

COMPONENTE SAZONAL DAS TRANSFERÊNCIAS CONSTITUCIONAIS: MODELO PARA AJUSTAMENTO E PREVISÃO

Hilton Manoel Dias Ribeiro¹

Suzana Quinet A. Bastos²

Wilson Luiz Rotatori Corrêa³

O objetivo principal deste artigo é apresentar modelos para ajustamento e previsão que expliquem a evolução do Fundo de Participação dos Estados e Distrito Federal (FPE), captando e analisando seu componente sazonal, dada a importância do caráter cíclico para questões de orçamento público. Para tanto, é utilizada uma série mensal de janeiro de 1994 a dezembro de 2014 do estado de Minas Gerais/Brasil. A partir dos resultados do teste de raiz unitária sazonal, aplica-se o modelo do tipo Sarima para caracterização do melhor mecanismo gerador dos dados. A compreensão do comportamento da série do FPE torna-se importante na medida em que a análise dos seus componentes amplia as informações sobre a presença de choques sazonais de caráter permanente, os quais comprometem a capacidade de previsão do FPE e, conseqüentemente, o planejamento financeiro dos estados brasileiros.

Palavras-chave: transferências constitucionais; sazonalidade; previsão.

SEASONAL COMPONENT OF CONSTITUTIONAL TRANSFERS: MODEL FOR ADJUSTMENT AND FORECAST

The main objective of this analysis is to present adjustment and prediction models that explain the progress of the State and Federal District Participation Fund (FPE), capturing and analyzing its seasonal component, given how important its cyclical nature is to the public budget issues. For that, a monthly time series of the state of Minas Gerais/Brazil FPE from January 1994 to December 2014 is used. Based on the results of the seasonal unit root test, we applied the Sarima type model to characterize the best data generating mechanism. Understanding the FPE's series behavior becomes important once the analysis of its components expands the knowledge about the presence of permanent seasonal shocks, which compromise the prediction of the FPE and hence the financial planning of the Brazilian states.

Keywords: constitutional transfers; seasonality; prediction.

COMPONENTE ESTACIONAL DE TRANSFERENCIASCONSTITUCIONALES: MODELO DE AJUSTE Y PREVISIÓN

El principal objetivo de este análisis es presentar modelos de ajuste y de previsión que explican la evolución del Fondo de Participación del Estado y el Distrito Federal (FPE), la captura y el análisis

1. Professor no Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), *Campus* Governador Valadares. *E-mail*: <hilton.manoel@ufjf.edu.br>.

2. Professora no Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da UFJF e bolsista de produtividade no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <quinet.bastos@ufjf.edu.br>.

3. Professor no PPGE da UFJF. *E-mail*: <wilson.rotatori@ufjf.edu.br>.

de su componente estacional, dada la importancia de la naturaleza cíclica de las cuestiones presupuestarias públicas. Para eso se utiliza una serie mensual de enero 1994 a diciembre 2014 en el estado de Minas Gerais/Brasil. De los resultados de la prueba de raíz unitaria estacional, se aplica el modelo tipo Sarima para una mejor caracterización del mecanismo generador de los datos. La comprensión de la serie de FPE de comportamiento se vuelve importante en el análisis de sus componentes se amplía la información sobre la presencia de choques estacionales de carácter permanente, que comprometen la previsión FPE y por tanto la planificación financiera estados brasileños.

Palabras clave: transferencias constitucionales; estacionalidad; previsión.

COMPOSANTE SAISONNIÈRE DES TRANSFERTS CONSTITUTIONNEL: MODÈLE POUR UN AJUSTEMENT ET PRÉVISIONS

Le principal objectif de cette analyse est de présenter des modèles d'ajustement et de prévisions qui expliquent l'évolution du Fonds de Participation de l'État et le District Fédéral (FPE), la capture et l'analyse de sa composante saisonnière, étant donné l'importance de la nature cyclique des questions budgétaires publiques. Pour qui est utilisé une série mensuelle de Janvier 1994 à Décembre 2014, l'état de Minas Gerais/Brésil. D'après les résultats du test de racine unitaire de saison, applique le type de modèle Sarima pour une meilleure caractérisation du mécanisme de génération des données. Comprendre la série FPE de comportement devient important dans l'analyse de ses composantes élargit les informations sur la présence de chocs saisonniers de nature permanente, qui compromettent la prévoyance FPE et donc la planification financière états brésiliens.

Mots-clés: transferts constitutionnelles; saisonnalité; prévisions.

JEL:C22; E69.

1 INTRODUÇÃO

Segundo Gasparini e Melo (2003), a reforma tributária de 1988 concentrou-se na modificação da distribuição de competência tributária e no aumento da participação das instâncias subnacionais de governo sobre a receita global, promovendo uma descentralização por meio da ampliação da base tributária dos níveis inferiores de governo e de uma maior participação destes nos tributos federais. Sob a Constituição Federal de 1988, ampliou-se a participação dos níveis estaduais e municipais no uso de transferências, feitas principalmente por meio do Fundo de Participação dos Estados e Distrito Federal (FPE) e dos Municípios (FPM).

No caso dos estados, os impostos próprios representam, em média, cerca de 60% das receitas totais. Existem casos, entretanto, que tais recursos representam mais de 70% das receitas, enquanto em outros, os recursos próprios não passam de 50%. Isso reflete, em grande medida, a desigualdade da dinâmica econômica e diferenças na capacidade de arrecadação. Souza Júnior e Gasparini (2006) argumentam que as disparidades socioeconômicas regionais no Brasil fazem a União transferir parte de suas receitas tributárias para os demais entes federados. Assim, a concepção dos Fundos de Participação é a equalização destas diferenças,

fundamental para algum grau de homogeneidade na receita e no cumprimento dos deveres constitucionais.

O peso do FPE nas receitas é variável para cada estado. Mendes (2011) revela que o percentual do FPE em relação à receita corrente líquida é maior nos estados do Acre, do Amapá, do Maranhão e de Roraima, por exemplo, tornando essas regiões relativamente mais dependentes do fundo. Em outros casos, como São Paulo e Rio de Janeiro, a receita tem importância reduzida.

Especificamente sobre o FPE, sua regulamentação veio com o Código Tributário Nacional (CTN)⁴ e o início de sua distribuição deu-se em 1967. Na década de 1960 este fundo era formado por 10% do produto da arrecadação do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), descontados os incentivos fiscais, as restituições e outras deduções legais. O FPE foi ratificado pela Constituição Federal de 1968, aumentando gradativamente o percentual de participação no IR e no IPI dos 10% até o valor de 21,5% a partir de 1993 (Brasil, 2012).

Os critérios para a distribuição entre os estados foram definidos pela Lei Complementar (LC) nº 62, de 1989. O rateio do FPE entre os estados atende à regra básica que destina 85% do fundo para os estados das regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte, e 15% para as regiões sudeste e Sul.⁵ Obedecida essa restrição, estabeleceram-se coeficientes fixos⁶ para cada estado. Segundo Mendes (2011), os coeficientes de cada estado relacionam-se com o território (com um peso de 5%), sua população e o inverso da renda *per capita* (com peso de 95%). Ou seja, a participação dos estados no fundo não varia ao longo do tempo.

O gráfico 1 apresenta a participação de cada Unidade da Federação (UF) no montante total do FPE de dezembro de 2014. Verifica-se que, enquanto os estados do Nordeste apresentam os maiores valores – Bahia (9,40%), Ceará (7,34%), Maranhão (7,22%), Pernambuco (6,90%), Paraíba (6,11%) –, os estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentam as menores participações – Distrito Federal (0,69%), São Paulo (1,00%), Santa Catarina (1,28%), Mato Grosso do Sul (1,33%), Rio de Janeiro (1,53%).

4. CTN – Lei nº 5.172, de 25 de outubro de 1966, Artigos 88 a 90.

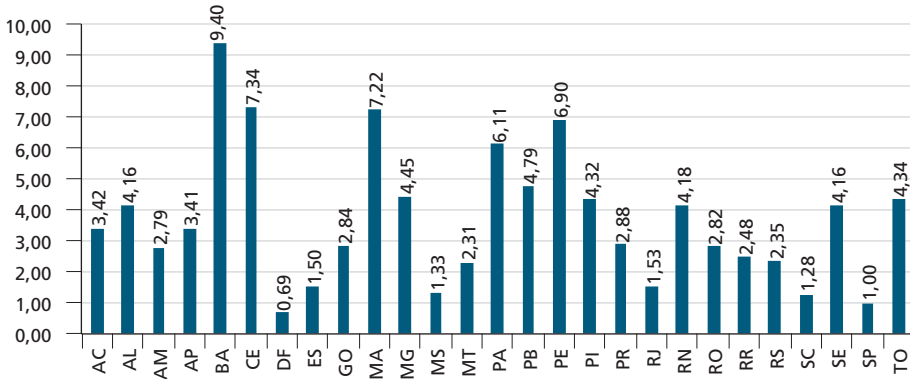
5. Incisos I e II do Artigo 2º e anexo único da LC nº 62, de 1989. Contudo, a LC nº143/2013 extinguiu a divisão do FPE em 85% para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste e 15% para Sul e Sudeste, mantendo, contudo, os coeficientes de repartição válidos até 31 de dezembro de 2015 (Artigo 2º, inciso I).

6. Artigo 2º e anexo único da LC nº 62, de 1989.

GRÁFICO 1

Participação dos estados e Distrito Federal na transferência do FPE (dez./2014)

(Em %)



Fonte: Tesouro Nacional (Brasil, 2015).
Elaboração dos autores.

Segundo Mendes (2011), o FPE, por ser derivado da arrecadação do IR e do IPI, é pró-cíclico e desestimula a poupança pública, dado o maior recebimento de recursos em períodos de crescimento econômico. Em períodos de baixa arrecadação tributária por parte da União, o valor do fundo se reduz, estimulando um comportamento fiscal pouco responsável, principalmente nos estados em que o FPE tem um peso relativamente maior. Entretanto, em períodos de alta arrecadação tributária e maior volume de transferências para os estados, há estímulo para elevação dos gastos públicos. Sendo assim, pensando em disciplina fiscal, torna-se relevante o debate acerca da oscilação temporal do FPE, neste caso destacando a importância do componente sazonal.

Para Blasio e Mini (2001), a análise macroeconômica tradicional considerava flutuações sazonais como os ruídos que precisavam ser removidos para avaliação dos ciclos de negócio. Contudo, é recente o interesse por estudos específicos de flutuações sazonais (Barsky e Miron, 1989; Beaulieu e Miron, 1991; 1992; 1993; Beaulieu, MacKie-Mason e Miron, 1992; Rodrigues e Franses, 2005; Depalo, 2009).

As análises indicam que a maior parte da variação nas séries macroeconômicas mensais é sazonal. Fávero, Oliveira e Angelo (2003) argumentam que em países desenvolvidos o ajustamento sazonal de séries temporais econômicas já é prática oficial consolidada há mais tempo, principalmente a partir da disponibilidade de técnicas de ajustamento sazonal informatizadas. Contudo, a análise e o ajustamento desse fenômeno em grande escala devem ser elaborados de maneira cuidadosa em países em desenvolvimento, como o Brasil, por conta das maiores mudanças estruturais e conjunturais.

Dentro desse contexto, o objetivo principal deste artigo é apresentar modelos para ajustamento e previsão que expliquem a evolução do FPE, captando e analisando seu componente sazonal, dada a importância do caráter cíclico para questões de orçamento público.

A evolução da estrutura da série do FPE é semelhante para os diversos estados brasileiros ao longo do período analisado, alterando apenas a proporção da transferência. Assim, um estudo sobre os componentes da série pode ser feito para qualquer estado ou região brasileira, não comprometendo a análise geral desse tipo de transferência constitucional. A análise de correlação (tabela A.1, no apêndice A deste artigo) indica colinearidade perfeita ou muito alta entre as séries do FPE das macrorregiões brasileiras.

Assim, a variável central da análise é o FPE de Minas Gerais, contendo 252 observações mensais, de janeiro de 1994 a dezembro de 2014.⁷ A série foi extraída do item *transferências constitucionais do banco de informações do Tesouro Nacional* e foi deflacionada considerando o Índice-Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), tendo como base janeiro de 1994 = 100. Analisa-se o comportamento da série temporal com testes de raiz unitária, sendo que a metodologia Box-Jenkins é utilizada para caracterização do mecanismo gerador dos dados.

Segundo Souza Júnior e Gasparini (2006), informações a respeito do impacto do FPE sobre a eficiência da gestão pública e da arrecadação tributária e sobre a necessidade de serviços públicos estaduais ainda são muito limitadas. Posto isto, a compreensão temporal desses dados torna-se importante na medida em que a análise dos componentes presentes na série do FPE amplia as informações sobre sua estrutura, colaborando com a formulação e o planejamento de políticas associadas aos repasses entre diferentes esferas de governo.

Nesse aspecto do planejamento, a correta determinação de um modelo empírico que caracterize bem as propriedades estatísticas dos dados de arrecadação pode contribuir muito para a compreensão dos impactos ocorridos, dadas as mudanças periódicas por flutuações sazonais, bem como a determinação dos valores futuros, de forma a gerar uma previsão consistente para o formulador de política.

Para atingir esse objetivo, este trabalho está organizado em três outras seções, além desta introdução. Na seção 2 discorre-se sobre os aspectos metodológicos, bem como apresenta-se a base de dados. Na seção 3 apresentam-se os resultados da análise estatística. Por fim, na seção 4 constam as considerações finais.

7. A escolha do período deve-se ao início da estabilização da economia brasileira (pós-Plano Real) até o período atual.

2 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

2.1 Descrição dos dados⁸

O gráfico 2 mostra as séries do FPE do estado de Minas Gerais deflacionadas (gráfico 2A) e em primeira diferença (gráfico 2B). A série do FPE em nível (gráfico 2A) apresenta um comportamento relativamente estável entre o início do período de análise e meados dos anos 2000, quando muda de comportamento e passa a apresentar uma tendência de crescimento. Percebe-se que a componente de tendência torna-se atenuada quando da aplicação da diferença, o que pode sugerir uma série integrada a despeito do comportamento relativamente estável nos primeiros anos.

Como a série do FPE é composta pelas arrecadações do IPI e do IR, informações relevantes sobre o comportamento do FPE podem ser extraídas da análise individual desses dois componentes, conforme gráfico 3: IPI (gráfico 3A) e IR (gráfico 3B). A tendência de crescimento observada no FPE possivelmente está associada ao crescimento do IR no período analisado, o qual apresenta uma tendência de crescimento com eventual aceleração a partir da metade dos anos 2000. Por sua vez, o IPI parece apresentar uma flutuação mais próxima de uma média de longo prazo sem uma tendência clara de crescimento, embora entre o início da série, em 1994 e 2009, tenha havido um longo período de oscilação, característico de um processo em que os choques tendem a ser permanentes, para depois estabilizar-se, a partir de 2010, em torno de uma média relativamente constante, excetuando-se o período da Crise de 2008, em que se observa uma queda de arrecadação.⁹

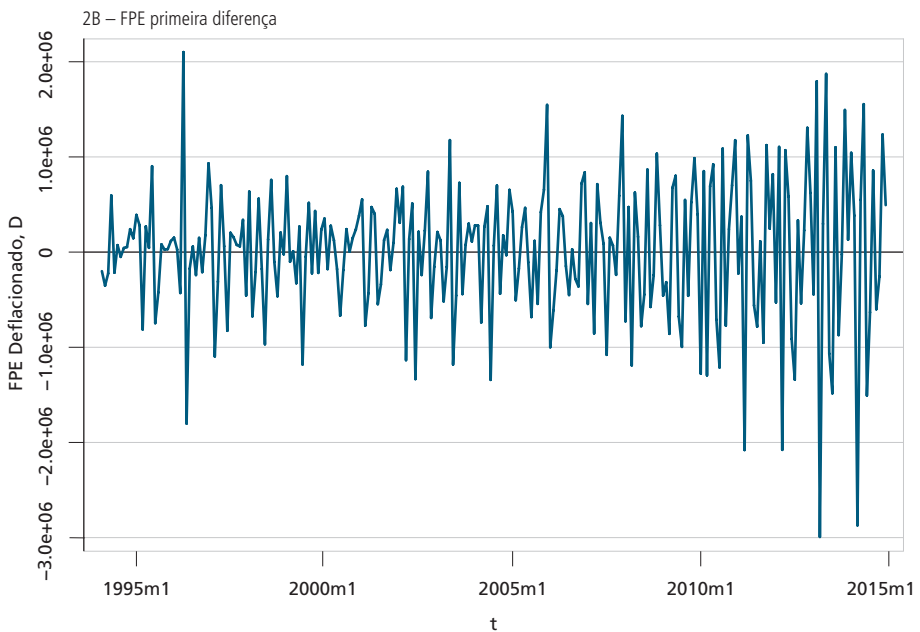
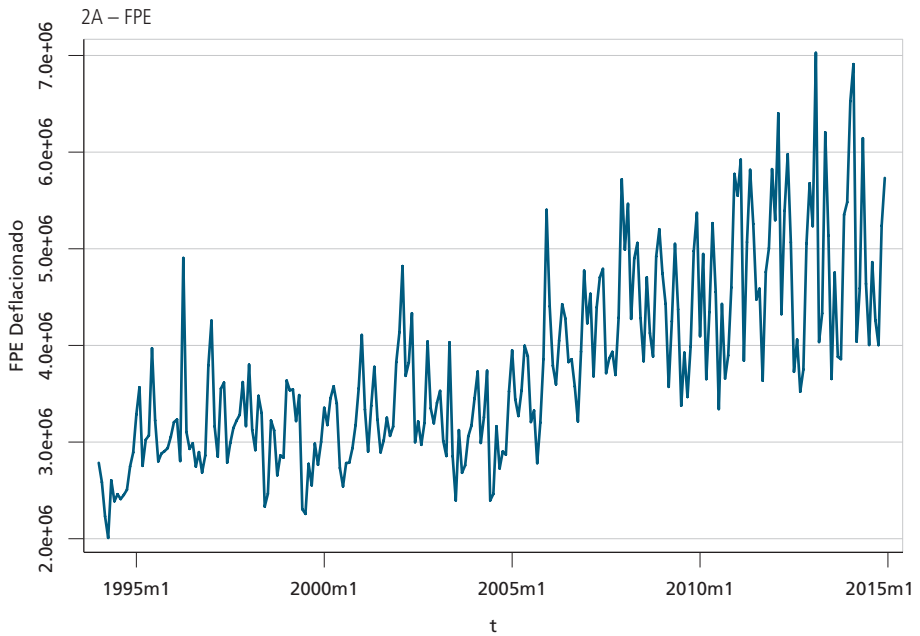
Da análise gráfica, também pode-se verificar um nítido padrão de flutuação sazonal nos dados do FPE que parece estar presente em ambos os componentes: IPI e IR. Neste último parece ter havido uma alteração neste padrão sazonal, com as flutuações tornando-se mais acentuadas a partir de 2010.

8. Uso do *software* Stata 12.0.

9. Estatísticas descritivas das séries na tabela A.2, no apêndice A deste artigo.

GRÁFICO 2
Série FPE e FPE em primeira diferença (jan./1994-dez./2014)

(Em R\$)

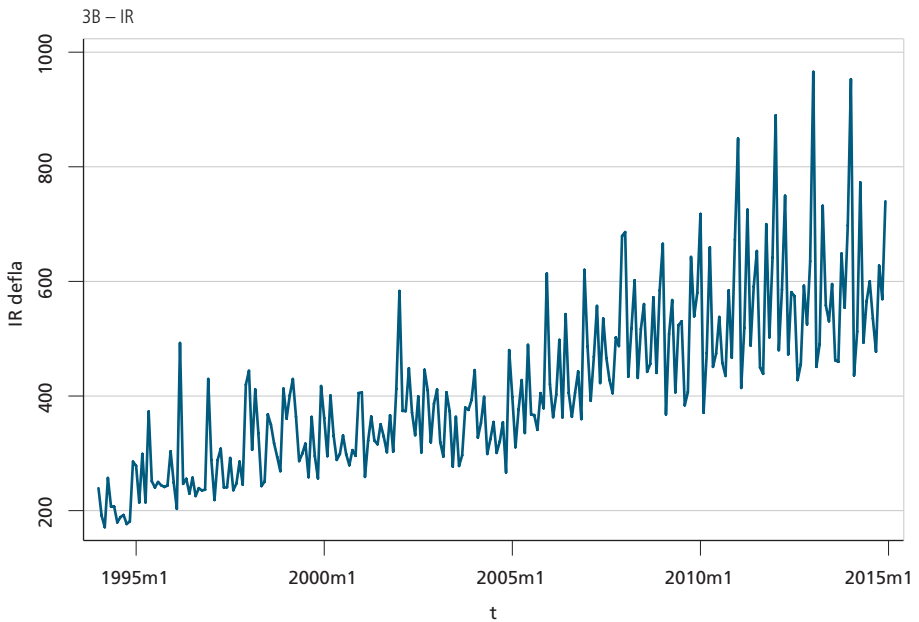
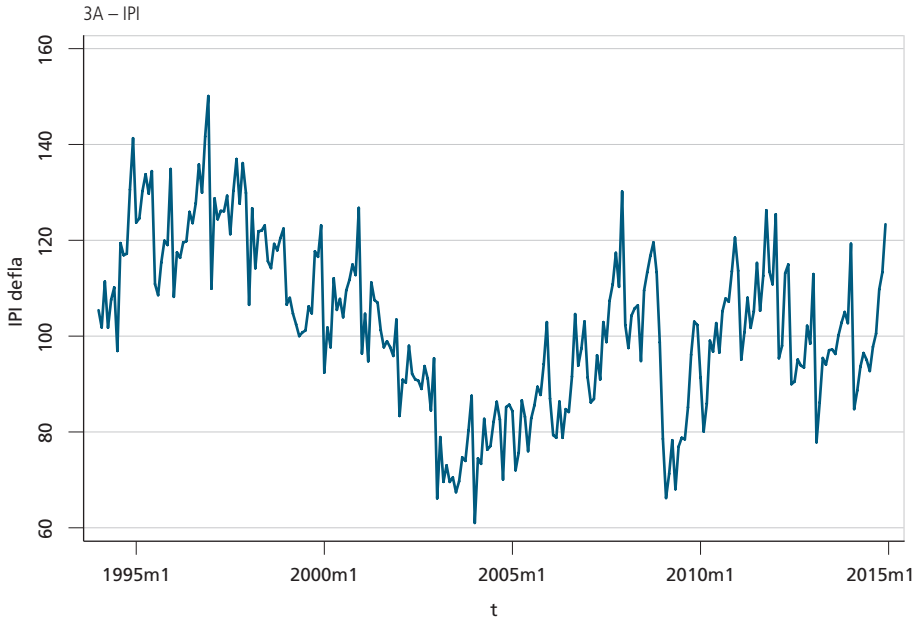


Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3

Série componentes FPE: IPI e IR (jan./1994-dez./2014)

(Em R\$ milhões)



Elaboração dos autores

2.2 Metodologia

O objetivo da análise de séries temporais é investigar o mecanismo gerador, fazer previsões de valores futuros, descrever o comportamento da série, verificando tendências e variações sazonais, e procurar periodicidades relevantes nos dados.

Para Fredo e Margarido (2008), uma série de tempo pode ser desagregada em quatro componentes: ciclo, tendência, sazonalidade e componente aleatório. A tendência capta elementos de longo prazo (pode ser determinística ou estocástica); o componente sazonal capta os padrões regulares da série de tempo; e os ciclos são caracterizados por longas ondas, mais ou menos regulares, em torno de uma linha de tendência.

Morettin e Toloí (2006) descrevem uma série temporal como qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo, podendo ser discreta ou contínua. Contudo, pode-se obter uma série temporal discreta por meio da amostragem de uma série contínua, como o é caso da série do FPE em análise.

Para determinação do modelo gerador dos dados, faz-se necessário supor que o processo seja estacionário, isto é, que o processo estocástico que gerou determinada série seja invariante ao longo do tempo, permitindo que sejam identificados os comportamentos regulares para os dados. Nesse sentido, os próximos itens descrevemos testes de raiz unitária para determinação do comportamento de longo prazo da série (estacionariedade) e a metodologia Box-Jenkins, utilizada para caracterização do mecanismo gerador dos dados.

2.2.1 Testes de raiz unitária

A análise gráfica de uma série não permite que se diferencie facilmente como sendo de tendência estocástica ou de tendência determinística. Dessa forma, frequentemente pode-se incorrer em equívocos quando da análise dos dados. Para resolver esse problema, foram desenvolvidos testes para a verificação de existência de raízes unitárias. O primeiro proposto é o teste de Dickey e Fuller (1979; 1981). Para entendê-lo, considere o modelo (1):

$$\Delta FPE_t = (\phi - 1) FPE_{t-1} + \varepsilon_t = \alpha FPE_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que ε_t representa o termo de erro.

Deve-se estimar (1) e usar um teste convencional de t sobre ϕ , tendo como hipótese nula $H_0: \alpha = 0$. A distribuição do teste não é convencional (FPE_t não é estacionário) e, para tanto, recalcula-se o valor da estatística t . O valor desta estatística altera-se, conforme define-se a equação de regressão e o tamanho da amostra. O critério de rejeição é se $\tau' < \tau$, em que τ são os valores críticos; e não rejeitar a hipótese nula significa admitir que a série possua uma raiz unitária.

Como um avanço ao teste anterior, tem-se o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Neste teste, não se considera mais o erro como um ruído branco, podendo ser um processo estacionário qualquer. Segundo Bueno (2008), a ideia é estimar o modelo com as variáveis autorregressivas, corrigindo o desvio do valor correto da estatística. Assim, considere o modelo (2):

$$\Delta FPE_t = \mu + \alpha FPE_{t-1} + \sum_{i=1} \lambda_i \Delta FPE_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

em que $\alpha = - (1 - \sum_{i=1} \phi_i)$; $\lambda_i = -\sum_{j=i} \phi_{j+1}$.

Para escolher a ordem p^{10} , deve-se incluir o número de defasagens tal que os resíduos estimados sejam um ruído branco. Para Bueno (2008), para definir p existem duas possibilidades: *i*) acrescentar o número de defasagens suficientes para encontrar resíduos que sejam isentos de autocorrelação (usar teste de Ljung-Box); ou *ii*) fixar um p_{max} relativamente alto. Em seguida, estima-se o modelo e coletam-se os valores de algum dos critérios de informação, como Hannan-Quinn, Schwarz ou Akaike.

Phillips e Perron (1988 *apud* Bueno, 2008) fazem uma correção não paramétrica ao teste Dickey-Fuller (DF), de forma a permitir que este seja especificado independentemente das ordens do modelo, testando apenas o coeficiente do processo. Deve-se, assim, especificar um modelo com ordem autorregressiva suficiente para expurgar a correlação serial dos resíduos.

Em relação ao problema de baixo poder do teste Dickey e Fuller (1979; 1981), extensamente discutido na literatura, utilizou-se a correção proposta por Elliot, Rothemberg e Stock (1996) no teste Dickey-Fuller GLS (DF-GLS). Além do poder do teste, existe ainda o problema do tamanho dele, dado o tamanho da raiz do processo de médias móveis. Neste sentido, Perron e Ng (1996 *apud* Bueno, 2008) propõem modificações nos critérios de informação convencionais dos testes de Phillips e Perron (1988 *apud* Bueno, 2008) chamados de M testes (modificados).

Por fim, deve-se saber que os testes convencionais de raiz unitária não podem ser utilizados isoladamente quando a série econômica apresentar padrão sazonal, dado que somente a aplicação de uma diferença de ordem 1 pode não ser suficiente para tornar a série estacionária.

Dickey, Hasza e Fuller (1984) desenvolveram testes para detectar presença de raiz unitária sazonal e Depalo (2009) apresentou considerações pertinentes à sua implementação. Entretanto, devido à sua larga utilização em trabalhos empí-

10. Baseado em Bueno (2008), o critério de escolha do máximo p seguiu a seguinte formulação $p_{max} = \text{int} \left[12 \left(\frac{252}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$, resultando no valor igual a 15 para o presente conjunto de observações.

ricos optou-se pela abordagem proposta no teste Hylleberg, Engle, Granger e Yoo (1990) (Hegy). Considere uma série y_t (possivelmente contendo tendência), e represente com $x_{t,p}$ correspondente série com a componente determinística removida e frequência trimestral, com representação autorregressiva $\phi'(L)x_t = \varepsilon_t$, com $\phi'(L)$ sendo um polinômio autorregressivo de ordem p . A regressão auxiliar dos testes Hegy é dada pela expansão do polinômio $\phi'(L)$ em (3):

$$\Delta_4 y_t = d_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \sum \gamma_i \Delta_4 y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

em que d_t representa a componente determinística; o penúltimo termo, com $k = p-4$, representa o resto da expansão e os regressores representados com $y_{1,t}$, $y_{2,t}$ e $y_{3,t}$ são transformações de y_t . As respectivas alternativas estacionárias são $\pi_1 < 0$, $\pi_2 < 0$ e $\pi_3 < 0$ e/ou $\pi_4 \neq 0$.

Franses (1991) e Beaulieu e Miron (1992) adotaram o mesmo procedimento para séries mensais, adaptando a metodologia Hegy. Considerando modelo autorregressivo $A(L)y_t = \varepsilon_t$, mas com $A(L) = 1-L^{12}$, Beaulieu e Miron (1992) mostraram que o operador de diferença sazonal é fatorado conforme (4):

$$(1-L^{12}) = (1-L)(1+L)(1+L^2)(1+L+L^2)(1-L+L^2)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1-\sqrt{3}L+L^2), \quad (4)$$

em que as raízes unitárias são ± 1 ; $\pm i$; $-1/2(1 \pm i\sqrt{3})$; $1/2(1 \pm i\sqrt{3})$; $-1/2(\sqrt{3} \pm i)$; $1/2(\sqrt{3} \pm i)$.

Assim, o processo de raiz unitária sazonal (mensal) tem doze raízes. Todas estas raízes correspondem a ∞ , 6, 3, 9, 8, 4, 2, 10, 7, 5, 1, e 11 ciclos por ano, respectivamente. O objetivo é saber se o polinômio no operador de defasagem $A(L)$ tem raízes iguais a 1 para frequência zero ou sazonais. É preciso testar a hipótese de uma raiz unitária particular sem tomar uma posição se as outras raízes unitárias nas frequências zero e sazonais estão presentes. O teste de hipótese é dado por meio de uma expansão da série polinomial que utiliza uma aproximação de Taylor em torno das doze raízes. Assim, o modelo é representado por (5):

$$(1-L^{12})y_t = \sum_{k=1}^{12} \pi_k y_{k,t-1} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Como no caso de dados trimestrais, o modelo poderia incluir constante, tendência e *dummies* sazonais. A fim de testar a hipóteses sobre várias raízes

unitárias, estima-se a equação (5) por mínimos quadrados ordinários (MQO). Para frequências zero (série filtrada y_{1t} , y) e π (série filtrada y_{2t}), testa-se a significância da estatística t para $\pi_k = 0$ ($k=1,2$ respectivamente), contra a alternativa que $\pi_k < 0$ (estacionariedade), sendo neste caso um teste bicaudal. Para o resto das frequências, ($\pm \pi/6$, $\pm \pi/3$, $\pm \pi/2$, $2\pi/3$, $\pm 5\pi/6$), as raízes correspondentes vêm em pares conjugados complexos e, portanto, devem ser implementados testes conjuntos, um para cada par, testando-se inicialmente o coeficiente par de k e, no caso da não rejeição da hipótese nula, examina-se a significância do coeficiente ímpar de k . Neste caso, o teste torna-se unicaudal. Os valores críticos são tabelados em Beaulieu e Miron (1992).

2.2.2 Box-Jenkins: o modelo Arima sazonal (Sarima)

A metodologia mais usada para a análise de previsão de séries temporais univariadas é a Box-Jenkins. Segundo Fava (1999), Morettin e Toloí (2006) e Bueno (2008), esta metodologia divide-se em quatro etapas:

- a) identificação: buscar, entre as diferentes tipologias, aquela que melhor descrever o comportamento da série. Nesta etapa, por exemplo, verificam-se os filtros a serem utilizados e as defasagens que cabem ao modelo, além dos componentes tendência e sazonalidade, por meio da análise de autocorrelações e autocorrelações parciais;
- b) estimação: estimar os parâmetros dos possíveis modelos identificados;
- c) verificação: avaliar se o processo de estimação foi bem-sucedido, fazendo a análise dos resíduos;
- d) previsão: verificar a consistência do modelo estimado comparando a previsão com os resultados alcançados.

A etapa de identificação do modelo é determinante, compreendendo a estrutura dos componentes “tendência” e “sazonalidade”. Para Bueno (2008), se a série é tendência estacionária, o melhor caminho é realizar a estimação usando a variável explicativa t (tempo); entretanto, se a série é tendência estocástica ou diferença estacionária, deve-se tomar a primeira diferença. Séries cuja tendência é estocástica são chamadas de séries integradas, e a classe desses modelos com erros estacionários são chamados de Arima(p , d , q).¹¹

11. Para mais detalhes, verificar Morettin e Toloí (2006) e Bueno (2008).

Sobre a componente sazonal,¹² a classe de modelos baseada na estrutura Arima que trata do comportamento da sazonalidade dos dados denomina-se Arima sazonal ou Sarima. Para Morettin e Toloi (2006) existem dois tipos de sazonalidade: determinística e estocástica. A primeira expressa-se na forma (6):

$$Z_t = \mu_t + N_t, \quad (6)$$

em que Z_t exibe um comportamento sazonal determinístico com período conhecido; μ_t é uma fração determinística periódica; e N_t é um processo estacionário que pode ser um modelo Arima(p, d, q).

Já a sazonalidade estocástica é representada por (7):

$$\Phi(B^{12})\Delta_{12}^D Z_t = \Theta(B^{12})\alpha_t, \quad (7)$$

em que $\Phi(B^{12}) = 1 - \Phi_1 B^{12} - \dots - \Phi_p B^{12p}$ é o operador autorregressivo sazonal de ordem P , estacionário; $\Theta(B^{12}) = 1 - \Theta_1 B^{12} - \dots - \Theta_Q B^{12Q}$ é o operador de médias móveis sazonal de ordem Q , invertível; $\Delta_{12} = (1 - B^{12})$ é o operador de diferença sazonal; e $\Delta_{12}^D = (1 - B^{12})^D$, com D indicando o número de diferenças sazonais. Supondo que α_t satisfaça um modelo Arima(p, d, q), o modelo Z_t transforma-se em (8):

$$\phi(B)\Phi(B^{12})(1 - B^{12})^D (1 - B)^d Z_t = \theta(B)\Theta(B^{12})\alpha_t, \quad (8)$$

em que $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ e $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$, sendo a equação (6) o modelo Arima sazonal multiplicativo (Sarima) de ordem $(p, d, q) \times (P, D, Q)_{12}$.

Assim, no que tange à identificação, à estimação e à verificação, não há dificuldade adicional em se tratando de modelos sazonais. A diferença para os modelos não sazonais é a necessidade de se diferenciar a série com respeito a Δ_s , de forma a alcançar a estacionariedade. Isto é, faz-se a inspeção das funções de autocorrelação, selecionando um modelo tentativo. Passa-se para a estimação dos parâmetros e, finalmente, verifica-se se o modelo proposto é adequado, conferindo a autocorrelação residual. Pode-se, por fim, calcular a previsão para um modelo sazonal analogamente ao modelo Arima.

12. Os primeiros estudos sobre a sazonalidade econômica são do século XIX e inspiraram-se na ideia da decomposição das séries temporais em vários componentes não observados. Mais detalhes em Hylleberg (1992).

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os resultados referem-se inicialmente aos testes de raiz unitária, incluindo o de caráter sazonal. Posteriormente, descrevem-se os resultados pertinentes à metodologia Box-Jenkins.

3.1 Teste de raiz unitária

Para os testes de raiz unitária, adotou-se diferentes procedimentos. Vale destacar que a série original, com a componente inflação, apresentou raiz unitária já no primeiro teste DF, o que indica forte influência dessa componente sobre o comportamento do fundo. Os demais testes, assim como o restante da análise, foram feitos com base na série deflacionada.

Os resultados da tabela 1 indicam que a série do FPE possui raiz unitária, principalmente com base nas estatísticas do teste ADF, DF-GLS e NG-Perron. A série do FPE, sem a componente sazonal (utilizando-se o filtro $X-12$), apresentou-se estacionária a partir dos resultados do teste NG-Perron, o que levanta o questionamento acerca da influência da sazonalidade sobre a estacionariedade da série, cabendo, portanto, investigação sobre a presença de raiz unitária sazonal.

TABELA 1
Testes de raiz unitária

	Raiz unitária (H0)	<i>t</i>	(<i>p</i>) 1%	(<i>p</i>) 5%
DF	Não	-6,204	-3,460	-2,880
ADF	Sim	-0,373	-3,463	-2,880
PP	Não	-7,528	-3,460	-2,880
GLS* (<i>lag</i> 15)	Sim	-1,925	-3,480	-2,806
NG-Perron**	Sim	-0,463	-3,420	-2,910
NG-Perron***	Sim	1,607	-3,420	-2,910
NG-Perron****	Não	-18,975	-3,420	-2,910

Elaboração dos autores.

Notas: * Não se rejeita H0 (raiz unitária) para os *lags* 10 a 15.

** Nível, tendência e intercepto.

*** Primeira diferença, tendência e intercepto.

**** FPE com filtro $X-12$.

Com relação à sazonalidade da série, aplicou-se o teste Hegy modificado para frequência mensal como proposto em Beaulieu e Miron (1992), tanto para a série do FPE quanto para as séries dos impostos que o constituem. A sequência de análise da tabela 2 inicia-se com as frequências zero e π examinando-se a estatística t para $\pi = 0$ (raiz unitária) contra $\pi < 0$. Para as outras raízes, testa-se $\pi_k = 0$, onde k é par (coeficientes 4, 6, 8, 10 e 12 da regressão). Se o coeficiente par de k não é significativamente diferente de zero, a série contém uma raiz unitária naquela frequência. Sob a hipótese alternativa, o coeficiente par de π_k pode ser positivo ou negativo. Se falhar a rejeição para $\pi_k = 0$, verifica-se π_{k-1} (ímpar) na quinta coluna *versus* a alternativa $\pi_{k-1} < 0$.

Outra estratégia é testar $\pi_{k-1}=\pi_k=0$, utilizando a estatística F (teste F). Assim, para mostrar que não existe raiz unitária em qualquer frequência sazonal, π_2 não deve ser zero, ou seja, há a necessidade de rejeição da hipótese nula para essa frequência e também para ao menos um membro de cada um dos conjuntos $\{3,4\};\{5,6\};\{7,8\};\{9,10\}$ e $\{11,12\}$.¹³

TABELA 2
Teste Hegy (dados mensais) para raiz unitária sazonal

Frequência	Ciclos	FPE			FPE (filtroX-12)		
		$\pi_{\text{ímpar}}$ (teste μ)	π_{par} (teste μ)	teste F	$\pi_{\text{ímpar}}$ (teste μ)	π_{par} (teste μ)	teste F
0	0	-2,71	-	-	-3,98***	-	-
π	6	-	0,46	-	-	1,01	-
$\pi/2$	3 e 9	3,01	0,18	4,65	3,82	-0,84	7,35**
$2\pi/3$	8 e 4	-2,58	1,29	4,02	-3,75**	4,24***	17,34***
$\pi/3$	2 e 10	3,31	-0,15	5,53*	1,11	0,93	1,16
$5\pi/6$	7 e 5	-2,57	4,74***	17,78***	-2,27	5,19***	19,40***
$\pi/6$	1 e 11	-1,97	0,56	2,47	-5,42***	0,87	17,46***
Frequência	Ciclos	IPI			IR		
0	0	-4,13***	-	-	-2,48	-	-
π	6	-	0,32	-	-	-0,57	-
$\pi/2$	3 e 9	2,45	-0,98	3,2	2,29	-0,49	2,64
$2\pi/3$	8 e 4	-3,41**	2,72***	9,25***	-4,57***	2,82***	12,71***
$\pi/3$	2 e 10	-0,74	3,42***	6,14*	1,78	0,66	2
$5\pi/6$	7 e 5	-2,52	2,91***	9,00***	-2,44**	2,57**	8,42***
$\pi/6$	1 e 11	0,07	1,42	1,06	-6,82***	1,42	31,55***

Elaboração dos autores.

Notas: * Rejeita H_0 a 10%.

** Rejeita H_0 a 5%.

*** Rejeita H_0 a 1%.

Obs.: 1. Componentes determinísticos: constante, tendência, sazonalidade determinística. Seleção de defasagem usando critério *bayesian information criterion* (BIC). Regressão baseada em 240 observações. Série do IR não apresentou raiz unitária na frequência zero (significante a 5%) quando excluiu-se a componente de tendência do teste.

2. Utilização do software WinRATS.

O resultado revelou que o FPE tem evidência de raiz unitária sazonal na maioria das frequências. As séries do IPI e do IR apresentam alguma evidência contra a hipótese de raiz unitária sazonal para algumas frequências; contudo, na frequência π não há rejeição da hipótese nula. Para a série do FPE filtrada pelo método X-12 fica mais claro que na frequência zero, ou seja, na frequência testada, quando são empregados os testes tradicionais, não há raiz unitária. Este resultado vai ao encontro do observado no teste Ng-Perron, em que se observa a rejeição da hipótese nula de raiz unitária para série filtrada. Além disso, parece existir a evidência de raiz unitária sazonal, incluindo aqui a frequência π . Por fim, não se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária

13. Mais detalhes em Beaulieu e Miron (1992).

em todas as frequências sazonais para todas as séries de maneira estrita, pelo fato de que o valor de π_2 é estatisticamente igual a zero (raiz unitária) para todas as séries. Para mostrar que não existe raiz unitária em qualquer frequência sazonal, π_2 não deve ser zero.

Portanto, de maneira geral, há alguma evidência da presença de raízes unitárias sazonais nas séries temporais do IR e do IPI que possivelmente influenciam o comportamento da série do FPE. A título de confirmação desta hipótese, realizou-se uma análise econométrica em que as séries do FPE e dos impostos foram regredidas, tendo como variáveis explicativas as *dummies* de frequência sazonal e uma tendência determinística. A partir dessa regressão examinou-se o comportamento dos resíduos que, neste caso, correspondem às séries filtradas para estes componentes determinísticos.¹⁴ Na medida em que as séries tenham sido filtradas para os seus componentes determinísticos, os resíduos podem sinalizar para a presença de choques permanentes nas séries (raiz unitária), visto que a retirada dos componentes determinísticos não elimina o comportamento estocástico dos dados. Os gráficos contendo os resíduos (gráfico A.1, no apêndice A deste artigo) levantam a hipótese de que a série do IPI pode ter influência relativamente maior sobre o FPE, dado que os resíduos apresentam uma flutuação em um período mais longo em torno de sua média (zero), enquanto os resíduos da regressão do IR estão mais centrados em torno da média.

A interpretação da presença de raiz unitária sazonal, por sua vez, é similar à análise da raiz unitária na frequência zero, ou seja, os choques ocorridos neste padrão são permanentes e, portanto, representam um impacto importante em termos de ajuste das séries. Sobre a qualificação da informação para a gestão pública, é importante ressaltar que, neste caso, uma vez observado o choque, não há perspectiva de retorno ao padrão anterior devendo, portanto, o gestor público estar ciente de que o padrão observado para o FPE não é de fácil previsão.

3.2 Box-Jenkins

Na metodologia Box-Jenkins, os resultados são apresentados considerando a ordem dos quatro passos discutidos na seção 2.

Para a identificação das ordens do modelo, analisa-se a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP). As séries são consideradas não estacionárias quando há padrão de decaimento lento. O gráfico 4 indica que a série apresenta componente sazonal anual além de tendência,

14. Embora os resultados mostrem alta significância das estatísticas *t* para os coeficientes das regressões, como está sendo considerada a hipótese de raiz unitária na série, é necessário ter cautela na interpretação dos coeficientes, pois as distribuições das estatísticas não podem ser consideradas seguindo uma distribuição *t* de *student*. Contudo, a análise concentra-se nos resíduos das regressões, os quais representam as séries livres dos componentes determinísticos. Assim, na presença de raiz unitária, mesmo com a remoção dos componentes determinísticos, mantem-se o componente estocástico.

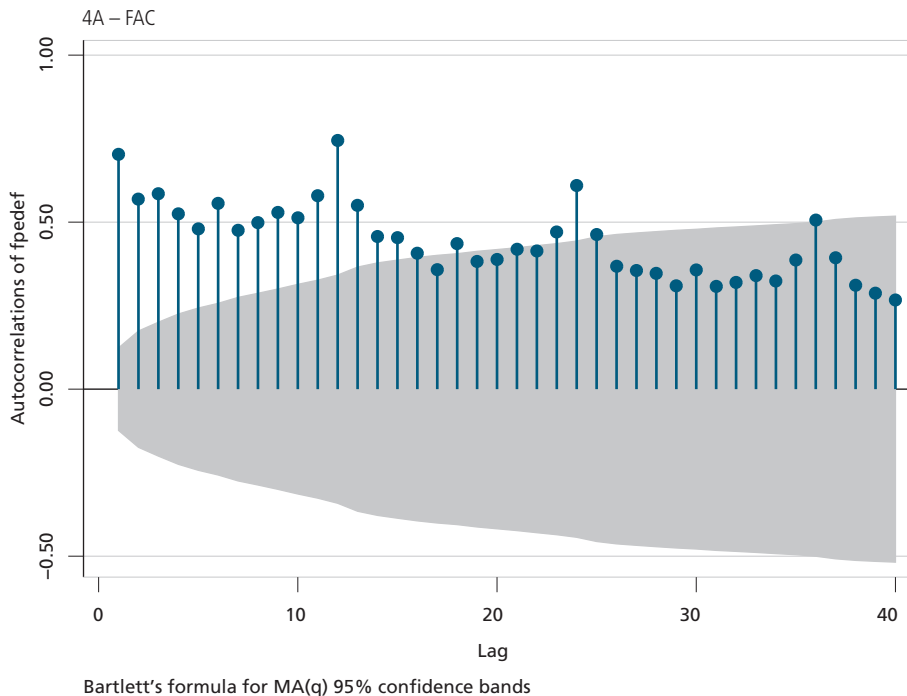
considerando os picos nos *lags* 12, 24 e 36 e os de meio período (6, 18 e 30). Séries com componentes sazonais podem passar por filtragem para retirada desse tipo de componente; contudo, optou-se por apresentar um modelo Arima sazonal (Sarima), pensando em estruturas de previsão mais realísticas.

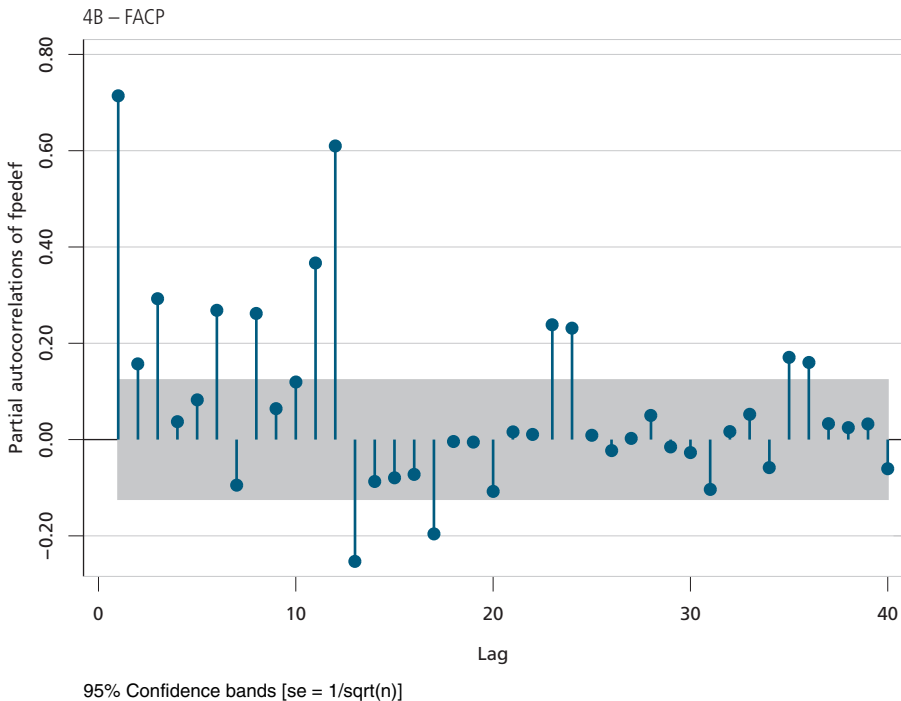
Na estimação do modelo, testou-se uma sequência de várias combinações diferentes de componentes AR e MA, e também AR_{12} e MA_{12} (sazonais). Assim, inicialmente formaram-se dois grupos considerando que os resultados dos testes de raiz unitária sazonal mostram evidências de presença de raiz unitária sazonal:

- Modelos Arima($p,0,q$) Sarima($P,D,Q,12$);
- Modelos Arima(p,d,q) Sarima($P,D,Q,12$).

No primeiro grupo (a), os modelos consideram apenas que as séries possuem raiz unitária sazonal, ou seja, são diferenciadas sazonalmente (D_{12}). No segundo grupo (b), considera-se adicionalmente a hipótese de que exista raiz unitária na frequência zero, ou seja, as séries são diferenciadas como usualmente empregado na metodologia Box-Jenkins. A escolha dos melhores modelos deu-se pela análise dos critérios de informação *bayesian information criterion* (BIC) e *akaike information criterion* (AIC).

GRÁFICO 4
FAC e FACP para FPE (jan./1994-dez./2014)





Elaboração dos autores.
Obs.: Intervalo de confiança de 95%.

Um modelo Arima sazonal (Sarima) pode genericamente ser escrito como (7):

$$\phi(B)\Phi(B^{12})(1 - B^{12})^D(1 - B)^d FPE = \theta(B)\Theta(B^{12})at, \quad (7)$$

em que $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ e $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$, sendo a equação (7) o modelo Sarima de ordem $(p,d,q) \times (P,D,Q)_{12}$.

Os dados da tabela 3 apresentam os resultados para os dois grupos. Assim, Sarima 1 e 2 referem-se à estrutura do tipo (a) e Sarima 3 e 4 referem-se às combinações do tipo (b). Após diversos testes e ajustes,¹⁵ segundo critérios AIC e BIC, os melhores modelos foram os descritos a seguir.

- 1) Arima(5,0,1) x Sarima(0,1,1,12).
- 2) Arima(1,0,1) x Sarima(0,1,1,12).

15. Estimou-se um conjunto de todas as combinações ($p=1, 2, \dots, 12$, d e q assumem valor 0 ou 1) dos modelos Arima($p,0,q$) Sarima($p,d,q,12$) e Arima(p,d,q) Sarima($p,d,q,12$).

3) Arima(4,1,1) x Sarima(0,1,1,12).

4) Arima(0,1,1) x Sarima(0,1,1,12).

Os termos autoregressivos AR são significativas até o *lag* 5, e para o termo de média móvel MA até o *lag* 1, também para a parte sazonal. Por conta dos resultados que revelam a presença de raiz unitária, julga-se que os modelos 3 e 4 são mais adequados para ajustamento e previsão do FPE, visto que controlam a componente estocástica, tanto na frequência zero quanto na frequência sazonal. Por fim, deve-se considerar que a maior parte dos coeficientes foi significativa a 1%, com exceção da *dummy*, que se mostra não significativa, podendo ser reavaliada.

Após a escolha dos modelos e estimação dos parâmetros, deve-se verificar se estes modelos ajustam-se razoavelmente aos dados. Um teste simples é verificar se os resíduos estimados são ruídos brancos. Os resultados da análise da FAC e da FACP dos resíduos dos modelos estimados¹⁶ confirmam a ausência de autocorrelação serial a 1% de significância.

Como os resíduos estimados são um processo de ruído branco, isto implica dizer que toda informação necessária foi captada de modo a gerar previsões mais confiáveis sobre a série do FPE. Além disso, estas estimações ajustam-se bem à série do FPE, como pode ser inferido a partir do gráfico 5, em que são apresentadas as previsões um passo à frente dentro da amostra, ou seja, para o período compreendido entre os meses de janeiro de 1994 e dezembro de 2014. A linha de previsão tem comportamento aproximado ao da série do FPE em diferença sazonal.

TABELA 3
Estimação dos modelos¹ Sarima

Modelos	Sarima 1	Sarima 2	Sarima 3	Sarima 4
Constante	128551,5**	126044,3**	-1047,89	-968,77
L1.ar	0,8783*	0,9155*	-0,0071	-
L2.ar	-0,1542	-	-0,1838**	-
L3.ar	0,1035	-	-0,0742	-
L4.ar	-0,0681	-	-0,1434	-
L5.ar	0,1339	-	-	-
L1.ma	-0,5738*	-0,6944*	-0,6566*	-0,7650*
L1.ma12	-0,5701*	-0,5747*	-0,5746*	-0,5822*
Sigma	418624*	425305,9*	425284,7*	432570,6*

Elaboração dos autores.

Notas: * 1% de significância.

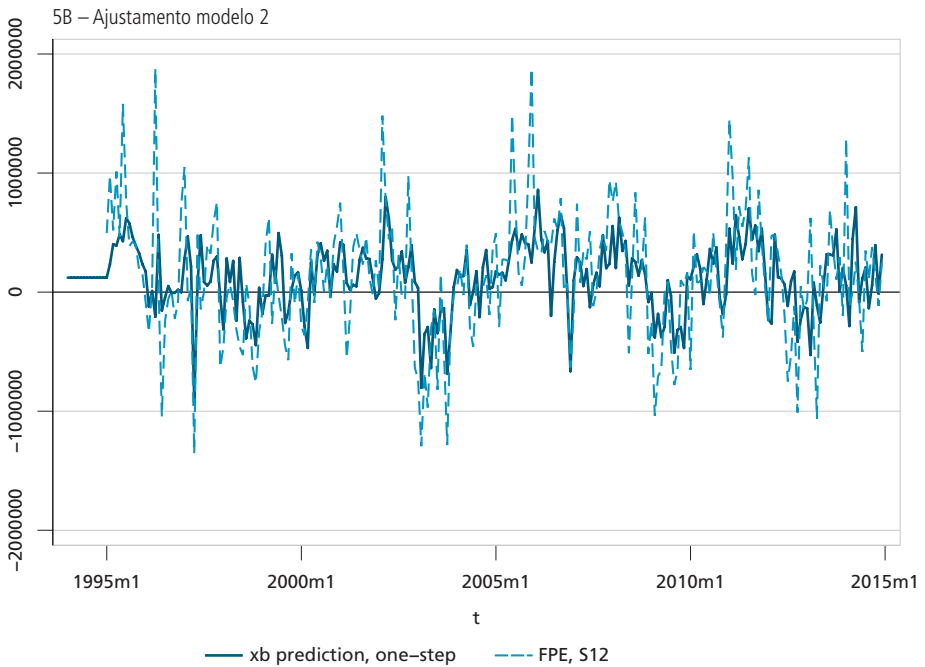
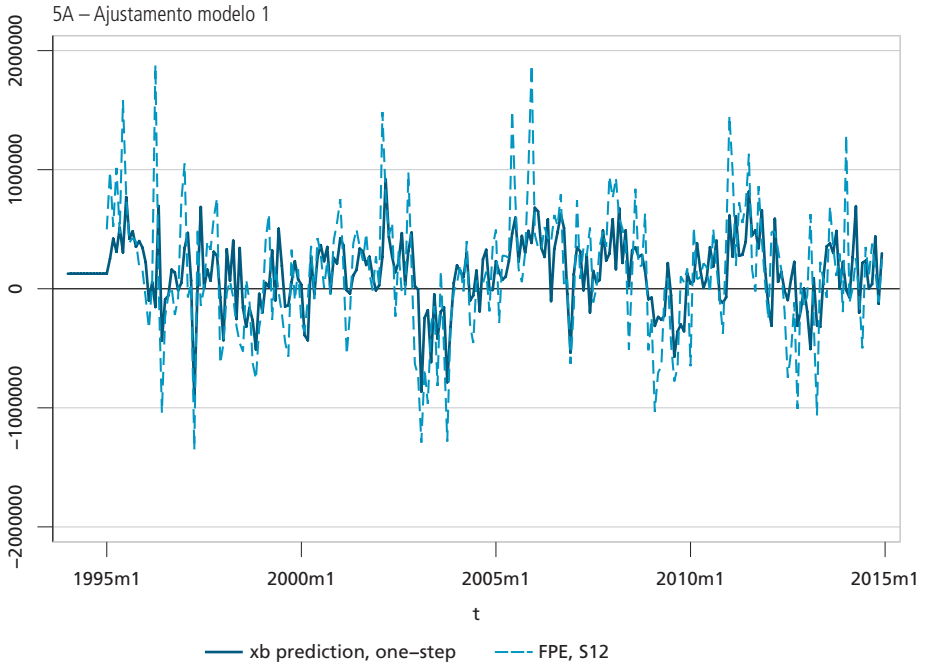
** 5% de significância.

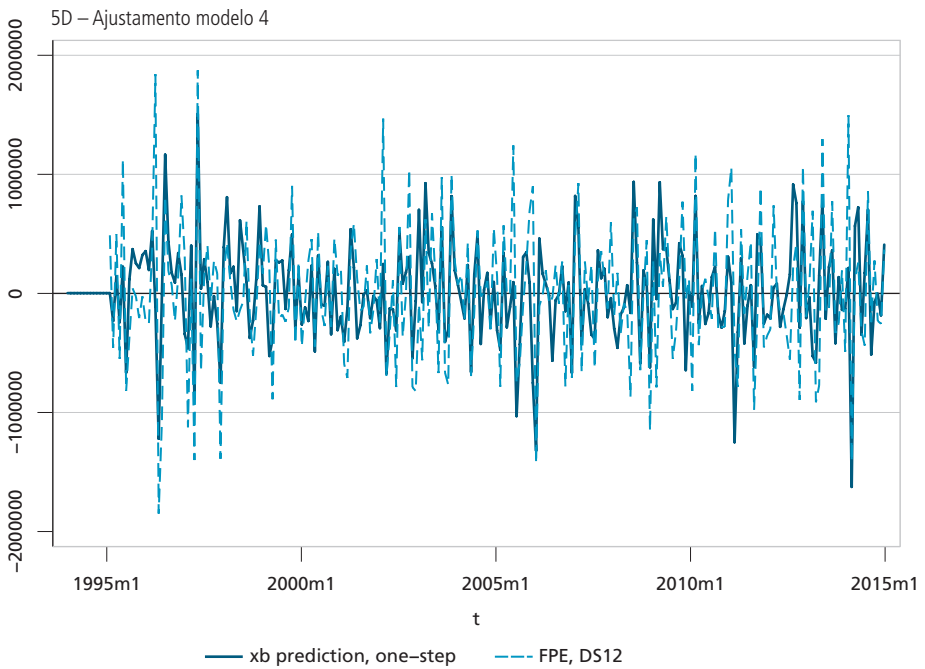
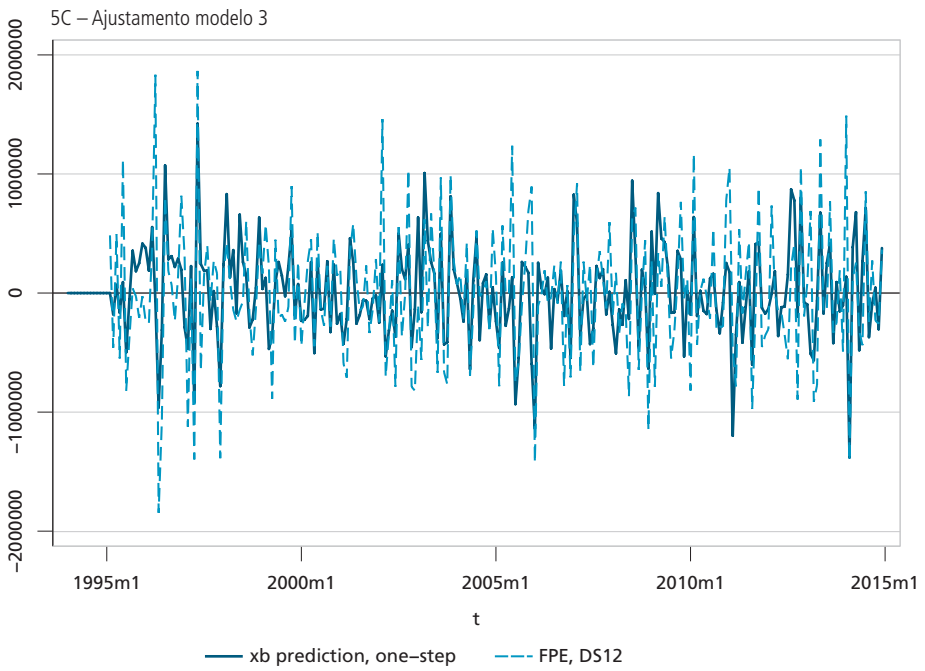
***10% de significância.

¹ Melhores modelos segundo critérios AIC e BIC.

16. Omitem-se os resultados da análise da FAC e da FACP dos resíduos dos modelos estimados para poupar espaço.

GRÁFICO 5
Ajustamento dos modelos Sarima aos valores estimados
(Em R\$)

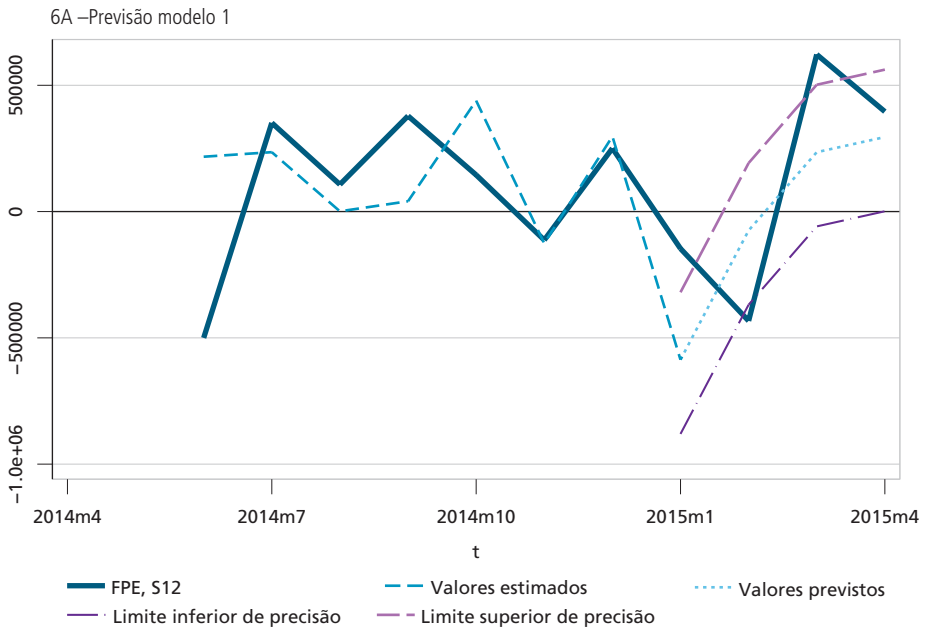


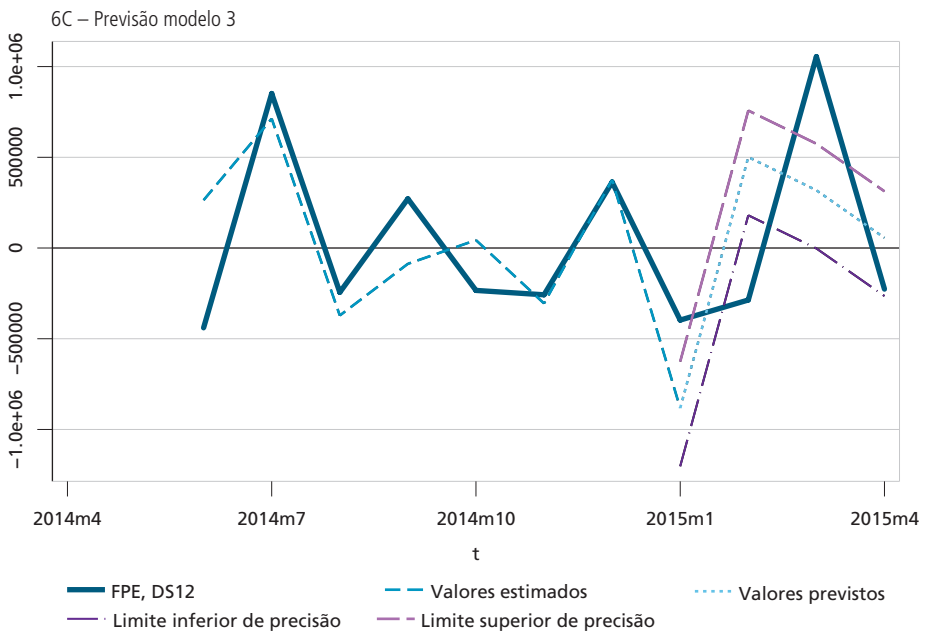
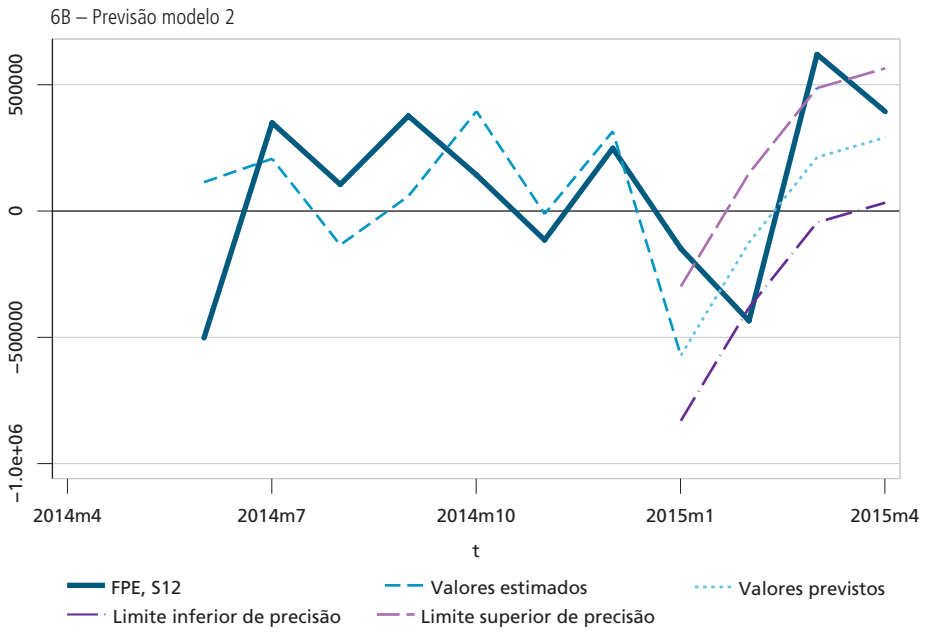


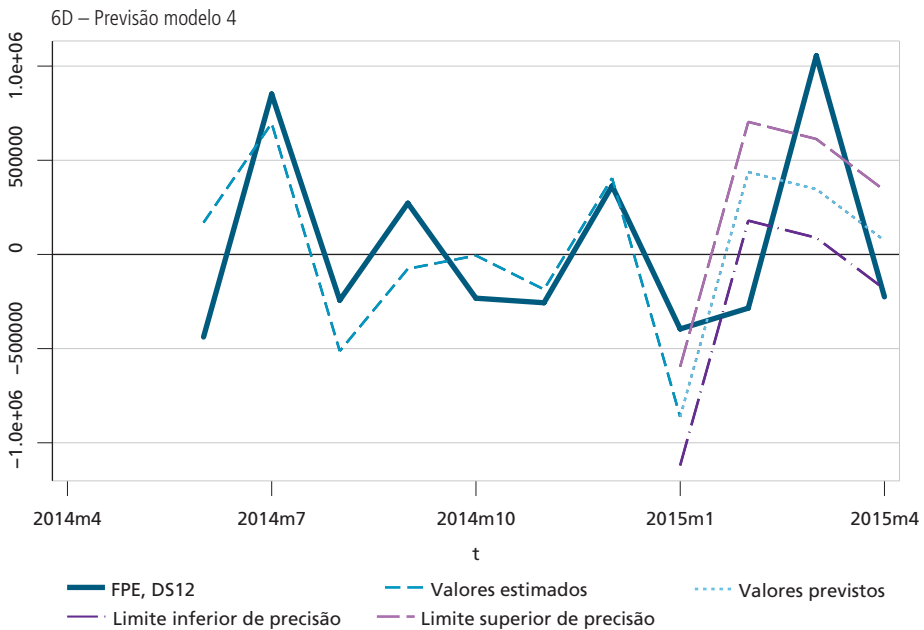
Elaboração dos autores.

Para a previsão fora da amostra com base nos melhores processos geradores dos dados, foram analisados os quatro modelos Sarima apresentados no gráfico 6. Em cada gráfico (6A, 6B, 6C e 6D) apresentam-se a série original (defasada e/ou defasada sazonalmente) e as curvas de previsão, sendo duas delas formadas pelos limites inferior e superior da curva de previsão principal. O modelo é estimado utilizando-se os dados até dezembro de 2014 e as previsões são geradas para os cinco meses seguintes.

GRÁFICO 6
Previsão com modelos Sarima
(Em R\$)







Elaboração dos autores.

Obs.: Quantis inferiores e superiores de 25% e 75%, respectivamente. Mais detalhes sobre a construção dos intervalos de confiança para previsão em Taylor e Bunn (1999).

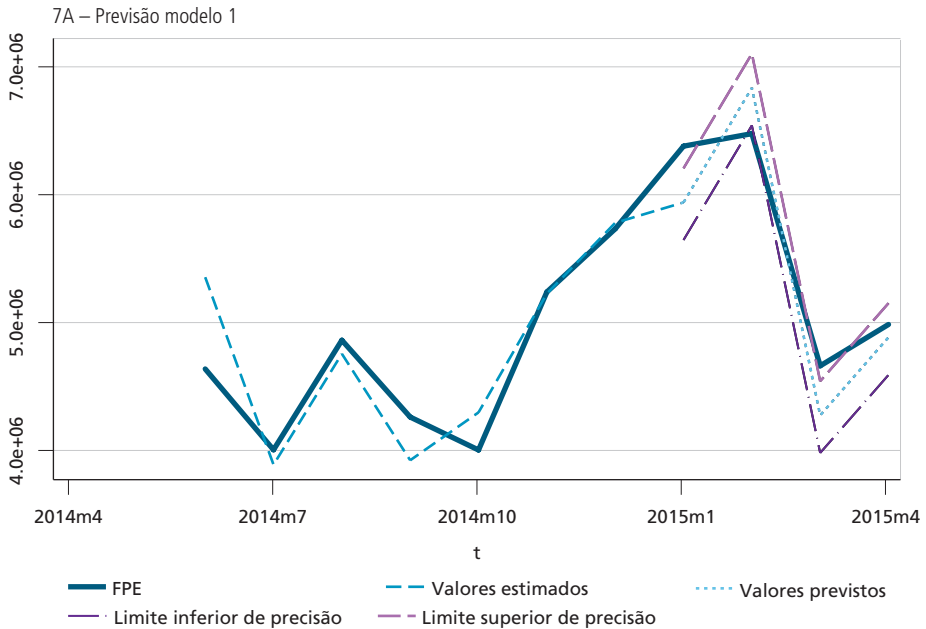
Os gráficos 6A e 6B apresentam as previsões utilizando modelos apenas com diferenciação sazonal da variável FPE – grupo (a): Arima(5,0,1) Sarima(0,1,1,12) e Arima(1,0,1) Sarima(0,1,1,12), respectivamente; enquanto os gráficos 6C e 6D representam as previsões utilizando os modelos do grupo (b), com diferenciação da variável FPE, bem como diferenciação sazonal: Arima(4,1,1) Sarima(0,1,1,12) e Arima(0,1,1) Sarima(0,1,1,12), respectivamente.

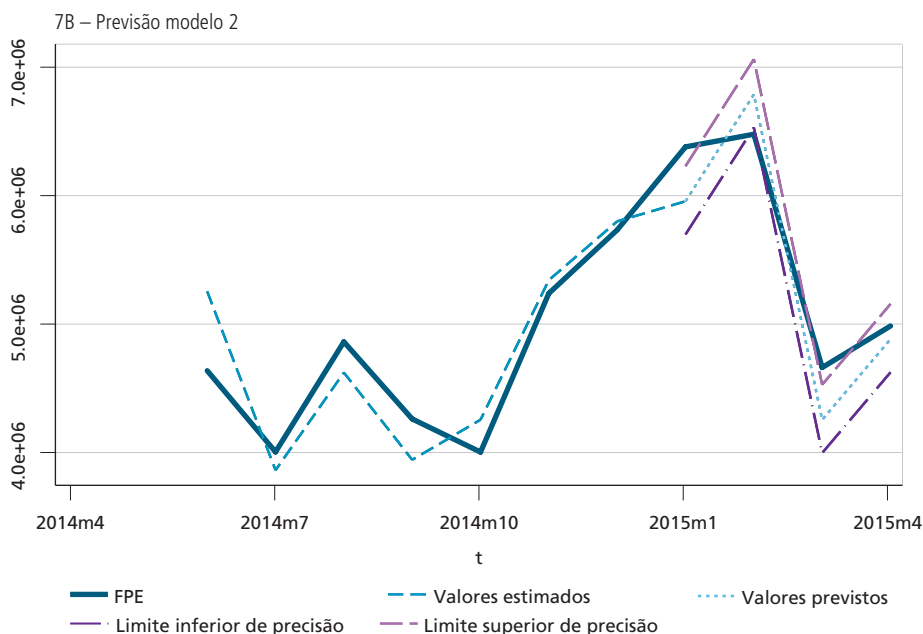
Apesar de a análise visual não revelar qual dos modelos faz uma previsão mais ajustada à série original, para os modelos com diferenciação e diferenciação sazonal encontram-se valores observados da série para o FPE fora dos intervalos de confiança de 95% para a previsão gerada pelos modelos identificados. Este resultado reforça a expectativa inicial, quando da apresentação dos testes de raiz unitária sazonal, de que o padrão observado para o FPE não seria de fácil previsão, ainda que se tenha utilizado a primeira diferença da série do FPE, ou seja, a tendência estocástica dos dados tenha sido removida com este operador (primeira diferença) tanto na frequência sazonal quanto na frequência zero usualmente utilizada. Contudo, quando considera-se apenas os modelos com diferenciação sazonal – grupo (a) –, encontra-se um melhor ajustamento em termos de previsão, com o intervalo de confiança contendo a maior parte dos valores observados da série para os cinco meses em que se realizam as previsões.

A partir da definição dos modelos com diferenciação sazonal – grupo (a) – como sendo os que melhor representam o processo gerador dos dados, realizou-se o exercício de previsão considerando a série do FPE em nível. Para tal, utilizou-se as estimativas de variação mensal geradas com as previsões dos modelos Arima(5,0,1) Sarima(0,1,1,12) e Arima(1,0,1) Sarima(0,1,1,12), a partir de janeiro de 2015, pois estes são especificados considerando a variação mensal a partir do operador de diferenças sazonal. Além disso, foi feita a devida transformação dos dados de tal modo a construir previsões para os valores em nível, revertendo-se o operador a diferenças.

Os resultados são apresentados nos gráficos 7A, para as previsões do modelo Arima(5,0,1) Sarima(0,1,1,12), e 7B, para as previsões do modelo Arima(1,0,1) Sarima(0,1,1,12). Em ambos os casos os resultados mostram-se satisfatórios em termos de previsão. Os intervalos de confiança gerados englobam a maior parte dos valores observados entre os meses de janeiro e maio de 2015; ou seja, a despeito das evidências que sugerem a presença de um componente estocástico na série do FPE na frequência sazonal, é possível construir modelos que descrevam, de maneira mais precisa, o comportamento gerador dos dados.

GRÁFICO 7
Previsão com modelos Sarima – FPE em nível
 (Em R\$)





Considerando as diversas simulações e ponderações, além dos critérios de informação BIC e AIC (em que se prioriza o BIC devido à sobre parametrização derivada da utilização do critério AIC),¹⁷ julga-se que um possível ajuste para a série FPE seja o modelo Arima(1,0,1) Sarima(0,1,1,12) (gráfico 7B). A preferência por esta especificação considera também os resultados dos testes de raiz unitária e de raiz unitária sazonal, além da não significância dos coeficientes autorregressivos do modelo exposto pelo gráfico 7A. Ou seja, o processo gerador dos dados da série FPE é composto por componentes MA e MA sazonal, além de ser integrado de ordem 1 sazonalmente.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As transferências constitucionais para estados e municípios são o reflexo das mudanças no ambiente institucional brasileiro desde a década de 1960, especialmente após a Constituição de 1988. Neste trabalho adotou-se o FPE do estado de Minas Gerais, compreendendo o período de janeiro de 1994 a dezembro de 2014. Diante da alta dependência que alguns estados possuem dessa transferência constitucional em termos orçamentários e de responsabilidade fiscal, o objetivo principal deste artigo foi apresentar modelos para ajustamento e previsão

17. Ver Morettin e Toloi (2006).

que expliquem a evolução do FPE, captando e analisando sua estrutura sazonal. A modelagem “sazonal” e seu poder de previsão podem ajudar na compreensão das flutuações das transferências constitucionais no planejamento de políticas tributárias e de repasses intergovernamentais de recursos financeiros

O FPE é formado basicamente pela arrecadação do IR e do IPI, o que permite considerar as correlações existentes entre essas variáveis, esses impostos e o comportamento do fundo. Os testes de raiz unitária sazonal indicaram a existência de um componente sazonal não estocástico. Especificamente, o teste revelou que a estrutura sazonal e a componente de tendência das séries dos impostos podem ter impacto sobre o comportamento da série do FPE. O IR é uma arrecadação dependente da massa salarial e seus valores são maiores no meio e no final do ano por conta de maiores rendimentos nestas frequências. Já para o IPI, seu comportamento está atrelado à produção industrial, ou seja, suas flutuações sazonais oscilam em ciclos anuais.

Quatro grupos de modelos contendo componentes autorregressivos e médias móveis, inclusive, os componentes autorregressivos e médias móveis defasados sazonalmente foram testados, revelando o modelo Sarima como uma alternativa ao ajustamento da série.

Os melhores resultados levaram a modelos integrados sazonalmente e de médias móveis sazonais. Contudo, a utilização geral de modelos do tipo Sarima em economia ainda permanece muito limitada. Algumas justificativas podem ser dadas: *i*) falta de suporte empírico; *ii*) dificuldades que resultam da presença de componentes de média móvel; e *iii*) dificuldade em atribuir aos coeficientes uma interpretação econômica clara (que o modelo de sazonalidade determinística permite).

Apesar dessas dificuldades, o perfil sazonal do FPE pode levar a um comportamento fiscal inadequado, principalmente nos estados em que o fundo representa elevado percentual da receita total. Em momentos de altos volumes de repasse, ampliam-se os gastos estaduais que podem ser de difícil redução; por exemplo, a contratação de pessoal. Porém, em momentos de baixo volume de transferências, as despesas financeiras mais rígidas contribuem para a crise fiscal. Posto isso, seria importante que houvesse uma compreensão e um planejamento mais rigoroso em torno do FPE fundamentado em sua estrutura sazonal, principalmente porque os resultados indicam que a série é integrada de ordem 1 na frequência sazonal, ou seja, os choques são de caráter permanente, o que implica, em termos de previsão, a falta de evidência de que haja um retorno do valor do fundo para a sua média histórica.

Por fim, esses resultados podem ser utilizados para prever as variações (diferença sazonal) no valor arrecadado do FPE com relativa capacidade preditiva, como identificado nos gráficos 6A e 6B; ou seja, é possível resgatar informações sobre como o FPE variará no período, bem como recuperará as previsões para

o nível da série (gráficos 7A e 7B). Os intervalos de confiança conseguem abarcar a maioria da ocorrência dos valores da série nas previsões com cinco passos à frente. Nesse contexto, contando com a melhoria da capacidade de previsão do FPE e utilizando a informação presente nas frequências sazonais da série, pode-se contribuir com o planejamento financeiro dos estados brasileiros.

REFERÊNCIAS

BARSKY, R. B.; MIRON, J. A. The seasonal cycle and the business cycle. **Journal of Political Economy**, v. 97, n. 3, p. 503-535, 1989.

BEAULIEU, J. J.; MACKIE-MASON, J. K.; MIRON, J. A. Why do countries and industries with large seasonal cycles also have large business cycles? **Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 621-656, 1992.

BEAULIEU, J. J.; MIRON, J. A. The seasonal cycle in U.S. manufacturing. **Economic Letters**, v. 37, n. 2, p. 115-118, 1991.

_____. A cross country comparison of seasonal and business cycles. **Economic Journal**, v. 413, p. 772-788, 1992.

_____. Seasonal unit roots and deterministic seasonals in aggregate U.S. data. **Journal of Econometrics**, v. 55, p. 305-328, 1993.

BLASIO, G.; MINI, F. **Seasonality and capacity: an application to Italy**. Roma: Banca D'Italia, 2001. (Temi di discussione del Servizio Studi, n. 403).

BRASIL. Tesouro Nacional. **Participação dos estados e Distrito Federal na transferência do FPE (dez./2014)**. [s.l.], 2015. Disponível em: <<http://goo.gl/0IGJDF>>.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

DEPALO, D. A seasonal unit-root test with Stata. **The Stata Journal**, v.9, n. 3, p. 422-438, 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/yHijww>>.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DICKEY, D. A.; HASZA, D. P.; FULLER, W. A. Testing for unit roots in seasonal time series. **Journal of American Statistical Association**, v. 79, n. 386, p. 355-367, 1984. Disponível em: <<http://goo.gl/tyfOAu>>. Acesso em: 12 ago. 2014.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Introduction. *In*: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-run economic relationships: readings in cointegration** (advanced tests in Econometrics). New York: Oxford University Press, 1991.

FAVA, V. L. Metodologia de Box-Jenkins para modelos univariados. *In*: VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. (Eds.). **Manual de Econometria: nível intermediário**. São Paulo: Atlas, 1999. v. 1, p. 199-228.

FÁVERO, L. P. L.; OLIVEIRA, M. A.; ANGELO, C. F. Aplicação de métodos de ajustamento sazonal em séries temporais. *In*: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO DA FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DA USP, 6., 2003, São Paulo. **Anais...** São Paulo: FEA/USP, 2003.

FRANSES, P. H. Seasonality, non-stationarity and the forecasting of monthly time series. **International Journal of Forecasting**, Beaulieu. 7, p. 199-208, 1991.

FREDO, C. E.; MARGARIDO, M. 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**. v. 6, n. 3, p. 367-394, 2008. Disponível em: <<http://goo.gl/9GUWw0>>.

GASPARINI, C. E.; MELO, C. S. L. Equidade e eficiência municipal: uma avaliação do Fundo de Participação dos Municípios – FPM. *In*: PRÊMIO TESOURO NACIONAL, 8. 2003, Brasília. **Anais...** Brasília: ESAF, 2003. Disponível em: <<http://goo.gl/7qZb6I>>.

HYLLEBERG, S. **Modelling seasonality**. Oxford: Oxford University Press, 1992.

MENDES, M. **Fundo de Participação dos Estados: sugestão de novos critérios de partilha que atendam determinação do STF**. Brasília: Senado Federal, 2011. (Textos para Discussão, n. 96).

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2006.

RODRIGUES, P. M. M.; FRANSES, P. H. A sequential approach to testing seasonal unit roots in high frequency data. **Journal of Applied Statistics**, v. 32, n. 6, p. 555-569, 2005.

SOUZA JÚNIOR, C. V. N.; GASPARINI, C. E. Análise da equidade e da eficiência dos estados no contexto do federalismo fiscal brasileiro. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 803-832, 2006.

TAYLOR, J. W.; BUNN, D. W. A quantile regression approach to generating prediction intervals. **Management Science**, v. 45, n. 2, p. 225-237, 1999.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ANDREWS, D.W.K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, 1994.

ARAÚJO, A. B.; HORTA, M. H. T. T.; CONSIDERA, C. M. **Transferências de impostos aos estados e municípios**. Rio de Janeiro: Ipea, 1973. (Relatório de Pesquisa, n. 16).

BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1-22, 2003.

CERQUEIRA, L. F. **Metodologia para a periodização endógena da taxa de inflação no Brasil e aproximação de seus modelos Arima, 1960 a 2005**. Rio de Janeiro: UFF, 2006. (Texto para Discussão, n. 202).

CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYS, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the Mean. **Economics Letters**, v. 59, p. 175-182, 1998.

COSER, M. C. **Modelagem estocástica de séries mensais apresentando dependência de longo termo para dimensionamento de reservatórios de regularização**. 2011. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Espírito Santo, Espírito Santo, 2011.

COSSÍO, F. A. B. Disparidades econômicas inter-regionais, capacidade de obtenção de recursos tributários, esforço fiscal e gasto público no federalismo brasileiro. *In*: PRÊMIO BNDES DE ECONOMIA, 21., 1998, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: BNDES, 1998.

FARINA, M. C.; VARELA, P. S.; GOUVÊA, M. A. Avaliação de indicadores socioeconômicos dos grupos 1, 2, 3 e 4 de municípios paulistas com o uso da análise multivariada de variância. **Revista Estudos do Cepe**, Santa Cruz do Sul, n. 33, p. 24-54, jan.-jun. 2011.

FURTADO, M. S. C.; QUEIROZ, J. C.; FERREIRA, P. D. M. F. **Modelamento do Fundo de Participação dos Municípios por séries temporais**. São Paulo: IME/Unicamp, 2008.

HANSEN, B. E. Approximate asymptotic P values for structural-change tests. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 15, p. 60-67, 1997.

INCLAN, C.; TIAO, G.C. Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, n. 427, p. 913-923, 1994.

LOPES, A. C. B. S. **Sazonalidade em séries temporais econômicas: uma introdução e duas contribuições**. Lisboa: Universidade Técnica de Lisboa, 2007.

NACCACHE, F. F. **Influência de política monetária e choques econômicos na correlação entre retorno de ações e inflação**: caso brasileiro. 2007. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.

OLIVEIRA, F. L. C.; SOUZA, R. C. S. A new approach to identify the structural order of par (p) models. **Pesquisa Operacional**, v. 31, n. 3, p. 487-498, 2011.

OLIVEIRA, H. R. **Indicadores macroeconômicos Brasil e Nordeste 2000 a 2009**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2010.

OSZLAK, O. Estado e sociedade: novas regras de jogo? *In*: FELICÍSSIMO, J. R. *et al.* (Org.) **Sociedade e Estado**: superando fronteiras. São Paulo: Fundap, 1998.

PERRON, P. **Dealing with structural breaks**. Boston: Boston University, 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/TC2fET>>.

PRUD'HOMME, R. The dangers of decentralization. **The World Bank Research Observer**, v. 10, n. 2, p. 201-220, Aug. 1995.

ROTATORI, W. L.; JACINTO, P. A. Flutuações cíclicas na produção industrial e no desemprego no Rio Grande do Sul: algumas evidências empíricas. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 21, n. 2, p. 271-291, 2000. Disponível em: <<http://goo.gl/UO2mfG>>.

SANTOS, A. V.; COSTA, J. H. F. **Análise de modelos de séries temporárias para a previsão mensal do ICMS do estado do Maranhão**. São Luís: Imesc, 2008.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business & Economics Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Correlação das séries do FPE para as cinco macrorregiões brasileiras

	fpe_co	fpe_ne	fp_no	fpe_se	fpe_su
fpe_co	1	-	-	-	-
fpe_ne	1	1	-	-	-
fp_no	0.9998	0.9998	1	-	-
fpe_se	1	1	0.9998	1	-
fpe_su	1	1	0.9998	1	1

Elaboração dos autores.

Obs.: Teste de Engle-Granger feito para as séries do FPE das regiões Centro-Oeste e Norte, indicando que são cointegradas a 1% de significância. Para análise de cointegração, consultar Engle e Granger (1991).

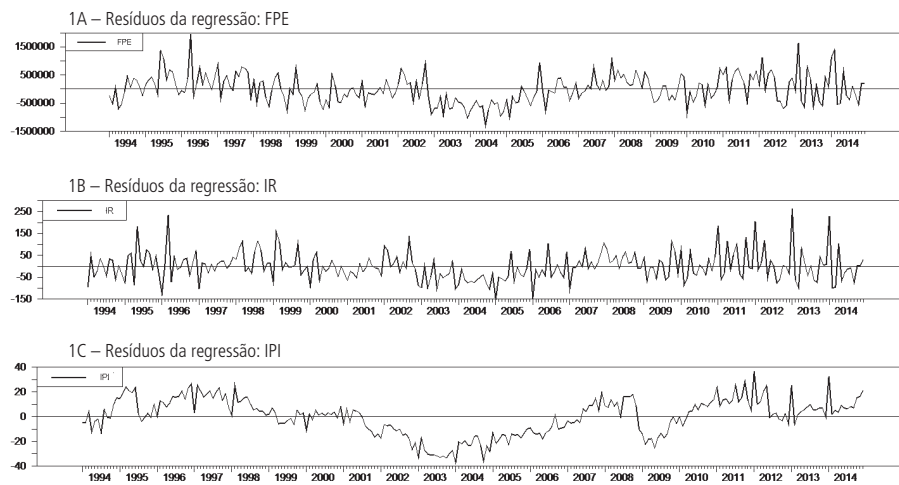
TABELA A.2
Estatísticas descritivas para FPE

Variável	Observação	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
FPE	252	3.784.064	977.841,3	2.008.731	7.027.620
IPI	252	102,0622	17,3996	61,015	150,115
IR	252	413,6571	147,5849	171,12	965,691

Elaboração dos autores.

Obs.: IPI e IR em receita bruta – R\$ (milhões).

GRÁFICO A.1

Resíduos da regressão com controle de componentes determinísticos: tendência e *dummies* sazonais

Elaboração dos autores.