Elasticidade PIB e desemprego no estado de São Paulo: uma aplicação do modelo vetorial de correção de erro (VEC)

Mario Antonio Margarido*

Resumo

Este estudo analisou a relação entre o número de trabalhadores desempregados na região metropolitana de São Paulo e o produto interno bruto (PIB) do estado de São Paulo para o período de janeiro de 2003 até dezembro de 2017. Foram utilizados dados da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade). Foi utilizado o método X-12 para dessazonalizar as séries. Para a determinação da ordem de integração de cada série, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para verificar se as variáveis convergem para o equilíbrio no longo prazo, foi utilizado o teste de cointegração de Johansen. A partir do modelo vetorial de correção de erro (VEC), foi possível estimar a elasticidade de longo prazo entre PIB e número de desempregados. O resultado mostrou que, para cada 1% de variação no PIB, o desemprego é reduzido em 3,49% no longo prazo, que foi estimado como sendo igual a um ano. O resultado da Função de Resposta de Impulso mostrou que, a partir de um choque no PIB, o desemprego decai por vinte meses e depois se estabiliza, indicando nível de pleno emprego na região metropolitana de São Paulo.

Palavras-chave: Desemprego. Elasticidade. Longo prazo. Modelo VEC. PIB.

http://dx.doi.org/10.5335/rtee.v24i50.7934

Submissão: 21/02/2018. Aceite: 10/05/2018.

^{*} Economista, mestre em Economia de Empresas pela FGV-SP, doutor em Economia Aplicada pela ESALQ/USP, pós-doutoramento na FGV-SP. Assessor técnico da fazenda estadual, Assessoria de Política Tributária (APT), Secretaria da Fazenda do estado de São Paulo (SEFAZ-SP). E-mail: margaridoma@gmail.com.

Introdução

No período de 2002 até meados de 2008, observa-se que a economia brasileira apresentou tendência crescente. Em linhas gerais, a justificativa para tal fato está diretamente relacionada ao crescimento da economia mundial e teve como base a considerável elevação dos preços das *commodities*, pois o país é um relevante *player* no mercado internacional de *commodities*, sobretudo, agrícolas e de minérios.

A partir de setembro/outubro de 2008, esse processo de crescimento da economia mundial e, consequentemente, dos preços internacionais das *commodities* foi interrompido em função da crise financeira que iniciou nos Estados Unidos e se espalhou para os demais países, gerando desaquecimento econômico nas principais economias desenvolvidas, resultando na derrocada dos preços das *commodities* e nas taxas de crescimento econômico dos países dependentes das exportações de *commodities*.

Visando a conter a desaceleração da economia brasileira no período 2010-2012, o governo implementou uma série de medidas, tais como, desoneração da folha de pagamento das empresas e redução de impostos, como, por exemplo, do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para produtos da linha branca, automóveis, material de construção, etc. No entanto, apesar dessas medidas contracíclicas, verificou-se um fenômeno pouco usual: enquanto o produto interno bruto (PIB) da economia encolhia, a taxa de desemprego permaneceu extremamente baixa; pelo menos, foi esse quadro que prevaleceu até quase o final de 2014. A partir de 2015, o quadro se reverteu: com o PIB apresentando continua queda, o desemprego aumentou de forma rápida até 2016. Somente a partir de 2017 o PIB do Brasil passou a apresentar trajetória ascendente, no entanto, as condições no mercado de trabalho continuaram adversas.

Em função do que foi apresentado, pode-se inferir que as condições do mercado de trabalho demoram a reagir em função das variações do PIB, ou seja, aparentemente, a relação entre PIB e desemprego não é de curto prazo, mas de longo prazo.

Lei de Okun

Conforme apresentado em Blanchard (1997), matematicamente, a denominada Lei de Okun é representada pela seguinte fórmula:

$$u_t - u_{t-1} = -\beta (g_{yt} - \overline{g_y}),$$

em que o termo $u_t - u_{t-1}$ representa o desvio do desemprego em relação a sua taxa natural; enquanto que g_{yt} corresponde ao Produto Observado, e $\overline{g_y}$ representa o Produto Potencial.¹ Portanto, a Lei do Okun relaciona como o crescimento no produto determina mudanças na taxa de desemprego. Conforme preceitua essa lei, o valor do β estimado deve ser negativo; logo, quando o produto aumenta, o desemprego, necessariamente, diminui.

Para o cálculo do Produto Potencial, geralmente, utiliza-se o denominado Filtro HP, conforme desenvolvido por Hodrick e Prescott (1997). Em linhas gerais, o Filtro HP produz uma tendência suavizada da série original.

Na literatura sobre ciclos econômicos, há predominância na estimação do Produto Potencial de uma economia utilizando-se o Filtro HP, que é um modelo univariado, para se obter o Hiato do Produto. No entanto, esse não é o único procedimento disponível para se determinar o Hiato do Produto. Conforme apresentado em Brouwer (1998), além do Filtro HP univariado, pode-se estimar o Hiato do Produto pelo método de Tendência Linear, que também é univariado, ou, então, pelo uso de modelos multivariados, como, Método Hodrick-Prescott Multivariado, Método de Componentes Não Observáveis e Método de Função de Produção.

Ao se aplicar o logaritmo nos dois lados da equação apresentada, obtêm-se a taxa de variação do desemprego e o Hiato do Produto, 2 que também consiste na taxa de variação do produto. Nesse caso, o valor de β representa a elasticidade produto/desemprego.

No entanto, ao se trabalhar com as respectivas taxas de variações ou hiatos, os elementos de longo prazo das séries são eliminados, e, consequentemente, seus resultados somente podem ser analisados em termos de curto prazo, pois as respectivas tendências, que captam os elementos de longo prazo, são removidas. Portanto, dado que a maioria dos estudos utiliza os respectivos hiatos, ou variáveis diferenciadas, ou outra variante do modelo de Okun, juntamente com a utilização do Filtro HP associado ao método de regressão, produzem-se resultados que, em muitos casos, até conseguem gerar coeficientes estimados com sinais coerentes com o que se espera da teoria econômica. No entanto, em termos estatísticos, o poder explicativo do modelo como um todo é reduzido, pois produz baixos valores para o coeficiente de determinação da regressão, também denominado de R^2 , além de apresentar autocorrelação nos resíduos, tanto de ordem um quanto de ordem elevada.

Lei de Okun: revisão de literatura

Samary (2017) utilizou o Filtro HP para obter as tendências suavizadas das séries do produto e desemprego juntamente com modelos de regressão, para avaliar a validade da Lei de Okun para a economia brasileira. Foram estimados cinco modelos diferentes, tanto estáticos, quanto dinâmicos, envolvendo diversas variantes em relação às variáveis utilizadas no trabalho original de Okun. A autora dividiu a análise em três períodos, um que se inicia em 1996 e termina em 2016, e outros dois períodos menores, sendo que um período abrange de 1996 até 2010, e o último se inicia em 2011 e termina em 2016. De maneira geral, apesar de alguns modelos apresentarem sinal condizente com o esperado, conforme preceitua a Lei de Okun, os coeficientes estimados apresentam-se não significativos, e, além disso, os respectivos coeficientes de determinação (R^2 ajustado) apresentam valores reduzidos, implicando pequena explicação pelos respetivos modelos, além da presença de autocorrelação nos resíduos.

Margarido (2017) analisou a relação entre o PIB do Brasil e o número de pessoas desocupadas nas principais regiões metropolitanas do país. Os dados são mensais, e o período analisado inicia em janeiro de 2003 e se estende até janeiro de 2016. A fonte de dados básicos para o PIB foi o Banco Central do Brasil e, para o número de pessoas desocupadas, foi o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foi utilizado o método X-12 para remover a sazonalidade de cada série. Para determinar a ordem de integração das séries, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O relacionamento de longo prazo das séries foi analisado com o teste de cointegração de Engle-Granger. Para analisar a questão da cointegração assimétrica, foi utilizado o modelo de Enders e Siklos (2001). Os resultados mostram que as variáveis são cointegradas, sendo que o relacionamento entre as variáveis é elástico no longo prazo. Mais precisamente, uma variação de 1% no PIB induz queda de 2,09% no longo prazo no número de pessoas desocupadas. Também foi estimado que esse longo prazo é igual a 6,3 meses. Além disso, há presença de assimetria, ou seja, choques negativos têm impactos mais acentuados sobre o desemprego do que choques positivos.

Santos (2015) também estimou modelo para verificar a validade da Lei de Okun para a economia brasileira, utilizando dados trimestrais do IBGE e do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese)/Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade) para o período de 1998 até 2013. No entanto, utilizou uma versão diferente, pois substituiu o desemprego pela taxa de crescimento do emprego. A justificativa para tal alteração tem como base

que a taxa de crescimento do emprego está relacionada com possíveis variações ao longo do tempo no crescimento da força de trabalho. Segundo o autor, o crescimento da força de trabalho não está relacionado ao ciclo de negócios, no entanto, afeta a taxa de desemprego e, sendo assim, pode viesar a estimativa do impacto do crescimento do PIB sobre as taxas de desemprego. Santos (2015) obteve parâmetros estatisticamente significativos, sendo que os resultados se aproximam dos resultados obtidos por outros autores para outras economias.

Vieira (2014) analisou a validade da Lei de Okun para o caso brasileiro para o período de março de 2002 até março de 2014. Os métodos utilizados compreenderam Filtro HP para determinar o produto potencial, sendo que a série do produto da economia foi deflacionada tanto pelo Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) quanto pelo Índice Geral de Preços de Mercado (IGPM). A seguir, foram estimados modelos de regressão em que a variável dependente é o hiato do desemprego, e a variável independente é o hiato do PIB. Para todos os modelos analisados, os parâmetros não se mostraram estatisticamente significativos, ou seja, a Lei de Okun não permaneceu em nenhum dos modelos analisados.

Ball, Leigh e Loungani (2013) estimaram modelo para determinar a validade da Lei de Okun para vinte economias desenvolvidas, com destaque para os Estados Unidos. Foram utilizados dados trimestrais envolvendo o período de 1948 até 2011, no caso da economia dos Estados Unidos, e de 1981 até 2011, para as outras economias. Foram utilizados o Filtro HP e modelos de regressão nas estimativas dos parâmetros. A conclusão foi de que a Lei de Okun é válida para todos os países. No caso dos Estados Unidos, o coeficiente estimado é -0,49, enquanto que, para os demais países, o valor do coeficiente estimado varia no intervalo de -0,13 a -0,79. Segundo os autores, essa variação está diretamente relacionada aos aspectos dos respectivos mercados de trabalho de cada país.

Chamberlin (2011) estimou modelo para analisar a efetividade da Lei de Okun para o Reino Unido, utilizando dados trimestrais para o período do primeiro trimestres de 1973 até o terceiro trimestre de 2010. O autor utilizou o Filtro HP para extrair as tendências suavizadas do PIB e do desemprego e concluiu a fraca transmissão da queda no produto conjugado com o aumento no desemprego na recessão dos anos 1990, comparativamente ao processo recessivo da década de 1980, em função da baixa produtividade do trabalho. No curto prazo, o quadro é otimista, uma vez que limita o aumento do desemprego. No entanto, posteriormente, restringe a diminuição do desemprego, uma vez que é possível aumentar o produto utilizando o insumo trabalho de forma mais intensiva.

Dezordi (2011) também utilizou o Filtro HP para determinar o PIB potencial e a variação do desemprego e analisar a validade da Lei de Okun para a economia brasileira no período de 2002 a 2010. A seguir foi estimado um modelo de regressão com base no hiato do PIB e no desvio do emprego. Apesar de o coeficiente estimado ser estatisticamente significativo, o coeficiente de determinação (R^2) é igual a 1,67%, ou seja, o hiato do PIB explica somente 1,67% do desvio do desemprego.

Villaverde e Maza (2009) testaram a validade da Lei de Okun para 17 regiões da Espanha no período de 1980 a 2004, com base no Filtro HP. Os resultados confirmaram a validade da Lei de Okun para a maioria das regiões analisadas. No entanto, os autores chamam atenção para as discrepâncias obtidas entre os coeficientes estimados. Provavelmente, essas diferenças estão relacionadas às disparidades no crescimento da produtividade entre regiões. Sugerem que, ao se utilizar as tradicionais políticas de demanda e oferta agregadas, é necessário combiná-las com políticas específicas para cada região.

Lee (2000) analisou a Lei de Okun no período pós-Segunda Guerra em 16 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Conforme o autor, a Lei de Okun é estatisticamente significativa para a maioria dos países. No entanto, conforme realçado pelo próprio autor, as estimativas dos modelos são sensíveis ao tipo de modelo escolhido (modelo com variáveis diferenciadas, especificações com hiato utilizando o Filtro HP, decomposição de Beveridge-Nelson e Filtro de Kalman com base no modelo Nairu³). Os resultados evidenciam quebras estruturais na década de 1970, decorrentes dos choques do petróleo e de juros, com a maioria dos países apresentando taxas menores de produto associadas a desemprego elevado.

Portanto, de maneira geral, os trabalhos apresentados mostram que, pelo lado econômico, os resultados, em alguns casos, são válidos no caso da Lei de Okun, e, em outros casos, essa lei não é válida, sendo que o principal argumento é de que os resultados são estreitamente relacionados com as condições dos respectivos mercados de trabalho e do nível de desenvolvimento econômico dos países analisados. No entanto, sob o ponto de vista econométrico, os resultados apresentam-se frágeis, uma vez que a utilização de modelos tradicionais via utilização do Filtro HP juntamente com modelo de regressão gera resultados viesados, com reduzido valor para o respectivo \mathbb{R}^2 , aliado à presença de autocorrelação nos resíduos, confirmando, dessa forma, o que foi mencionado no final do item anterior.

Sob o argumento econômico, a utilização dos testes de cointegração permite obter as elasticidades tanto de curto quanto de longo prazos. No campo estatístico, modelos que mostram que as variáveis cointegram apresentam resíduos estacionários, isto é, isentos de autocorrelação, e, consequentemente, seus resultados não são viesados.

Objetivos

Com base na teoria dos modelos de séries temporais de que séries econômicas apresentam tendência estocástica, ou seja, que as respectivas médias e variâncias não são constantes ao longo do tempo, inviabilizando, desta forma, a aplicação dos tradicionais modelos de regressão com as variáveis em nível, pois corre-se o risco de se obter modelos espúrios (sem significado) econômicos, e dado que os modelos em diferença e/ou com base no hiato removem os elementos de longo prazo das séries, gerando baixos R², além de autocorrelação nos resíduos, este trabalho utiliza um modelo de cointegração, com base no método de Johansen e Juselius (1990). Visa, dessa forma, a manter os elementos de longo prazo das séries e, ao mesmo tempo, a determinar as elasticidades entre PIB e desemprego em termos de curto e longo prazos, respectivamente. Também objetiva determinar a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, bem como, a Função de Resposta de Impulso e a questão da exogeneidade entre as duas variáveis.

Material

Foram coletadas duas séries mensais, uma relacionada ao PIB do estado de São Paulo e outra ao número de pessoas desempregadas na região metropolitana de São Paulo. O período analisado vai de janeiro de 2002 a outubro de 2017, totalizando 190 observações.

A série do PIB de São Paulo se encontra no formato de número, índice com base média de 2010 = 100, enquanto que o número de pessoas desempregadas na região metropolitana de São Paulo está em milhares de pessoas.

A série do PIB do estado de São Paulo foi calculada pela Seade (2017a). A série do número de pessoas desempregadas na região metropolitana de São Paulo também é do Seade com base na Pesquisa de Emprego e Desemprego (2017b).

Em relação à nomenclatura utilizada para cada variável, o PIB do estado de São Paulo é denominado PIBSP; e o número de pessoas desempregadas na região metropolitana de São Paulo, DESEMPREGADOSSP. Os logaritmos neperianos das duas variáveis são denominados LPIBSP e LDESEMPREGADOSSP, respectivamente.

Métodos

Basicamente, uma série de tempo pode ser desagregada em quatro componentes: ciclo, tendência, sazonalidade e componente aleatório. Matematicamente, uma série de tempo pode ser multiplicativa ou aditiva, conforme apresentada, respectivamente, por:

$$\widehat{Ym}_t = \widehat{T}_t * \widehat{S}_t * \widehat{C}_t * \widehat{I}_t$$

$$\widehat{Ya}_t = \widehat{T}_t + \widehat{S}_t + \widehat{C}_t + \widehat{I}_t$$

em que \widehat{Ym}_t é série de tempo classificada como Multiplicativa; \widehat{Ya}_t é série de tempo classificada como Aditiva; T, Tendência; S, Sazonalidade; C, Ciclo; e I, Componente Aleatório, também denominado de Componente Irregular.

De acordo com Fredo e Margarido, a "tendência capta elementos de longo prazo relacionados com a série de tempo; pode ser determinística, ou seja, pode ser uma função matemática, ou então estocástica, isto é, resultado de um processo aleatório" (2008, p. 372). Neste caso, a tendência estocástica, em economia, mostra alterações no nível da série de tempo, as quais podem ser resultados de mudanças sociais, tecnológicas, condições de mercado, meio ambiente, entre outros.

O componente sazonal capta os padrões regulares da série de tempo, por exemplo: mudanças de temperatura, índice pluviométrico, safra ou entressafra de produtos agropecuários, vendas da indústria, vendas do varejo, entre outros.

Os ciclos são caracterizados por longas ondas, regulares, em torno de uma linha de tendência. O interesse pelos ciclos está relacionado com seus pontos de mudanças, também denominados de pontos de inflexão, duração, frequência, etc.

De acordo com Yaffee e McGee,

[o] programa do método X-12 foi desenvolvido pelo U. S. Census e contém algumas inovações em relação ao método X-11 e sua posterior atualização em 1988, o X-11 ARIMA, desenvolvido por E. B. Dagum *et al.* (1996). Dagum (1988) introduziu o X-11 ARIMA para reduzir a viés de previsão para o final das séries. O novo X-12 contém uma nova sistemática, focada no diagnóstico para avaliar a qualidade de ajustamentos sazonais (2000, p. 66).

No cálculo do Coeficiente de Amplitude Sazonal (CA) de cada série, foi utilizado o trabalho de Freitas, Ferrreira e Barbosa (1998). Esse coeficiente tem como base a seguinte fórmula:

$$CA\% = \frac{\left(\text{Índice Máximo} - \text{Índice Mínimo}\right)}{\left(\text{Índice Máximo} + \text{Índice Mínimo}\right)} * 2 * 100$$

Para a determinação da ordem de integração de cada variável, foi utilizado o teste de raiz unitária ADF, conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979, 1981). No entanto, antes da realização do teste de raiz unitária, é necessário determinar o número de defasagens a ser utilizado em cada fase do teste de raiz unitária. A correta determinação do número de defasagens é necessária para garantir que os resíduos das autorregressões dos testes de raiz unitária sejam não correlacionados, de forma a garantir resultados não viesados dos respectivos testes. Para a determinação do número de defasagens, foi utilizado o Critério de Informação de Schwarz (1978), também denominado de Critério de Informação Bayesiano (BIC).

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen e Juselius (1990). Também foi utilizado o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para a realização da análise econômica do relacionamento, tanto de curto quanto de longo prazos,⁵ entre o PIB do estado de São Paulo e o número de desempregados na região metropolitana de São Paulo. Finalmente, foram utilizados testes de exogeneidade,⁶ para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo.⁷

Análise de resultados

Inicialmente foi utilizado o método X-12 para verificar se cada série apresenta sazonalidade ou não. Esse procedimento é de suma relevância, uma vez que os testes de raiz unitária tradicionais – como ADF e Phillips-Perron (PP) (PHILLIPS; PERRON, 1988). – produzem resultados viesados, quando a série tem sazonalidade.

A Tabela 1 mostra os índices sazonais médios para cada série, sendo possível verificar quais meses têm o maior e o menor índice sazonal médio, respectivamente.

Tabela 1 – Índices sazonais médios das variáveis DESEMPREGADOSSP e PIBSP (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Mês	DESEMPREGADOSSP	PIBSP
Jan.	93.10*	93.40
Fev.	96.70	92.40*
Mar.	102.20	99.60
Abr.	105.20**	97.10
Maio	105.00	100.30
Jun.	104.10	100.30
Jul.	104.60	103.50
Ago.	102.60	105.00**
Set.	101.00	102.60
Out.	97.80	103.40
Nov.	95.40	101.30
Dez.	92.40*	101.00

Legenda: *menor índice médio sazonal; ** maior índice médio sazonal.

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Para a variável DESEMPREGADOSSP, o menor índice sazonal ocorreu em dezembro (92,40), e o maior, em abril (105,20), conforme apresentado na Tabela 1. O menor índice sazonal médio para o número de trabalhadores desempregados em dezembro reflete dois aspectos. Em primeiro lugar, a atividade industrial tende a ser mais intensa no segundo semestre do ano, pois, a partir de agosto/setembro, o segmento industrial começa a se movimentar para atender a demanda de final de ano, melhor período para as vendas no varejo. Sendo assim, a indústria contrata mais trabalhadores para expandir sua produção. Também, o setor de comércio intensifica as contratações, sobretudo, as temporárias, para atender a demanda do final de ano, uma vez que o pagamento do décimo terceiro salário nos meses de novembro e dezembro injeta considerável volume de recursos na economia, tornando o final do ano o melhor período para o segmento varejista. Em relação ao maior índice sazonal médio, é necessário observar que, após o menor número de desempregados em dezembro, o índice apresenta tendência ascendente no período de janeiro, até atingir seu pico em abril. Esse também é um resultado robusto, pois o desemprego tende a se elevar no início do ano, em decorrência da dispensa de trabalhadores temporários por parte do setor varejista e de o mês de fevereiro ter o menor número de dias úteis, além do fato de, na maioria das vezes, o feriado de carnaval ser no referido mês.

Quanto à variável PIBSP, o maior índice sazonal ocorre em agosto com valor igual a 105, e o menor valor, em fevereiro com valor igual a 92,40 (Tabela 1).

Iniciando a análise para o menor valor do índice sazonal médio, esse resultado é robusto, pois, como dito anteriormente, o mês de fevereiro tem feriado prolongado em decorrência do carnaval e menos dias úteis em relação aos demais meses do ano. Também, muitas empresas concedem férias coletivas, e esse fator impacta negativamente o PIB do estado de São Paulo. O maior valor do índice pode ser justificado pelos mesmos argumentos que explicam o comportamento da variável desemprego.

A seguir, foram calculados os coeficientes de amplitude sazonal. Neste estudo, quando o coeficiente for superior a 10%, implica presença de sazonalidade na respectiva série, e, consequentemente, a série precisa ser dessazonalizada pelo método X-12.

Os resultados para os coeficientes de amplitude sazonal mostram que todas as variáveis apresentaram algum grau de sazonalidade, conforme Tabela 2. A variável com maior coeficiente de amplitude sazonal foi o número de desempregados, com valor igual a 12,17%; enquanto que a variável com menor coeficiente foi o PIB paulista, com 11,24% (Tabela 2).

Tabela 2 – Coeficientes de amplitude sazonal, PIB do estado de São Paulo e número de trabalhadores desempregos na região metropolitana de São Paulo (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variáveis	Coeficientes de amplitude sazonal (%)
PIBSP	11.24
DESEMPREGADOSSP	12.17

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Portanto, com base no critério exposto anteriormente, dado que as séries do PIB e o número de desempregados apresentaram coeficientes de amplitude sazonal acima de 10%, as duas variáveis foram dessazonalizadas, para evitar possíveis vieses nos testes de raiz unitária e de cointegração. Após dessazonalizar cada série, a nomenclatura das duas séries foi alterada para PIBSPD11 e DESEMPREGADOSSPD11.

A seguir, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre as duas séries. Esse procedimento visa a obter, de forma direta, a respectiva elasticidade entre as duas variáveis. Sendo assim, ambas foram renomeadas novamente. O logaritmo do PIB paulista é denominado LPIBSPD11, enquanto que a variável número de desempregados é denominada LDESEMPREGADOSSPD11.

Foi aplicado o teste de raiz unitária ADF, para determinar a ordem de integração de cada variável.⁸ No entanto, antes do teste ADF, foi utilizado o BIC, para se determinar o número correto de defasagens, a fim de que os resíduos dos testes

de raiz unitária não apresentassem autocorrelação. Os resultados do BIC mostraram a necessidade de somente uma defasagem para a variável LPIBSPD11 e duas defasagens para LDESEMPREGADOSSPD11, conforme apresentado na Tabela 3.

Tabela 3 – BIC, variáveis LPIBSPD11 e LDESEMPREGADOSSPD11 em nível (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variáveis em nível	Número de defasagens – critério AICC
LPIBSPD11	1
LDESEMPREGADOSSPD11	2

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Com base no número de defasagens definido pelo BIC, foram efetuados os respectivos testes de raiz unitária ADF.

Para as variáveis LPIBSPD11 e LDESEMPREGADOSSPD11, as respectivas hipóteses nulas de que elas em nível têm raiz unitária não puderam ser rejeitadas para todos os três modelos, uma vez que todos os respectivos P-Valores apresentaram nível de significância acima de 10%. Portanto, conclui-se que ambas têm raiz unitária, quando consideradas em nível (Tabela 4).

Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária ADF das variáveis LPIBSPD11 e LDESEMPREGADOSSPD11 em nível (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variáveis em nível	Modelo	Estatística $ au$	Prob < Tau
	Com tendência e com constante (au_{r})	- 0.23	0.9921
LPIBSPD11	Somente com constante $\left(au_{_{\mu}} ight)$	- 1.53	0.5148
	Sem tendência e sem constante (au)	2.35	0.9956
	Com tendência e com constante $(au_{\scriptscriptstyle au})$	0.12	0.9973
LDESEMPREGADOSSPD11	Somente com constante (τ_{μ})	- 0.85	0.8007
	Sem tendência e sem constante (τ)	0.13	0.7232

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Considerando que foi detectado que as duas variáveis em nível têm raiz unitária, torna-se necessário refazer os respectivos testes de raiz unitária, porém com as variáveis diferenciadas. No entanto, antes disso, é preciso determinar os números de defasagens que serão utilizados em cada teste de raiz unitária, via BIC, com as variáveis diferenciadas de ordem um. De acordo com os resultados apresentados na Tabela 5, no caso da variável LPIBSPD11 foram necessárias doze defasagens para LDESEMPREGADOSSPD11.

Tabela 5 – BIC, variáveis LPIBSPD11 e LDESEMPREGADOSSPD11 diferenciadas de ordem um (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variáveis em nível	Número de defasagens – critério AICC
LPIBSPD11	12
LDESEMPREGADOSSPD11	1

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Os resultados dos testes de raiz unitária mostraram que, para as duas variáveis e todos os modelos, a respectiva hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada em todos os casos, uma vez que todos os P-Valores se encontram abaixo do nível de significância de 1%. Com base nesses resultados, pode-se afirmar que todas as duas variáveis são integradas de ordem um, sendo necessária a aplicação do operador de diferença de ordem um para que se tornem estacionárias (Tabela 6).

Tabela 6 – Resultados dos testes de raiz unitária ADF, variáveis LPIBSPD11 e LDESEMPREGADOSSPD11 diferenciadas de ordem um (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variáveis em nível	Modelo	Estatística $ au$	Prob < Tau
	Com tendência e com constante $(au_{ au})$	- 12.38	<.0001
LPIBSPD11	Somente com constante (au_{μ})	- 12.19	<.0001
	Sem tendência e sem constante (au)	- 11.73	<.0001
	Com tendência e com constante $(au_{ au})$	- 7.14	<.0001
LDESEMPREGADOSSPD11	Somente com constante (τ_{μ})	- 6.81	<.0001
	Sem tendência e sem constante (au)	- 6.82	<.0001

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Dado que a aplicação de uma diferença de ordem um tornou cada uma das variáveis estacionária, então, todas são integradas de ordem $1\ (I(1))$ ou diferenças estacionárias (DS).

Uma vez determinada a ordem de integração das variáveis, o próximo passo consiste na realização do teste de cointegração, visando, dessa forma, a verificar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis. No entanto, no caso dos testes de raiz unitária, é necessário determinar o número de defasagens que é utilizado no teste de cointegração. Nesse caso, novamente, é utilizado o BIC, porém, no contexto multivariado. O resultado do BIC indica a utilização de somente uma defasagem.

O teste de cointegração de Johansen⁹ constatou que, em nível de 1,0%, tanto para o caso 4^{10} quanto para o caso $5,^{11}$ a hipótese nula de que não há nenhum vetor

de cointegração versus a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração pode ser rejeitada, dado que os respectivos valores calculados da estatística $\lambda_{\rm traço}$ são superiores aos seus respectivos valores críticos em nível de 1%. A seguir, testou-se a hipótese nula de que há somente um vetor de cointegração contra a hipótese alternativa de que há pelo menos dois vetores de cointegração para os dois casos. Dessa vez, a hipótese nula foi rejeitada para ambos os casos, pois o valor calculado da estatística $\lambda_{\rm traço}$ é inferior ao seu respectivo valor tabelado ao nível de significância de 10% (Tabelas 7 e 8). Portanto, nesse sistema com duas variáveis, há somente um vetor de cointegração, quando se considera tanto o modelo do caso 5 quanto do caso 4.

Outro aspecto relevante diz respeito ao fato de que os valores dos *eigenvalues*¹² encontram-se dentro do círculo unitário. Sendo assim, de acordo com Johansen (1995), isso indica que o tipo de não estacionariedade apresentada para cada variável em nível pode ser facilmente removido pela aplicação do operador de diferenças; isto é, confirma-se que as variáveis são DS, uma vez que o número de vetores de cointegração é menor que o número de variáveis (*rank* reduzido). Então, em vez de se utilizar o modelo vetorial autorregressivo (VAR), deve-se utilizar o modelo VEC.¹³

Tabela 7 – Resultados do caso 4 para o teste de cointegração de Johansen para a estatística λ traço, variáveis LDESEMPREGADOSSPD11 e LPIBSPD11 (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{ m traço}$	Valor crítico¹	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r Rank	<pre></pre> <pre><</pre>				Tendência linear	Tendência linear
0	0	0.1991	45.1822	0.0001		
1	1	0.0169	3.2213	0.8482		

¹ Valor crítico fornecido pelo SAS em nível de 5%.

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Tabela 8 – Resultados do caso 5 para o teste de cointegração de Johansen para a estatística λ traço, variáveis LDESEMPREGADOSSPD11 e LPIBSPD11 (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

H_0:	H_1	Eigenvalue	λ _{traço}	Valor crítico¹	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r Rank	(> r				Tendência linear	Tendência quadrática
0	0	0.1768	36.8325	<.0001		
1	1	0.0003	0.0508	0.8213		

¹ Valor crítico fornecido pelo SAS em nível de 5%.

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

^{*} Significativo em nível de 1%.

^{*} Significativo em nível de 1%.

Em função dos resultados dos testes de cointegração apresentados, torna-se necessário esclarecer qual dos dois casos é adotado neste estudo. Para tal tarefa, foi utilizado o pacote estatístico/econométrico Statistical Analysis Software (SAS) Enterprise Guide 7.1, que permite testar qual dos casos é o mais adequado, a partir da imposição de restrições, conforme Quadro 1.

Quadro 1 – Teste de hipótese em relação ao caso a ser utilizado no teste de cointegração de Johansen

Hipóteses	Termo de correção de erro	Modelo de correção de erro
Hipótese nula: H ₀	Tendência linear	Tendência linear
Hipótese alternativa: H	Tendência linear	Tendência quadrática

Fonte: adaptado de SAS (2013).

O teste de hipótese partiu da premissa de que a hipótese nula (H_0) diz respeito ao caso 4, que se caracteriza pelo fato de o termo de correção de erro (longo prazo) ter uma tendência linear, e de o modelo de correção de erro (curto prazo) também conter uma tendência linear. A hipótese alternativa (H_A) , que se refere ao caso 5, apresenta tendência quadrática no termo de correção de erro e tendência linear no modelo de correção de erro (Quadro 1).

Considerando que, para ambos os casos, se verificou a presença de um único vetor de cointegração (Tabelas 7 e 8), é utilizado o vetor comum para ambos os modelos para decidir qual modelo adotar na estimação do modelo VEC. Para a determinação de qual caso deve ser escolhido, torna-se necessário fazer o teste de cointegração de Johansen com restrição para um vetor de cointegração para ambos os modelos. Nesse caso, está sendo utilizado o nível de significância de 10%. A partir da Tabela 9, constata-se que a hipótese nula pode ser rejeitada, uma vez que a possibilidade de se cometer o Erro Tipo I (rejeitar H_0 quando, na verdade, ela é verdadeira) é igual a 7,50%; portanto, se rejeita H_0 , que se refere ao caso 4 (Tabela 9). Assim, não se rejeita a hipótese alternativa, e, consequentemente, para a estimação do VEC, é utilizado o caso 5.

Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen com restrição, para um vetor de cointegração, variáveis LDESEMPREGADOSSPD11 e LPIBSPD11 (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Rank	Eigenvalue caso 3	Eigenvalue caso 4	χ^2	Graus de liberdade	Valor da probabilidade
0	0.1768	0.1991	2	8.35	0.0154
1	0.0003	0.0169	1	3.17	0.0750

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

A partir dos resultados do teste de cointegração também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Isso é feito pela análise dos coeficientes das variáveis relativas à primeira equação de cointegração normalizada. Nesse caso, a normalização foi efetuada tendo-se como base o valor da estimativa do coeficiente de LDESEMPRE-GADOSSPD11, logo, o valor da estimativa do coeficiente assumiu valor igual a um. Portanto, LDESEMPREGADOSSPD11 representa a variável de saída (endógena) do sistema, enquanto que LPIBSPD11 é considerada a de entrada (exógena). Sendo assim, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com o sinal invertido para LPIBSPD11 na última coluna da direita da Tabela 10, uma vez que, na equação de cointegração normalizada, todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

A Tabela 10 apresenta os resultados do modelo VEC sem quaisquer restrições sobre os parâmetros. Os resultados do modelo VEC sem restrições mostram que, no longo prazo, variações no PIB de São Paulo são transmitidas mais que proporcionalmente sobre o número de pessoas desempregadas na região metropolitana de São Paulo, configurando uma relação elástica. Mais precisamente, variação de 1% no PIB proporciona variação de -3,49% no número de desempregados na região metropolitana de São Paulo no longo prazo (Tabela 10).

Tabela 10 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazos do modelo VEC sem restrições sobre os parâmetros das variáveis LDESEMPREGADOSSPD11 e LPIBSPD11 (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) sem restrições sobre β	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
LDESEMPREGADOSSPD11	- 0.09184	1.00000
LPIBSPD11	- 0.01612	3.49819
Tendência		- 0.00763

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

A equação do vetor de cointegração é escrita da seguinte forma: $LDESEMPREGADOSSPD11 + 3,49810 \ LPIBSPD11 - 0,00763t = 0.$

Isolando a variável dependente, a equação de cointegração é escrita como:

$$LDESEMPREGADOSSPD11 = -3.49810 LPIBSPD11 + 0.00763t$$

Em relação aos parâmetros de curto prazo, o sinal negativo para o parâmetro alfa associado à variável LDESEMPREGADOSSPD11 indica que desequilíbrios nessa variável são corrigidos a uma taxa de 9,18% a cada mês (Tabela 10). Sendo assim, desequilíbrios para LDESEMPREGADOSSPD11 são completamente corrigidos em 10,89 meses, ou seja, desequilíbrios associados ao número de trabalhadores

desempregados demoram em torno de 11 meses para retornar ao equilíbrio. Portanto, em relação ao parâmetro de longo prazo beta, variação de 1% no PIB induz redução de 3,49% no número de desempregados em até 11 meses.

O parâmetro alfa associado à variável PIB do estado de São Paulo assumiu valor igual a - 1,61%. Esse valor indica que desequilíbrios no PIB são corrigidos a uma taxa de 1,61%, ou seja, demoram aproximadamente 62 meses para serem corrigidos, pouco mais de 5 anos. No entanto, a expectativa é de que a variável PIB seja fracamente exógena, isto é, variações no PIB impactam no número de trabalhadores desempregados, mas não ocorre o contrário. Sendo assim, foram realizados testes de exogeneidade sobre os parâmetros α , a fim de averiguar se as variáveis reagem em função de alterações no equilíbrio de longo prazo.

Os resultados mostram que a hipótese nula – de que a variável número de trabalhadores desempregados não reage a mudanças (é fracamente exógena) na relação de equilíbrio de longo prazo – foi rejeitada, pois há menos de 1% de probabilidade de rejeitar a hipótese nula, quando ela é verdadeira. Isso indica que a variável LDESEMPREGADOSSPD11 não é fracamente exógena em relação à LPIBSPD11, ou seja, variações no PIB paulista determinam variações no número de trabalhadores desempregados, não ocorrendo o contrário, uma vez que a hipótese nula de que LPIBSPD11 não reage a mudanças de equilíbrio no longo prazo não pode ser rejeitada, porque há 3,75% de probabilidade de rejeitar a hipótese nula e essa ser verdadeira; logo, essa variável é fracamente exógena, pois foi utilizado o nível de significância de 1% (Tabela 11). Assim, não há nenhuma informação relevante na equação de LDESEMPREGADOSSPD11 que torne mais eficiente a estimação da equação de LPIBSPD11 (Tabela 11).

Tabela 11 – Teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo (α) para as variáveis LDESEMPREGADOSSPD11 e LPIBSPD11 (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variável	$\boldsymbol{x}^{\scriptscriptstyle 2}$	Graus de liberdade	Valor da probabilidade
LDESEMPREGADOSSPD11	29.69	1	<.0001
LPIBSPD11	4.33	1	0.0375

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Para confirmar os resultados dos testes de exogeneidade apresentados na Tabela 11, foram realizados testes de exogeneidade com a imposição de restrição sobre parâmetros α da matriz de curto prazo no modelo em análise. Novamente, as restrições foram impostas sobre o primeiro vetor de cointegração somente. Sendo assim, em termos matriciais, as restrições no curto prazo são as seguintes:

$$\binom{\alpha_{11}}{\alpha_{21}} = \binom{1}{0}(\varphi)$$

O teste de hipótese x^2 mostrou que a hipótese nula de que o número de trabalhadores desempregados não é fracamente exógeno e de que o PIB é fracamente exógeno não pode ser rejeitada, ao se adotar o nível de significância de 1%, pois há somente 3,75% de probabilidade de rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira (Tabela 12). Portanto, pode-se inferir que, a partir desses resultados, variações no PIB determinam variações no número de trabalhadores desempregados, mas não ocorre o contrário. Além disso, a partir desse resultado, pode-se concluir que, em vez de duas, é mais eficiente estimar o modelo com somente uma equação.

Tabela 12 – Resultados do teste de hipótese x^2 com a imposição das restrições do coeficiente de ajustamento de curto prazo α_{21} = 0 para a variável LPIBSPD11

Eigenvalue	Eigenvalue restrito	\mathcal{X}^2	Graus de liberdade	Prob > χ^2
0.1768	0.1578	1	4.33	0.0375

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Considerando a imposição de que $\alpha_{21}=0$ é estatisticamente significativa, há necessidade de se estimar o modelo novamente, porém, dessa vez, levando em consideração a imposição dessa restrição. Sendo assim, os resultados para os parâmetros de curto e longo prazos são reapresentados na Tabela 13.

Tabela 13 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazos do modelo VEC com restrição sobre os parâmetros alfas, variáveis LDESEMPREGADOSSPD11 e LPIBSPD11 (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) com restrições sobre α	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)	
LDESEMPREGADOSSPD11	- 0.09199	1.00000	
LPIBSPD11	0	-3.49819	

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Portanto, pode-se inferir que a variação de 1% no PIB determina variação de -3,49% no número de desempregados no longo prazo, sendo que o longo prazo corresponde a aproximadamente 11 meses.

Outros dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR/VEC são a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso. Esses dois instrumentos são muito úteis para analisar a dinâmica entre as variáveis do modelo.

A Tabela 14 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as três variáveis. Conforme Margarido,

a decomposição dos erros de previsão mostra o comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis econômicas. Mais especificamente, este instrumental permite separar a variância do erro de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos pelas demais variáveis endógenas isoladamente, ou seja, revela em termos porcentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema (2000, p. 132-133).

A segunda coluna da Tabela 14 apresenta os períodos, neste caso, expressos em número de meses. Admite-se que um choque não antecipado sobre qualquer uma das variáveis analisadas perdure por no máximo 24 meses. No caso da variável LDESEMPREGADOSSP_D11, a terceira coluna capta o porcentual da variância dos erros de previsão em função de choques não antecipados sobre essa variável, isto é, mede o efeito que um choque não antecipado sobre LDESEMPREGADOSSP_D11 tem sobre essa variável ao longo do tempo. A quarta coluna mostra os porcentuais das variâncias dos erros de previsão de LDESEMPREGADOSSP_D11 que são atribuídos às variações em LPIBSP_D11. A partir da Tabela 14, verifica-se que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre LDESEM-PREGADOSSP_D11, cerca de um terço (66,10%) da variância dos erros de previsão de LDESEMPREGADOSSP_D11 é atribuída à variável LPIBSP_D11, enquanto os restantes 33,89% devem-se à própria LDESEMPREGADOSSP_D11 (Tabela 14). Esse resultado mostra que a variável PIB tem expressivo impacto sobre o número de trabalhadores desempregados ao longo do tempo.

Tabela 14 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LDESEMPREGADOSSP_D11 e LPIBSP_D11 (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

Variável	Lead	LDESEMPREGADOSSP_D11	LPIBSP_D11
LDESEMPREGADOSSP_D11	1	1	0
	6	0.74473	0.25527
	12	0.5017	0.4983
	18	0.39307	0.60693
	24	0.33893	0.66107

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Osresultados da decomposição da variância dos erros de previsão de LPIBSP_D11 mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 89,99% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os

aproximadamente 10% restantes são atribuídos a LDESEMPREGADOSSP_D11 (Tabela 15). Esse resultado mostra que o PIB é pesadamente influenciado por ele próprio, enquanto que o número de pessoas desempregadas tem pequena influência na variável PIB. Desse resultado, confirma-se que a variável PIB é fracamente exógena, ou seja, não reage aos desequilíbrios de curto prazo. Em outras palavras, variações no PIB impactam o número de trabalhadores desempregados, mas não ocorre o contrário. Pode-se afirmar que o sentido da causalidade é unidirecional do PIB para número de trabalhadores desempregados.

Tabela 15 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LDESEMPREGADOSSP_D11 e LPIBSP_D11 (de janeiro de 2002 a outubro de 2017)

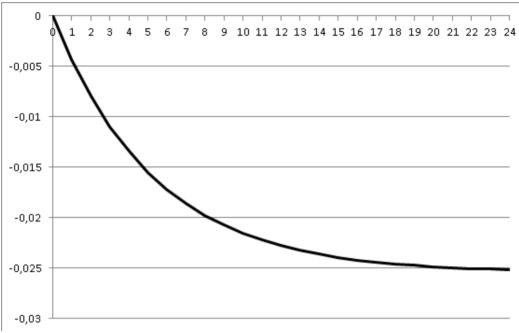
Variável	Lead	LDESEMPREGADOSSP_D11	LPIBSP_D11
LPIBSP_D11	1	1	0
	6	0.01887	0.98113
	12	0.04539	0.95461
	18	0.07608	0.92392
	24	0.10008	0.89992

Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

A seguir, são apresentados os resultados da função de resposta de impulso. Em linhas gerais, a função de resposta de impulso mostra a trajetória temporal que determinada variável irá percorrer em função de um choque não antecipado em outra variável.

Após um choque não antecipado em LPIBSP_D11, verificam-se três fases distintas da variável LDESEMPREGADOSSPD_11 ao longo do tempo. Inicialmente, o número de trabalhadores desempregados é reduzido a taxas crescentes até o oitavo mês após o choque inicial não antecipado no PIB. Do oitavo mês até o vigésimo mês, o número de trabalhadores desempregados decresce, porém, a taxas decrescentes. Do vigésimo mês em diante, estabiliza-se (Gráfico 1). Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, pode-se inferir que, dado um processo de crescimento sustentável da economia paulista, demora 20 meses para atingir a sua taxa de desemprego natural, ou seja, choques positivos de demanda agregada não são capazes de reduzir ainda mais o desemprego, considerando que, aparentemente, neste caso, a economia se encontra no seu nível de pleno emprego. 14

Gráfico 1 – Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques em LPIBSP_D11 sobre LDESEMPREGADOSSP_D11



Fonte: baseada em Seade (2017a, 2017b).

Os resultados da função de resposta de impulso estão em linha com o que preceitua a teoria econômica, ou seja, aumento no PIB reduz o número de trabalhadores desempregados, porém este é um processo longo. Em termos econômicos, a possível explicação para esse resultado está relacionada a vários fatores. Um deles reside na própria expectativa dos empresários. Por exemplo, diante de um processo recessivo, os empresários somente voltam a fazer investimentos se as expectativas de mercado forem efetivamente positivas; ou seja, se observarem que a recuperação da economia é somente transitória (tipo voo de galinha) em vez de sustentável, os empresários não investem; logo, não são gerados empregos, e o desemprego não diminui. Essas expectativas estão intrinsicamente ligadas, em muitos casos, ao ambiente político.

Em segundo lugar, tomando como base a saída de um processo recessivo, os empresários tendem a não contratar novos trabalhadores, uma vez que é um processo caro; sendo assim, no curto prazo, optam por pagar horas extras aos funcionários em atividade na empresa, em vez de contratar novos trabalhadores.

Ainda no curto prazo, esgotado o recurso de pagar horas extras aos funcionários, o próximo passo consiste em aumentar os turnos de produção sem aumentar os investimentos em infraestrutura e capital. Nesse caso, é necessário contratar mais trabalhadores; no entanto, não adiciona novos investimentos na formação bruta de capital da economia. Finalmente, uma vez sedimentado o processo de crescimento da economia, os empresários passam a investir, por exemplo, na construção de uma nova unidade produtiva. Portanto, esse processo de retomada dos investimentos é longo e consistente com os resultados deste estudo.

Conclusões

Os resultados obtidos neste estudo corroboraram a hipótese de que a relação entre PIB e desemprego é de longo prazo, uma vez que as duas variáveis cointegram, ou seja, convergem para o equilíbrio a longo prazo. Foi obtida uma elasticidade PIB-desemprego igual a 3,49%, ou seja, a variação de 1% do PIB do estado de São Paulo reduz o desemprego na região metropolitana de São Paulo em 3,49%, configurando relacionamento elástico entre as duas variáveis no longo prazo. Além disso, o resultado do modelo VEC estimou o longo prazo como sendo igual a aproximadamente doze meses. O resultado do teste de exogeneidade mostrou que a variável PIB é fracamente exógena, isto é, variações no PIB impactam o desemprego, porém não ocorre o contrário. Aparentemente, os resultados da decomposição da variância de erros de previsão confirmam o fato de que a variável PIB do estado de São Paulo é fracamente exógena, pois os resultados mostraram que o PIB é pesadamente influenciado por ele próprio e pouco influenciado pela variável número de trabalhadores.

Finalmente, com base nos resultados da função de resposta de impulso, podese inferir que um choque não antecipado sobre o PIB induz redução no número de trabalhadores desempregados até o vigésimo mês após o choque inicial. A partir dessa período, não ocorre mais redução do número de trabalhadores desempregados, indicando que o pleno emprego na região metropolitana de São Paulo é atingido vinte meses após um choque não antecipado no PIB do estado de São Paulo.

Finalmente, é necessário realçar que, especificamente no caso da economia brasileira, se verifica que seu mercado de trabalho apresenta expressiva heterogeneidade comparativamente aos países desenvolvidos, assim como sua própria estrutura produtiva. Conforme Souza (1980), no caso brasileiro, basicamente, há três componentes sob o ponto de vista da estrutura produtiva brasileira. O primeiro é composto por empresas intensivas em capital e estreitamente relacionadas aos

fluxos internacionais de capitais. O segundo se refere a uma estrutura produtiva mais voltada para o mercado interno, que possui uma dinâmica própria, mas é influenciada pelo segmento mais moderno do primeiro componente. Finalmente, o terceiro componente, denominado de franja, ocupa o espaço não preenchido pelos dois primeiros componentes.

Considerando essa fragmentação do setor produtivo, o mercado de trabalho brasileiro também apresenta diferentes formas de inserção da mão de obra no setor produtivo. Nesse espectro, coexistem trabalhadores mais protegidos, que têm carteira de trabalho assinada, seja no âmbito governamental, seja no setor privado, e os mais desprotegidos, que incluem os trabalhadores por conta própria (autônomos) e assalariados sem carteira de trabalho assinada.

Em decorrência dessa heterogeneidade, tanto em relação ao setor produtivo como ao próprio mercado de trabalho no Brasil, sugere-se o desenvolvimento de futuros trabalhos que envolvam as variáveis desemprego e PIB e a aplicação do método de modelos de séries temporais para regiões ou estados em que a estrutura econômica seja distinta da economia paulista, sendo que a mesma situação se aplica a diferentes categorias de trabalhadores, visando, dessa forma, a verificar como se comportam os coeficientes tanto de curto quanto de longo prazo, e a compará-los com os resultados apresentados neste estudo. Caso os resultados sejam muito distintos, tem-se um indicativo de que a implementação de políticas públicas de estímulo da demanda agregada não pode se restringir ao âmbito macroeconômico, sendo necessária a aplicação de medidas complementares, que respeitem as características da estrutura produtiva de cada região e/ou categoria de trabalhador.

GDP and unemployment elasticity in state of São Paulo: an application of the vector error correction model (VEC)

Abstract

This study analyzed the relationship between number of unemployed workers in the metropolitan region of São Paulo and the GDP of the state of São Paulo for the period from January 2003 to December 2017. Data from the Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade) were used. Method X-12 was used to deseasonalize the series. For the determination of the integration order of each series, the Dickey-Fuller Aumentado (ADF) unit root test was used. In order to verify if the variables converge to the equilibrium in the long term, the Johansen cointegration test was used. From the vector error correction model (VEC), it was possible to estimate the long-run elasticity between GDP and the number of unemployed. The result shows that for every 1% change in GDP, unemployment is reduced by 3.49% in the long term, which was estimated to be equal to one year. The result of the Impulse Response Function shows that after a shock in the GDP, unemployment declines for twenty months and then stabilizes, indicating a level of full employment in the metropolitan region of São Paulo.

Keywords: Unemployment. Elasticity. Long term. VEC model. GDP.

Elasticidad PIB y desempleo en el estado de São Paulo: una aplicación del modelo vectorial de corrección de errores (VEC)

Resumen

Este estudio analizó la relación entre el número de trabajadores desempleados en la región metropolitana de São Paulo y el PIB del estado de São Paulo para el período de enero de 2003 hasta diciembre de 2017. Se utilizaron datos de la Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade). Se utilizó el método X-12 para desestacionalizar las series. Para la determinación del orden de integración de cada serie, se utilizó la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para verificar si las variables convergen para el equilibrio a largo plazo, se utilizó la prueba de co-integración de Johansen. A partir del modelo vectorial de corrección de errores (VEC), fue posible estimar la elasticidad a largo plazo entre el PIB y el número de desempleados. El resultado muestra que para cada 1% de variación en el PIB, el desempleo se reduce en el 3,49% a largo plazo, el cual fue estimado como igual a un año. El resultado de la Función de Respuesta de Impulso muestra que a partir de un choque en el PIB, el desempleo decae por veinte meses y luego se estabiliza, indicando nivel de pleno empleo de la región metropolitana de São Paulo.

Palabras clave: Desempleo. Elasticidad. Largo plazo. Modelo VEC. PIB.

Notas

- ¹ Também denominado de Produto Médio.
- O Hiato do Produto consiste no $\ln (g_{yt}/\overline{g_y})$. Quando o hiato é maior que zero, o Produto Observado é maior que o Produto Potencial; ocorrendo o contrário, quando o hiato é menor que zero.
- O modelo Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (Nairu) consiste na taxa de desemprego que mantém a inflação estável. Em outras palavras, a inflação tende a se elevar quando o desemprego baixa além da taxa natural de desemprego. Quando há aumento do nível de desemprego acima da sua taxa natural, entretanto, a inflação tende a cair.
- ⁴ Em economia, o interesse em conhecer adequadamente este componente da série de tempo está relacionado com os ciclos econômicos, visando a determinar períodos de prosperidade, recessão, entre outros.
- ⁵ Conforme Banerjee (1993), o modelo de correção de erro torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos da dinâmica de curto prazo e de longo prazo. Assim, os "mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente" (1993, p. 139).
- De acordo com Costa, retomando Harris (1995), os "parâmetros α proporcionam dois tipos de informação dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável preço (à qual o parâmetro α está associado) não é exógena fraca com relação aos parâmetros de longo prazo, β. A exogeneidade fraca é um conceito relativo e significa que a variável não reage ante mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. A magnitude do parâmetro α indica a velocidade de ajuste da respectiva variável preço a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de alfa indica que ante uma situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que este se produz rapidamente" (1999, p. 6).
- Detalhes sobre cointegração de Johansen, modelo VEC e testes de exogeneidade podem ser encontrados, entre outros, em: Brooks (2002), Enders (2004), Franses (1998), Harris e Sollis (2003), Charemza e Deadman (1999), Johansen (1995), Patterson (2000) e Juselius (2006).
- De forma reduzida, a ordem de integração é o número de vezes que determinada variável necessita ser diferenciada até que fique estacionária. A definição formal deste conceito pode ser encontrada em Engel e Granger (1987,1991).
- 9 Nesse teste, a variável normalizada foi LDESEMPREGADOSSPD11.
- Há um drift (intercepto) no VEC (curto prazo), e tendência linear no termo de correção de erro (longo prazo).
- Há uma tendência linear e também há uma constante no VEC (Curto Prazo). Também, há um intercepto e uma tendência linear no Termo de Correção de Erro (Longo Prazo).
- Também denominados de autovalores.
- Maiores detalhes sobre as inter-relações dos resultados dos testes de cointegração e a utilização de modelos VAR (em nível, ou nas diferenças) ou VEC, encontram-se em Harris (1995).
- Conforme apresentado em Hall e Taylor, o pleno emprego é definido como aquela situação em que "a quantidade total de trabalho que seria obtido se cada trabalhador pudesse encontrar emprego, após uma breve pesquisa, e ganhasse tanto quanto aqueles que já se encontram no mercado de trabalho, em empregos similares. É necessário observar que o pleno emprego não é o máximo absoluto de trabalho que a população é capaz de obter. É o montante que as pessoas que estão dispostas a trabalhar, dado o salário real que os empregadores estão dispostos a pagar" (1997, p. 69).

Referências

BALL, L. M.; LEIGH, D.; LOUNGANI, P. *Okun's Law*: Fit at 50? National Bureau of Economic Research (NBER). Working Paper 18668. 2013. Disponível em: http://www.nber.org/papers/w18668.pdf. Acesso em: 04 abr. 2018.

BANERJEE, Anindya et al. Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data. New York: Oxford University Press, 1993. 329 p. (Advanced Texts in Econometrics).

BLANCHARD, Oliver. Macroeconomics. United States of America: Prentice Hall. 1997. 116 p.

BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002. 701 p.

CHAMBERLIN, G. Okun's Law Revisited. *Economic & Labour Market Review*, United Kingdom, v. 5, n. 2, p. 104-132, 2011. Disponível em: https://link.springer.com/article/10.1057%2Felmr.2011.21. Acesso em: 23 mar. 2018.

CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F. *New directions in econometric practice*: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression. 2. ed. Great Britain: Edward Elgar, 1999. 344 p.

COSTA, Silvia M. A. L. Relações de longo prazo entre preços nos mercados internacionais de arroz e milho. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., Foz do Iguaçu, 1999. *Anais...* Brasília: SOBER, 1999. p. 342-360.

DAGUM, E. B. *The X11ARIMA* / 88 Seasonal Adjustment Method: foundations and user's manual. Ottawa, Ca: Time Series Research and Analysis Division, Statistics Canada, 1988. p. 1-3.

DAGUM, E. B.; CHAB, N.; CHIU, K. Derivation and properties of the X11ARIMA and Census II Linear Filters. *Journal of Official Statistics*, Statistics Sweden, European Union, v. 12, n. 4, p. 329-348. 1996.

BROUWER, Gordon de. *Estimating Output Gaps*. Reserve Bank of Australia, Economic Research Department. Research Discussion Paper, n. 9809. Aug. 1998. 35 p.

DEZORDI, L. A lei de Okun para a economia brasileira: 2002-2010. *Vitrine da Conjuntura*, Curitiba, v. 4, n. 5, p. 1-3, 2011. Disponível em: <fae.edu/galeria/getImage/1/161828425827073.pdf>. Acesso em: 09 abr. 2018.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, United States, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, Jul. 1981.

_____. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, United States, v. 74, n. 366, p. 427-431, Jun. 1979.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. L. Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economics Statistics*, London, v. 19, p. 166-177. 2001.

ENDERS, Walter. Applied econometric time series. 2. ed. United States of America: John Wiley & Sons, 2004. 460 p.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. *Long-run economic relationship*: readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991. 301 p. (Advanced texts in econometrics).

_____. Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, United States, v. 55, n. 2, p. 251-276, March 1987.

FRANSES, Philip Hans. *Time series models for business and economic forecasting*. United Kingdom: Cambridge University Press, 1998. 280 p.

FREDO, Carlos E.; MARGARIDO, Mario A. Modelando a sazonalidade e o processo gerador da série de tempo do emprego rural no estado de São Paulo. *Revista de Economia e Agronegócio*, Viçosa, v. 6, n. 3, p. 367-394. 2008.

FREITAS, S. M. de; FERREIRA, C. R. R. P. T.; BARBOSA, M. Z. Oportunidades e entraves à expansão de dendeicultura brasileira. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 45, t. 2, p. 1-16, abr. 1998.

HALL, Robert E.; TAYLOR, John B. *Macroeconomics*. United States: W. W. Norton & Company, 1997. 528 p.

HARRIS, Richard I. D.; SOLLIS, Robert. *Applied time series modeling and forecasting*. England: John Wiley & Sons, 2003. 302 p.

HARRIS, Richard I. D. Cointegration analysis in econometric modelling. London: Prentice Hall, 1995. 176 p.

HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, United States, v. 29, n. 1, Feb. 1997.

JOHANSEN, Soren. Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models. New York: Oxford University Press, 1995. (Advanced Texts in Econometrics). 267 p.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Great Britain, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR Model*: methodology and applications. Great Britain: Oxford University Press, 2006. 457 p.

LEE, J. The robustness of Okun's law: evidences from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, European Union, v. 22, n. 2, p. 331-356, 2000. Disponível em: http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.472.9600&rep=rep1&type=pdf>. Acesso em: 09 abr. 2018.

MARGARIDO, Mario A. Análise da relação PIB e desemprego no Brasil: uma aplicação do modelo de co-integração assimétrica. In: CICLO DE DEBATES EM ECONOMIA INDUSTRIAL, TRABALHO E TECNOLOGIA (EITT). 15., 2017, São Paulo. *Anais...* São Paulo, maio 2017. (CD-ROM).

_____. Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil. 2000. 173 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Esalq, USP, Piracicaba, 2000.

PATTERSON, Kerry. An introduction to applied econometrics: a time series approach. United States of America: St. Martin's Press, 2000. 795 p.

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

SAMARY, Ana P. F. *Crescimento econômico e desemprego*: uma estimativa da Lei de Okun pós Plano Real. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – Escola Brasileira de Economia e Finanças, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2017.

SANTOS, Fernando Siqueira dos. *Okun's law and labor productivity in Brazil*. Anpec, 2015. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i13-6c3fef11ebb4dfbc3a7536abe436e004.pdf>. Acesso em: 10 abr. 2018.

SAT. SAS/ETS® 12.3 User's Guide. Cary, North Carolina, USA: SAS Institute Inc. 2013. 3457 p.

SEADE. Produto Interno Bruto (PIB Mensal). 2017a. Disponível em: http://www.seade.gov.br/ produtos/pib-mensal/>. Acesso em: 10 jan. 2018.

_____. Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED). 2017b. Disponivel em: http://www.seade.gov.br/produtos/ped-rmsp/. Acesso em: 10 jan. 2018.

SOUZA, Paulo Renato Costa. *A determinação dos salários e do emprego nas economias atrasadas*. Tese (Doutorado em Economia) – Unicamp, Campinas, 1980.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, Hayward, v. 6, p. 461-464. 1978.

VIEIRA, Paula Verlangeiro. Análise da aplicação da Curva de Phillips e da Lei de Okun para a economia brasileira no período de 2002 a 2014. 2014. 77 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade, Ciência da Informação e Documentação da Universidade de Brasília (UNB), Brasília, 2014.

VILLAVERDE, J.; MAZA, A. The robustness of Okun's law in Spain, 1980-2004 Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, European Union, v. 31, p. 289-297, 2009.

YAFFEE, Robert; McGEE, Monnie. *Introduction to time series analysis and forescasting*: with applications of SAS and SPSS. United States of America: Academic Press, 2000. 528 p.