008a). Assim, uma vez que o valor-p desse teste é muito baixo, a hipótese nula de que o ritmo de atividade econômica não exerce influência sobre o desemprego de longo prazo pode ser rejeitada.

Além disso, estimou-se a função resposta ao impulso com vistas a verificar o impacto de variações na atividade econômica sobre a taxa de desemprego. A Figura 10 apresenta esse resultado.

**FIGURA 10**  
**Função resposta ao impulso de Iniae**



95 % Bootstrap CI, 100 runs

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Conforme se observa, a resposta da taxa de desemprego a choques no ritmo de atividade econômica é de queda – a qual atinge um valor mínimo em, aproximadamente, seis meses

após o choque, e apresenta um aumento a partir de então, se estabilizando, todavia, em níveis inferiores ao observado antes do choque. Esses resultados, portanto, corroboram os resultados anteriores, haja vista que se observa um efeito permanente de choques na demanda agregada sobre o desemprego no sentido de que ela não retorna para os valores anteriores ao choque.

Outra forma de analisar esses resultados é através da análise de decomposição da variância, que mostra a proporção da variância do erro de previsão que decorre de cada variável ao longo do período analisado (BUENO, 2011). Estes resultados estão apresentados na Tabela 13.

**TABELA 13**  
**Análise de decomposição da variância**  
**do erro de previsão para a taxa de**  
**desemprego e para o índice de**  
**atividade econômica**

Período	Intd	Iniae
1	1,000000	0,000000
4	0,667404	0,332596
8	0,379555	0,620445
12	0,358651	0,641349
16	0,371522	0,628478
20	0,361220	0,638780
24	0,355917	0,644083
28	0,355836	0,644164
32	0,353879	0,646121
36	0,352121	0,647879
40	0,351312	0,648688
44	0,350450	0,649550
48	0,349637	0,650363

Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

Constata-se, assim, que, no primeiro mês, a variância da taxa de desemprego metropolitano é totalmente explicada pela flutuação da própria taxa de desemprego. À medida que o tempo passa, contudo, aumenta a parcela da variância explicada pelo ritmo de atividade econômica – o que ratifica os resultados apresentados anteriores, confirmando, portanto, a hipótese investigada neste trabalho.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou investigar a importância da demanda agregada para o crescimento econômico, tanto no curto como no longo prazo, a partir do impacto de alterações no ritmo de atividade econômica sobre a taxa de desemprego. Nesse sentido, procurou-se verificar a sensibilidade da taxa de desemprego a flutuações no ritmo de atividade econômica. Os principais resultados confirmam a hipótese investigada, qual seja, a de que existe uma relação inversa entre essas séries de modo que, em momentos de expansão da economia, a taxa de desemprego se reduz e o contrário se observa em períodos de recessão.

Observou-se também que essas variáveis apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo – o que corrobora, portanto, a discussão teórica que subsidia essa análise. Ademais, constatou-se que a velocidade de ajustamento da taxa de desemprego em direção ao equilíbrio de longo prazo dessas séries é bastante lenta – o que reflete o lento decaimento da função de autocorrelação (FAC) dessas séries em decorrência da existência de raiz unitária.

Além disso, esses resultados demonstram que os efeitos decorrentes de choques na demanda agregada no curto prazo não são transitórios. Muito pelo contrário, haja vista que, de acordo com a função resposta ao impulso, constatou-se que esses efeitos são permanentes na medida em que, após um choque na atividade econômica, a taxa de desemprego se estabiliza em valores diferentes daqueles observados antes do choque.

Os resultados encontrados sugerem indícios de histerese na taxa de desemprego no sentido de que a taxa de desemprego de períodos anteriores interfere no desemprego do período atual. Assim, uma proposta para outros estudos consiste em investigar se, de fato, a hipótese da histerese na taxa de desemprego pode ser confirmada, bem como compreender os mecanismos que a justificam.

Dentre as limitações do trabalho, destaca-se o fato de que a taxa de desemprego utilizada se refere apenas ao desemprego captado nas seis regiões metropolitanas cobertas pela PME, ou seja, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Nesse sentido, constata-se a necessidade de investigar essa relação incorporando o mercado de

trabalho de forma mais completa, ou seja, incorporando também as regiões não metropolitanas, bem como analisar se há diferenças regionais nesses resultados.

A despeito dessas limitações, os resultados encontrados possuem importante implicação em termos de política econômica. Nesse sentido, na medida em que, por um lado, a velocidade de ajuste dos distúrbios de curto prazo em direção ao equilíbrio de longo prazo é bastante lenta e, por outro, há indícios de histerese na taxa de desemprego, constata-se a necessidade de pensar políticas destinadas a estimular a demanda agregada com vistas a promover crescimento econômico e geração de emprego. Essas considerações são particularmente importantes tendo-se em vista a situação econômica na qual o país se encontra.

## REFERÊNCIAS

AKAIKE, Hirotugu. **Fitting autoregressive models for prediction**. 1969. The Institute of Statistical Mathematics. 1969, p. 243-247. Disponível em: < <http://www.csee.wvu.edu/~xinl/library/papers/math/statistics/Akaike1969.pdf> > Acesso em: 20/12/2015.

AKAIKE, Hirotugu. **A new look at the statistical model identification**. IEEE Transactions on Automatic Control, Notre Dame, v. AC-19, n.6, p. 717-723. December, 1974.

BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, Xavier. **Economic Growth**. Massachusetts Institute of Technology. Second edition. 2004.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2ª edição. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

DUTT, Amitava Krishna. Equilibrium, path dependence and Hysteresis in Post-Keynesian Models. In: ARESTIS, Philip; PALMA, Gabriel; SAWYER, M.. **Markets, Unemployment and Economic Policy – Essays in Honor of Geoff Harcourt**. V. 2, New York: Routledge. 1997.

DUTT, Amitava K.; ROS, Jaime. **Contractionary effects of stabilization and long-run growth**. University of Notre Dame, 2003. Unpublished manuscript.

DUTT, Amitava K. Aggregate demand, aggregate supply and economic growth. **International Review of Applied Economics**. Vol. 20, nº 3, p.319-336, July, 2006.

DUTT, Amitava K.; ROS, Jaime. Aggregate Demand Shocks and Economic Growth. **Structural Change and Economic Dynamics**. 18 (2007), 75-99.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J.. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**. New York, v. 55, n.2, p.251-276, março. 1987.

GRANGER; C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**. 2(1974), 111-120. North-Holland Publishing Company.

GREENE, William H.. **Econometric Analysis**. New York University: 2003. Fifth edition.

GUJARATI, Damodar. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 5ª tiragem.

GROSS, Jurgen; LIGGES, Uwe. **nortest: Tests for Normality**. 2015. R package version 1.0-4. < <http://CRAN.R-project.org/package=nortest> >.

HARROD, R. F.. **An Essay in Dynamic Theory**. The Economic Journal, volume 49, number 193, mar/1939, pp. 14-33.

HJALMARSSON, ERIK; OSTERHOLM, Par. **Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated**. Board of Governors of the

Federal Reserve System. International Finance Discussion Papers. Number 915, December, 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Relatório Sobre a Transição Metodológica**. 2002. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme\\_nova/defaultnotas.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/defaultnotas.shtm)>. Acesso em: 30/09/2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa Mensal de Emprego 2007**. Rio de Janeiro, 2007, vol. 23.

KREGEL, J. A. **Economic Methodology in the Face of Uncertainty: The Modelling Methods of Keynes and the Post-Keynesians**. The Economic Journal. Vol. 86. Nº 342. Jun: 1976. Pp. 209-225.

LEÓN-LEDESMA, Miguel; THIRLWALL, A. P.. **The endogeneity of the Natural Rate of Growth**. Cambridge Journal of Economics, 26(4). July, 2002. 441-59.

LIBÂNIO, Gilberto de Assis. Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence. **Nova Economia**. Belo Horizonte, 15(3), p. 145-176, setembro-dezembro, 2005.

LIBÂNIO, Gilberto de Assis. **Three Essays on Aggregate Demand and Growth**. 2006. 138f. Tese (Doutorado em Economia - PhD) – University of Notre Dame, UND, Estados Unidos, 2006.

LIBÂNIO, Gilberto de Assis. **Aggregate Demand and the Endogeneity of the Natural Rate of Growth: Evidence from Latin American Economies**. Cambridge Journal of Economics, Oxford, v. 33, n. 5, p. 967-984, setembro. 2009.

LUCAS, Robert Jr. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, 22, 3-42. 1988.

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. **Unit root, cointegration and structural change**. Themes in Modern Econometrics. New York: Cambridge University Press. 1998.

MORETTIN, Pedro Alberto; TOLOI, Clélia Maria de Castro. **Modelos para Previsão de Séries Temporais**. Rio de Janeiro: Instituto de Matemática Pura e Aplicada. 1981.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**. North Holland, v. 10, n. 2, p. 139-162. 1982.

PALLEY, Thomas. **Growth Theory in a Keynesian mode: some Keynesian foundations of new endogenous growth theory**. Journal of post Keynesian Economics. 1996, vol. 19, nº 1.

PFAFF, Bernhard. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation within R package vars. **Journal of Statistical Software**. 2008a, 27(4). Disponível em: <<http://www.jstatsoft.org/article/view/v027i04>>. Acesso em: 20/12/2015.



PFÄFF, Bernhard. **Analysis of integrated and cointegrated time series with R**. Springer. Second Edition. New York: 2008b. < <http://www.pfaffikus.de> >. ISBN: 0-387-27960-1.

PEREIRA, Luiz C. Bresser. **O modelo de Desenvolvimento de Kaldor**. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro, 29 (2): 51-67, abr./jun. 1975.

R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. 2015. < <https://www.R-project.org/> >.

ROMER, P. Increasing Returns and long-run growth. **Journal of political Economy**, 94, 1002-1037. 1986.

SETTERFIELD, Mark. **Supply and Demand in the Theory of Long-run Growth: Introduction to a Symposium on Demand-led Growth**. Review of Political Economy, volume 15, number 1, 2003.

SJO, Bo. **Testing for unit roots and cointegration**. Aug. 2008. Disponível em: < <https://www.iei.liu.se/nek/ekonometrisk-teori-7-5-hp-730a07/labbar/1.233753/dfdistrib7b.pdf> >. Acesso em 19/12/2015.

SOLOW, Robert M.. **A Contribution to the Theory of Economic Growth**. The Quarterly Journal of Economics, vol. 70, nº 1, feb/ 1956, pp. 65-94.

SCHWARZ, Gideon. **Estimating the dimensional of a model**. Annals of Statistics, Hayward, v.6, n.2, p. 461-464. 1978.

THIRLWALL, A. P.. **A Natureza do Crescimento Econômico. Um referencial alternativo para compreender o desempenho das nações**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). 2005.

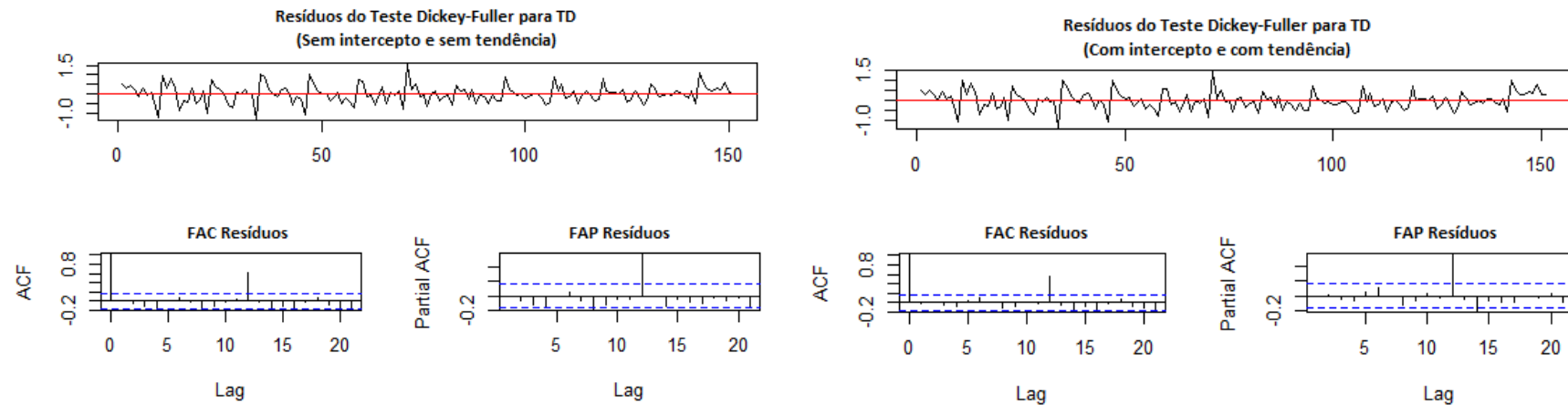
TRAPLETTI, Adrian; HORNIK, Kurt. **tseries: Time Series Analysis and Computational Finance**. 2015. R package version 0.10-34. < <http://CRAN.R-project.org/package=tseries> >.

ZEILEIS, Achim; HOTHORN, Torsten. Diagnostic Checking in Regression Relationships. **R News**. 2002. Vol. 2, number 3, pages 7-10. < <http://CRAN.R-project.org/doc/Rnews/> >.

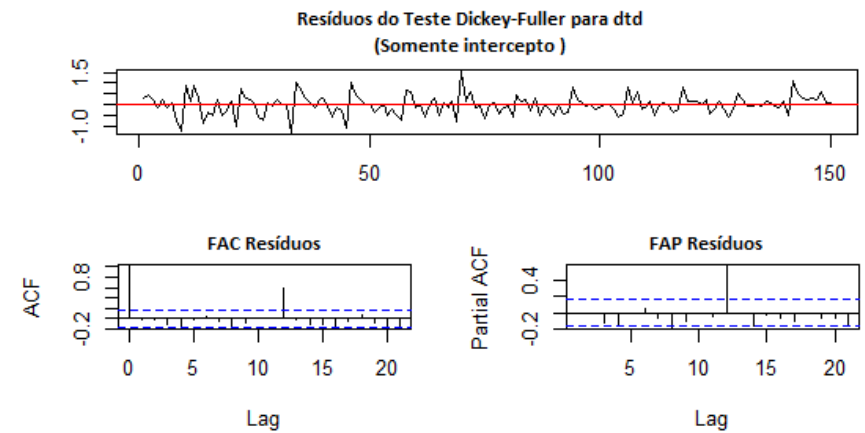
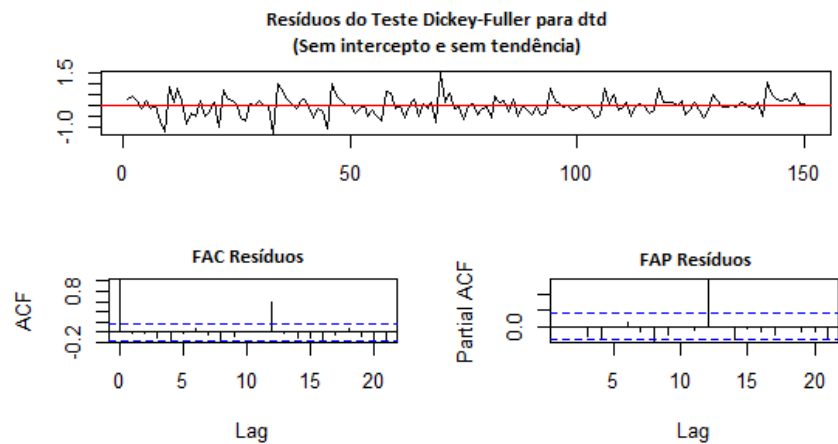
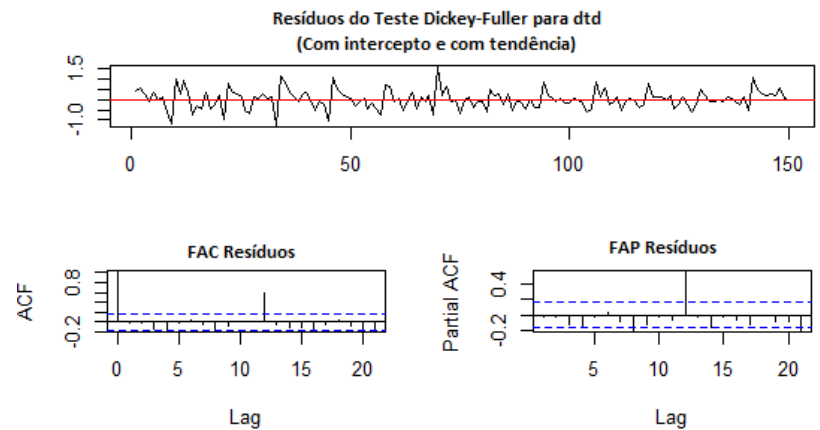
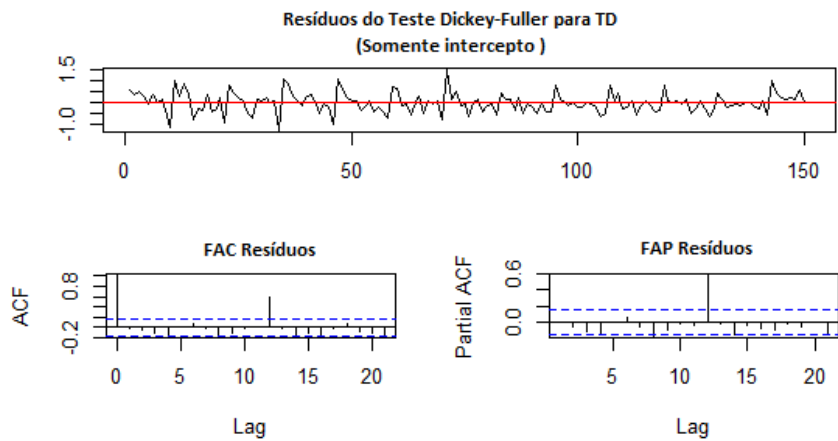
ZIVOT, Eric; WANG, Jiahui. **Modelling financial time series with S-plus**. 2ª ed. New York: Springer, 2006.

## APÊNDICES

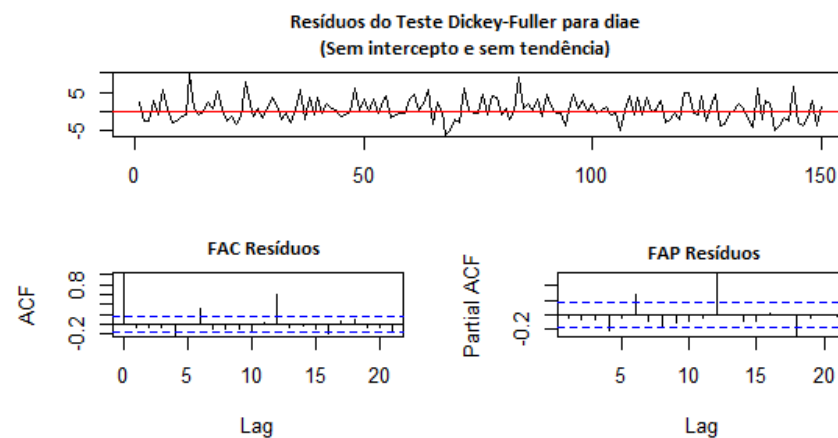
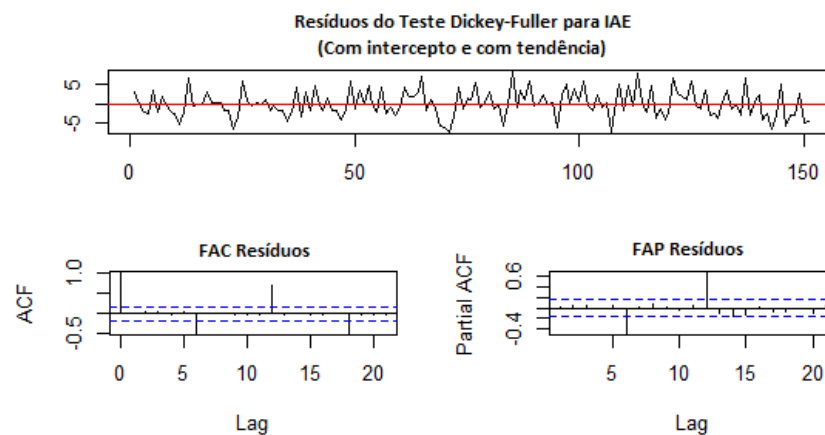
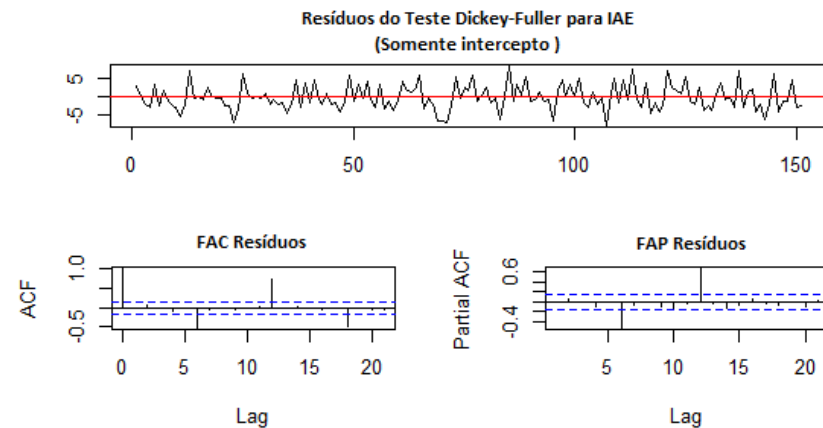
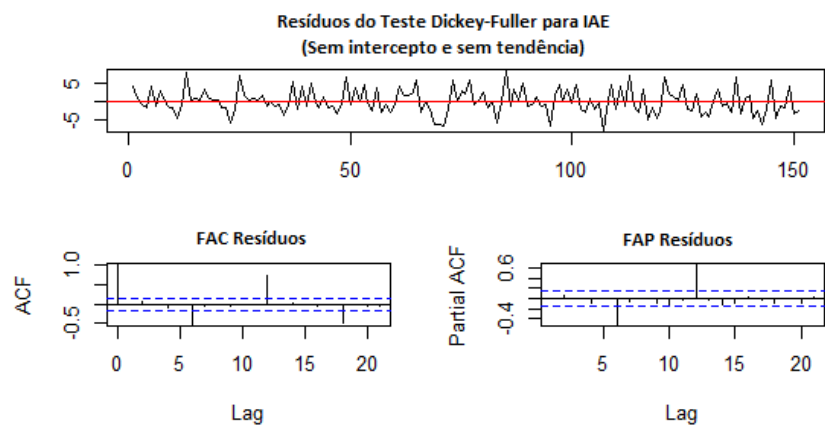
### APÊNDICE A: Resíduos do teste Dickey-Fuller Aumentado nas séries em nível e após a primeira diferença



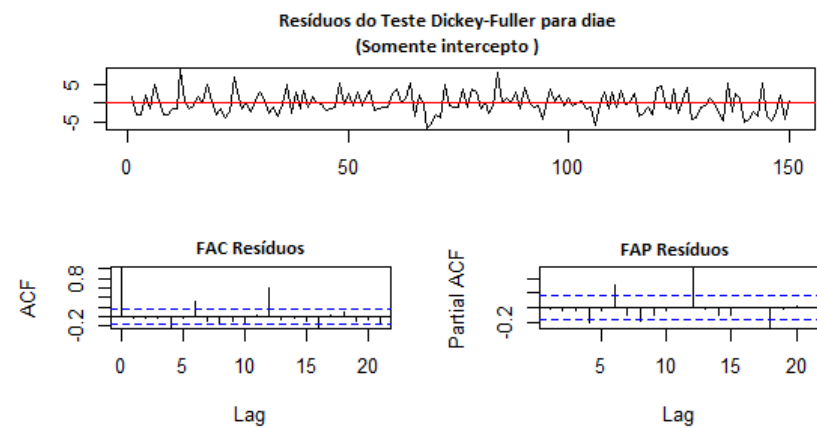
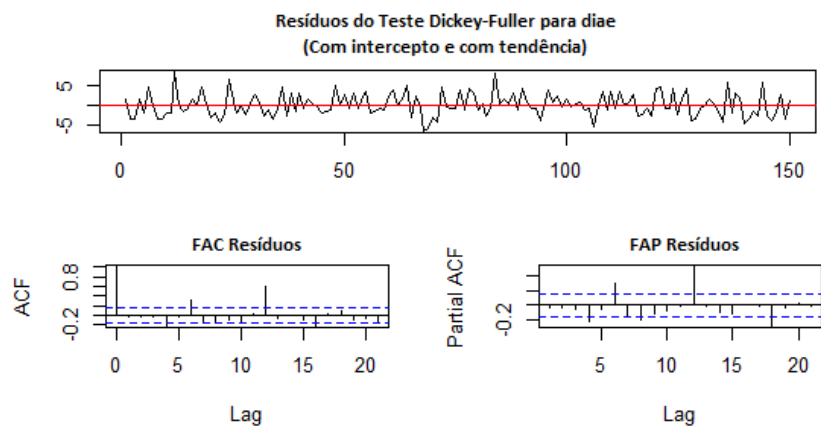
Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

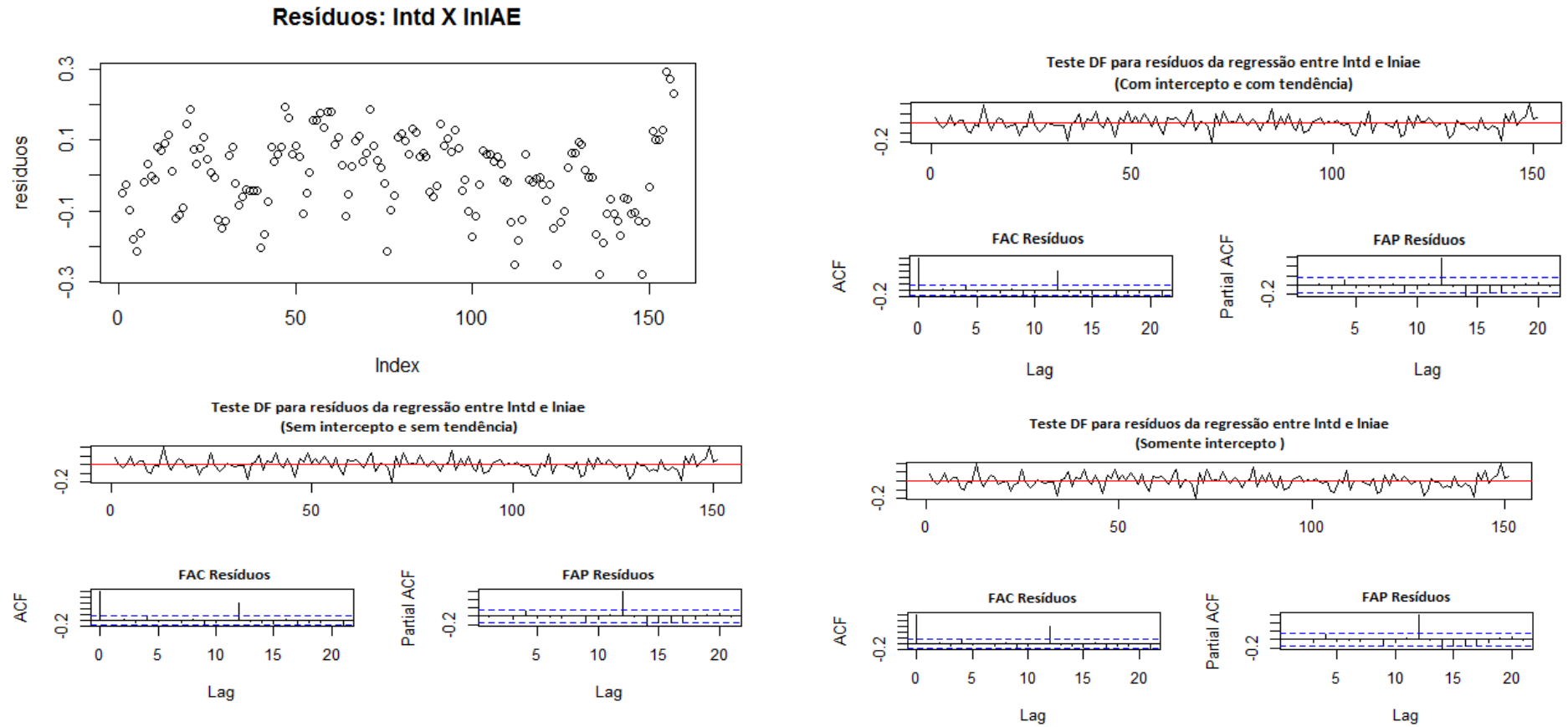


Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

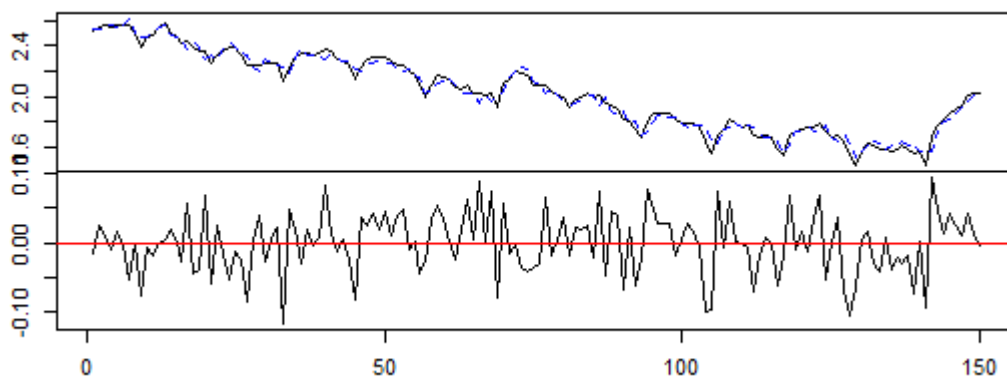
## APÊNDICE B – Gráficos dos resíduos da regressão e dos testes de Dickey-Fuller Aumentado para testar a estacionariedade dos resíduos



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/ IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

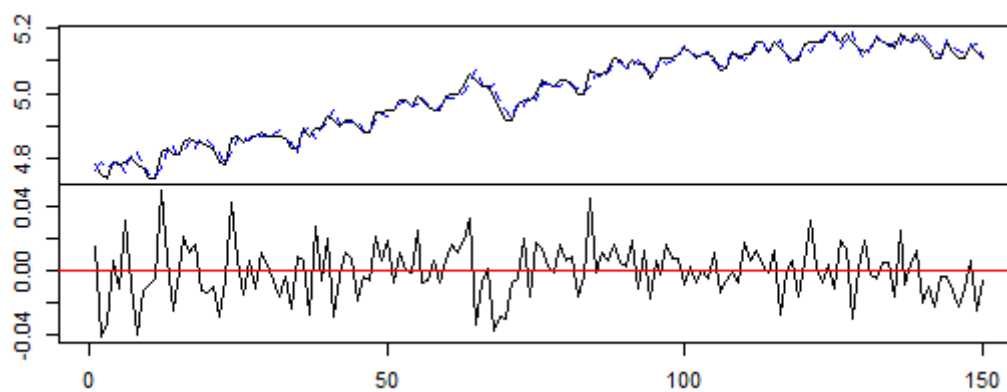
## APÊNDICE C – Gráficos dos Resíduos do VAR

**GRÁFICO C.1**  
**Diagrama dos valores ajustados e dos resíduos para lntd**



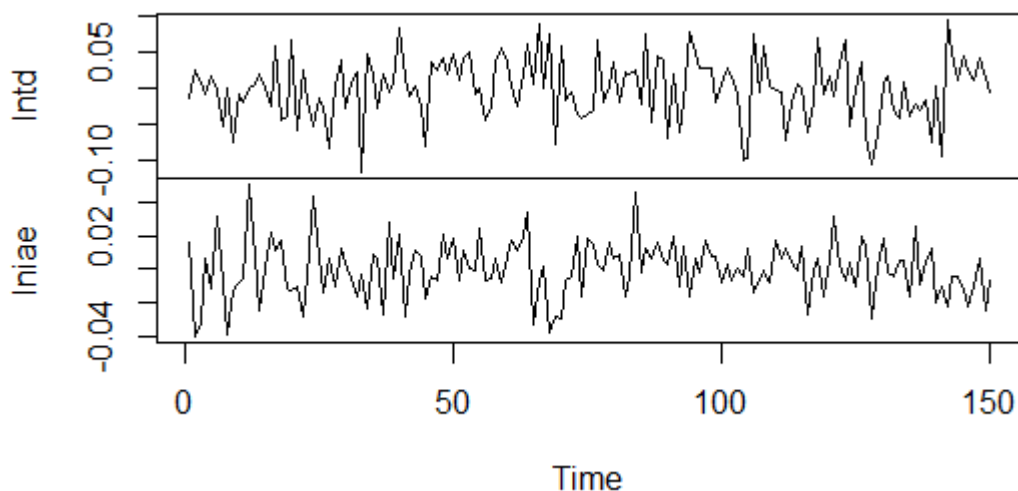
Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

**GRÁFICO C.2**  
**Diagrama dos valores ajustados e dos resíduos para lniae**



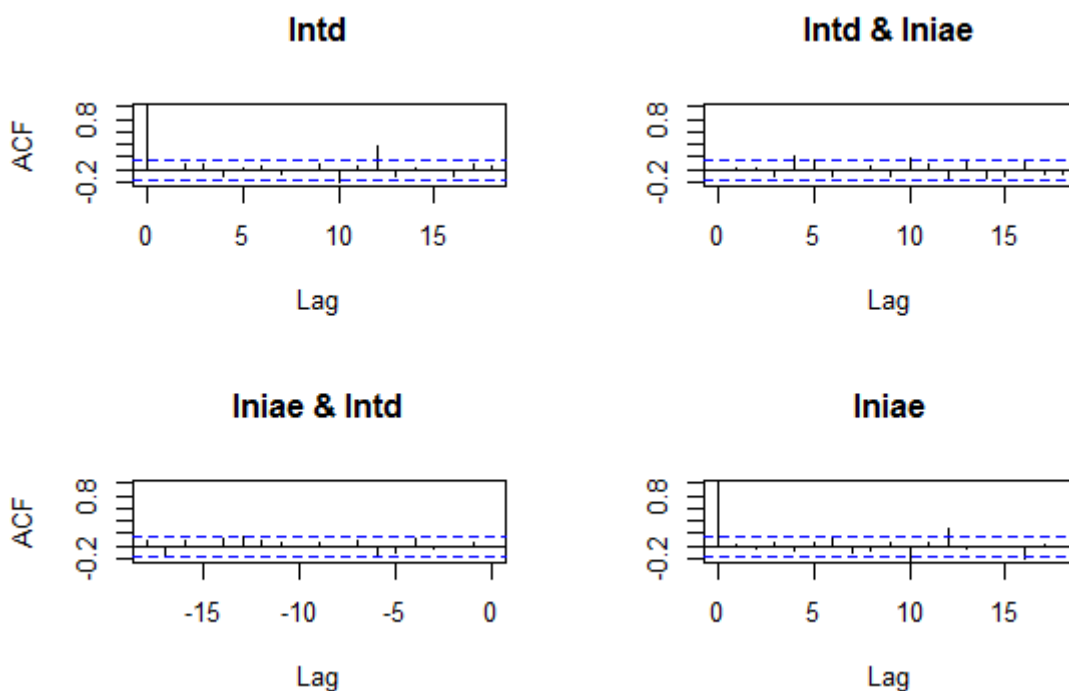
Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

**GRÁFICO C.3**  
**Gráfico dos resíduos**



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

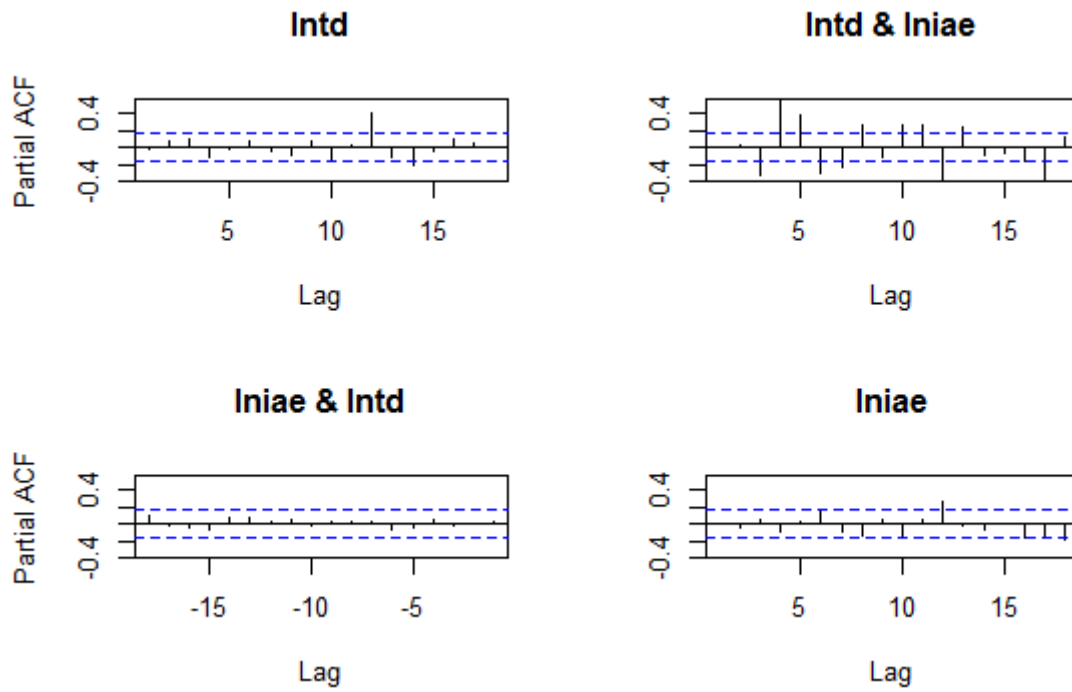
**GRÁFICO C.4**  
**Função de Autocorrelação dos Resíduos do VAR(7)**



Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).

**GRÁFICO C.5**  
**Função de Autocorrelação Parcial dos Resíduos do VAR(7)**





Fonte: Elaboração própria a partir da taxa de desemprego metropolitano da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE) e do Índice de Atividade Econômica (SERASA).