

MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS APLICADOS À SÉRIE DO ÍNDICE DE PREÇOS INTERNACIONAIS DE *COMMODITIES* TOTAIS, ENTRE OS ANOS DE 2000 A 2013.

Michael Silva

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU)
Economista da Universidade Federal de Santa Maria
michael_gsilva@yahoo.com.br

Fernanda Dalcin Flôres

Especialista em Direito Tributário e Empresarial pela Faculdade de Direito de Santa Maria
Universidade Federal de Santa Maria
fedalcin@hotmail.com

RESUMO

O presente artigo foi realizado com o objetivo de ajustar modelos da classe ARIMA à série de índice de preços internacionais de commodities totais para os anos de 2000 a 2013, e fazer uma análise comparativa utilizando-se o método de análise com intervenção abrupta e temporária e sem intervenção. Os resultados indicam que o melhor ajuste ocorreu com a utilização da intervenção abrupta e temporária na série, uma vez que os eventos a priori são conhecidos.

Palavras-chave: Preços Internacionais, Intervenção, *Commodities*.

1 INTRODUÇÃO

O índice de preços internacionais de commodities totais é um índice que agrega os índices de *commodities* agrícolas, minerais, alimentos e combustíveis. As formações dos índices de preços internacionais estão relacionadas com os mecanismos de mercado, ou seja, se a demanda for superior à oferta de mercado os índices de preços tendem a se elevar, da mesma forma - se demanda de mercado for inferior à oferta, os índices de preços tendem a cair.

O rápido crescimento da economia chinesa nos últimos anos tem proporcionado o aumento na demanda por bens intensivos em recursos naturais. Este acontecimento contribuiu para a inserção de diversos países emergentes, intensivos em recursos naturais, no comércio mundial. Para o Brasil, a maior participação no fornecimento de *commodities* agrícolas e minerais vem desde os anos 2000, devido à elevação dos preços externos e as vantagens competitivas que o país possui. A metodologia deste trabalho consiste em estimar modelos da classe ARIMA para a série do índice de commodities totais, faz-se necessário os efeitos da intervenção na série, uma vez que temos dois eventos recentes e conhecidos na literatura

econômica: crise do *subprime* e crise do Euro. Após estimar os modelos mais significativos, utilizando-se a intervenção abrupta e temporária, uma análise comparativa foi realizada com a série sem intervenção, com o objetivo de escolher o melhor modelo.

Além desta parte introdutória este artigo contém outras quatro partes. Em seguida será apresentada uma breve revisão dos determinantes do comportamento dos índices de preços internacionais; na parte três segue uma descrição da metodologia, na quarta parte os resultados e discussões seguidas das considerações finais.

2 O COMPORTAMENTO DOS ÍNDICES DE PREÇOS DAS COMMODITIES TOTAIS

A elevação dos preços internacionais das *commodities* ao longo da década de 2000 tem chamado à atenção de pesquisadores, na medida em que tal fato pode causar fortes impactos sobre a balança comercial dos países que participam ativamente destes mercados, tanto como importadores quanto como exportadores, e influenciar as taxas de crescimento de economias que dependem do comércio daqueles produtos.

Muitos países em desenvolvimento possuem exportações concentradas em poucas *commodities*, e a variação dos preços destes produtos tem efeito significativo sobre os seus termos de troca e, em consequência, influencia a taxa de câmbio e o nível de renda destes países. Deste modo, é possível correlacionar uma boa parte das oscilações cambiais dos países exportadores de *commodities* às variações nos preços destes produtos.

A figura 1 apresenta o índice de preços de *commodities* totais para os anos de 2000-2013. Pode-se constatar que o índice apresentou uma tendência de elevação a partir do ano de 2002 atingindo o ponto máximo em 2008. Em 2008, o índice apresentou uma queda abrupta, podendo esta queda ser atribuída à crise financeira internacional (Subprime)¹. No ano de 2009, o índice retomou sua tendência de crescimento, estabilizando-se a partir de 2012.

Furtado (2008) chama atenção para a importância da economia chinesa, juntamente com os EUA, como responsáveis pelo crescimento na demanda global de recursos naturais. A demanda por tais recursos tem-se irradiado por diversas partes do globo, em especial nos países em desenvolvimento. O crescimento da economia chinesa demanda de países emergentes, como o Brasil, *commodities* minerais e

agrícolas, elevando seus preços e induzindo a maior produção, e conseqüentemente, maior oferta. Uma vez que, para sustentar as altas taxas de crescimento econômico da economia chinesa, são necessárias quantidades enormes de recursos minerais. Além disso, o país demanda quantidades significativas de alimentos para a sua população. Furtado (2008) afirma que o crescimento da demanda chinesa deverá permanecer, elevando os preços das commodities, e assim permanecendo por um longo período de tempo.



Figura 1 - Índice de Preços Internacionais de *Commodities* Totais em Valores Mensais de 2000/01 a 2013/12.

Fonte: Fundo Monetário Internacional, 2014.

Na literatura econômica, os preços internacionais de commodities são importantes no estudo de relações destes com as variáveis macroeconômicas. Fernandez (2003), Egert e Leonard (2007) e Clements e Fry (2006) fizeram uma investigação acerca do comportamento dos preços de commodities com a taxa de câmbio.

Fernandez (2003) discute a relação entre choques nos preços internacionais de commodities e taxas de câmbio de longo prazo para Nova Zelândia (1982-2002) e Brasil (1995-2002), considerando a hipótese de endogeneidade dos preços das commodities em relação à taxa de câmbio real. Os resultados apresentam uma apreciação da taxa de câmbio real no Brasil em função das elevações nos preços internacionais das principais commodities exportadas, entretanto não se obteve evidências que ratificassem a ideia de que a taxa de câmbio do país determina os preços das commodities que o país exporta. Por outro lado, na Nova Zelândia, os

resultados indicam que os efeitos dos movimentos da taxa de câmbio sobre os preços das commodities exportadas são significativos.

Egert e Leonard (2007) investigam a relação entre preço do petróleo e apreciação cambial no Cazaquistão, no período 1996-2005. Os resultados para o modelo monetário apontam que as evidências de cointegração são fracas para o período 1996-2005, mas, para o sub-período 1999-2005, verifica-se que o aumento no preço (ou receitas) do petróleo implicou em apreciação do câmbio nominal.

Clements e Fry (2006) investigaram a influência dos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio real dos países exportadores, e a influência do câmbio real sobre tais preços quando os valores das moedas dos países exportadores de commodities afetam os preços mundiais destes bens. Os resultados sugerem que os retornos das commodities são mais afetados pelos preços das moedas (2% a 5,2%) do que os preços das moedas são afetados pelos preços das *commodities* (menos de 1%). Portanto, os modelos de *commodity currencies* falham em considerar a endogeneidade entre moeda e retornos das *commodities*.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Em séries temporais, entendemos por uma intervenção a ocorrência de algum tipo de evento em dado instante de tempo T , conhecido *a priori*. Tal ocorrência pode manifestar-se por um instante de tempo subsequente e que afeta temporariamente ou permanentemente a série em estudo (MORETTIN; TOLOI, 2004).

A análise de intervenção tem por objetivo avaliar o impacto de tal evento no comportamento da série, e é dividido em: (a) função degrau (*step function*) e (b) função impulso.

- a) Função degrau: apresenta efeito permanente após o instante T .

$$x_{1,t} = \begin{cases} 0, & \text{se } t < T \\ 1, & \text{se } t \geq T \end{cases};$$

- b) Função impulso: apresenta efeito temporário.

$$x_{1,t} = \begin{cases} 0, & \text{se } t \neq T \\ 1, & \text{se } t = T \end{cases} .$$

Uma classe geral de modelos, que leva em conta a ocorrência de múltiplas intervenções é dada por:

$$z_t = \sum_{j=1}^k \nu_j(B) x_{j,t} + N_t ,$$

em que $x_{j,t}$ são variáveis de intervenção do tipo de grau ou impulso, $j = 1, 2, \dots, k$ ($k =$ número de intervenções);

$$\Upsilon_j(B) : \text{são funções racionais da forma: } \frac{W_j(B)B^{b_j}}{\delta(B)} ,$$

em que

$$W_j(B) = W_{j,0} - W_{j,1}B - \dots - W_{j,s}B^s$$

e

$$\delta(B) = 1 - \delta_{j,1}B - \dots - \delta_{j,s}B^r$$

são polinômios em B ; b_j é a defasagem no tempo para o início do efeito da j -ésima intervenção e N_t é a série temporal livre do efeito das intervenções, e é denominada de série residual; N_t pode ser modelada por um modelo da classe SARIMA. Em geral, o efeito de uma intervenção é mudar o nível da série, ou da inclinação.

Para cada efeito de intervenção tem-se uma forma apropriada para a função de transferência $\nu(B)$. Assim, para séries com uma única intervenção tem-se:

$$Z_t = \nu(B)x_t + N_t$$

com

$$\nu(B) = \frac{W(B)}{\delta(B)} .$$

Os dados dos índices de preços de *commodities* totais foram obtidos no Fundo Monetário Internacional (FMI) com periodicidade mensal entre os anos de 2000 a 2013.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Com o objetivo de conhecer o comportamento da série no decorrer do período analisado, apresentou-se algumas estatísticas descritivas na tabela 1.

Tabela 1 – Estatística descritiva da Série em Nível

Estatística	Série
Média	120,57
Mediana	116,66
Desvio Padrão	50,639
Coefficiente de Variação	0,42001
Mínimo	49,394
Máximo	219,74

Pela análise descritiva percebe-se que os dados possuem certa assimetria, já que a mediana mostra-se menor que a média. Os valores mínimo e máximo apresentam grande variabilidade.

Ao observar o gráfico 1, referente aos índices de preços internacionais de *commodities* totais, fica evidente a necessidade de eliminar a tendência da série, para tanto, foi realizada a primeira diferença na série, e o resultado gráfico é apresentado na figura 2.

Após a primeira diferença, $I(1)$, na série, é necessário analisar as funções de autocorrelação (*fac*) e autocorrelação parcial (*facp*) para estimar a correlação em cada *lag* do modelo ARMA. Ao analisar o correlograma da primeira diferença da série, apresentado na figura 3, o mesmo sugere, inicialmente, um AR (1) e MA (2). Em seguida, os modelos com e sem análise de intervenção foram comparados entre si. É importante ressaltar que a intervenção realizada na série é decorrente da crise do *subprime*, que teve início em meados de 2008, afetando os mercados dada a crescente incerteza dos agentes.

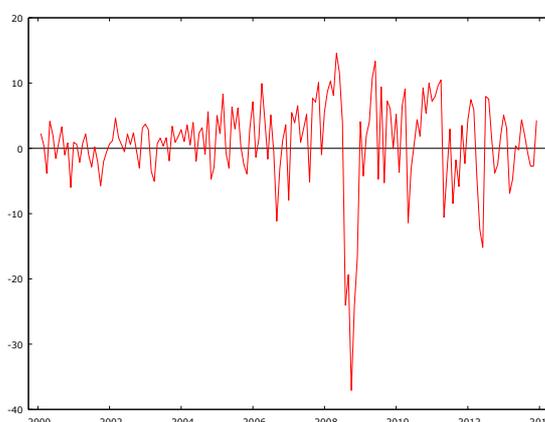


Figura 2 – Primeira diferença do Índice Preços Internacionais de *Commodities* Totais.

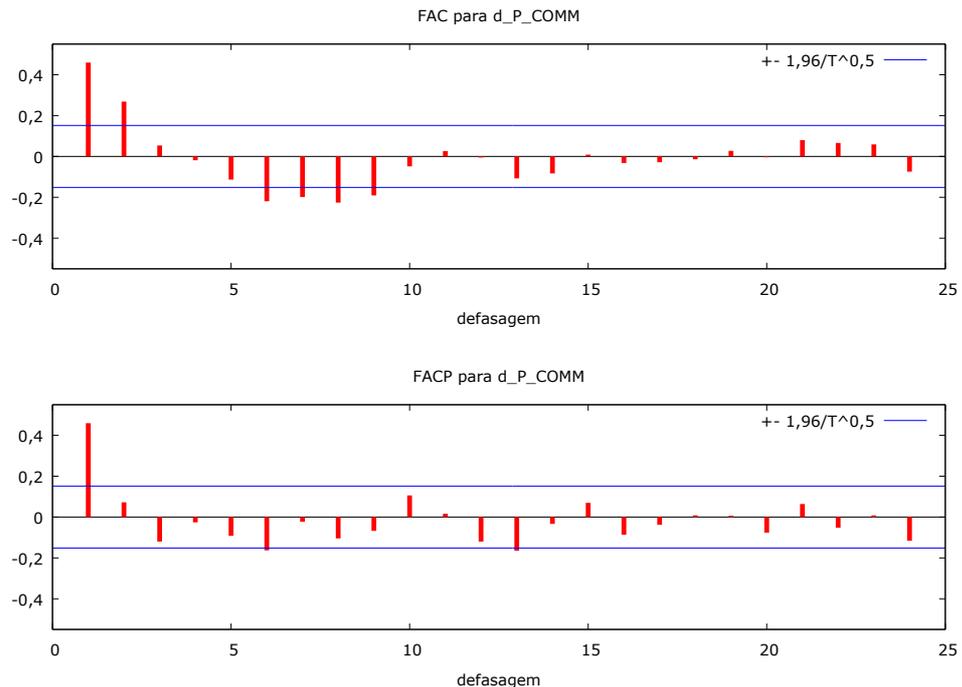


Figura 3 – Correlograma da primeira diferença do Índice Preços Internacionais de *Commodities* Totais.

Ao analisar o gráfico da primeira diferença, figura 3, nota-se a necessidade de fazer intervenção no ano de 2008 dada à crise financeira internacional. Para tanto, de acordo com o gráfico 1, o ponto no qual serão criadas as variáveis *Dummies* será na observação datada do mês 12 do ano de 2008, para estimar o efeito temporário da crise financeira na série do índice de preços internacionais de *commodities*.

Foram estimados modelos ARIMA¹ com intervenção, e o modelo que apresentou ser significativo foi um ARIMA (1,1,0) a partir da série original. A tabela 2 apresenta os resultados para série com intervenção.

Tabela 2 – Resultados do Modelo ARIMA Com Intervenção

ARIMA (1,1,0)

¹ Modelos ARIMA com análise de intervenção também são conhecidos como modelos ARMAX.

	Coefficiente	Erro Padrão	z	p-valor	
ϕ_1	0,453422	0,0693596	6,537	6,27e-011	***
<i>Subprime</i>	-9,08049	5,50717	-1,649	0,0992	*

Nível de significância de 1%. (***) e 10% (*)

Da mesma forma, como análise comparativa foram estimados modelos ARIMA sem intervenção, com o propósito de estimar os melhores modelos. Após testar inúmeras vezes, quais os melhores, os modelos que melhores se ajustaram a série, sem análise de intervenção, foram os seguintes: ARIMA (1,1,0) e ARIMA (3,1,1).

Como critério de escolha foram utilizados os critérios de Schwarz, Critério de Akaike e Log da verossimilhança, nos quais seus resultados são apresentados na tabela 3, tanto para os modelos com intervenção quanto para os modelos sem intervenção.

Tabela 3 – Critério de Seleção de Modelos

Modelos <u>Com</u> Análise de Intervenção			
	Critério de Schwarz	Critério de Akaike	Log da verossimilhança
ARIMA (1,1,0)	1087,307	1077,953	-535,9763
Modelos <u>Sem</u> Análise de Intervenção			
	Critério de Schwarz	Critério de Akaike	Log da verossimilhança
ARIMA (1,1,0)	1084,914	1078,678	-537,3389
ARIMA (3,1,1)	1093,077	1077,488	-533,7438

Ao observar a tabela 3, tanto os modelos com e sem análise de intervenção apresentaram divergência na escolha dos critérios. No que se refere aos modelos sem intervenção, o modelo ARIMA (1,1,0) apresentou menor critério de Schwarz, mas o modelo ARIMA (3,1,1) apresentou menor critério de Akaike. No modelo com intervenção o ARIMA (1,1,0) apresentou valores muito próximos aos valores dos modelos sem intervenção. A tabela 4 apresenta os resultados dos coeficientes, erro padrão, valor crítico da distribuição normal padrão Z e valor-p dos modelos sem intervenção.

Tabela 4 – Resultados do Modelo ARIMA Sem Intervenção

ARIMA (1,1,0)					
	Coefficiente	Erro Padrão	Z	Valor-p	
ϕ_1	0,464022	0,0682512	6,7987	<0,00001	***
ARIMA (3,1,1)					
	Coefficiente	Erro Padrão	Z	Valor-p	
ϕ_1	1,26457	0,116629	10,8426	<0,00001	***
ϕ_2	-0,23611	0,132919	-1,7763	0,07568	*
ϕ_3	-0,163341	0,0787603	-2,0739	0,03809	**
θ_1	-0,860765	0,0944332	-9,1151	<0,00001	***

Níveis de Significância de 1% (***), 5% (**) e 10 (*)

Em seguida, foi feita uma análise no resíduo do modelo ARIMA, com o objetivo de verificar se há ruído branco. Assim sendo, a figura 4 apresenta o correlograma com a função de autocorrelação (fac) e autocorrelação parcial (facp) da série com intervenção. E, na figura 5 tem-se o correlograma com a função de autocorrelação (fac) e autocorrelação parcial (facp) da série sem intervenção.

Ao observar as funções de autocorrelação (fac), nos correlogramas, das figuras 4 e 5, fica evidenciado que o resíduo da série apresenta características de ruído branco, uma vez que poucos foram os *lag* que ficaram fora do intervalo de confiança na função de autocorrelação (fac).

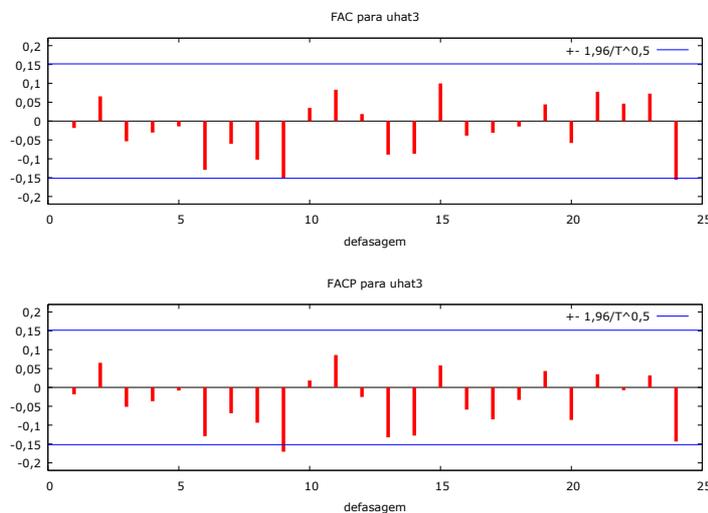
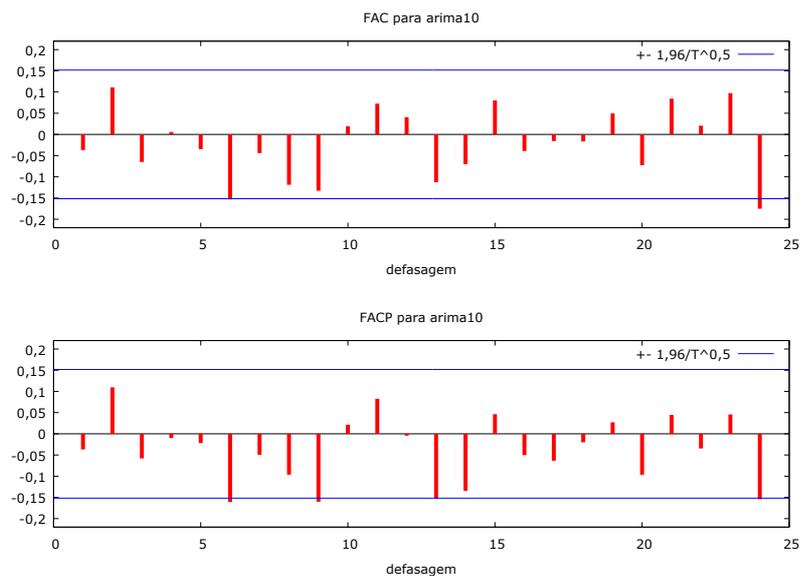


Figura 4 – Correlograma, Função de Autocorrelação (fac) e Autocorrelação Parcial (facp) para Série Com Intervenção.

(a)



(b)

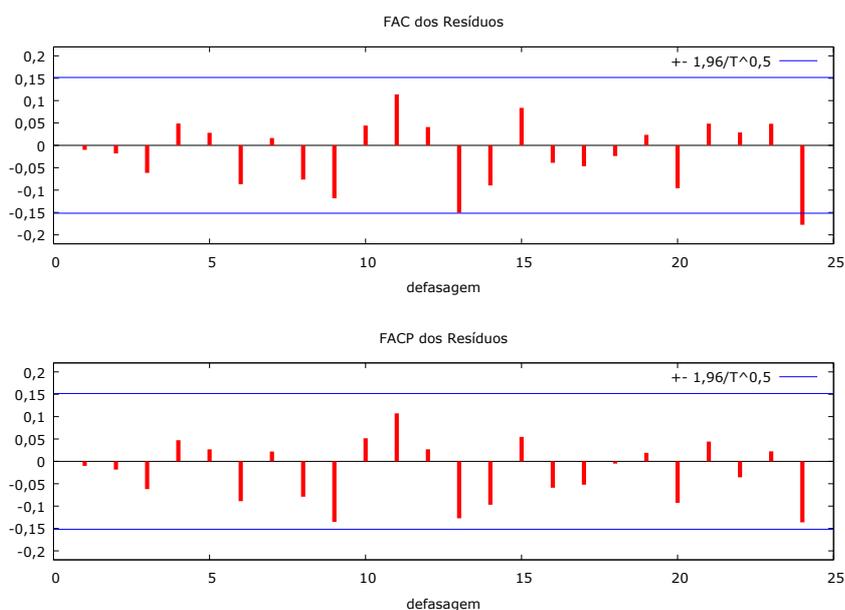


Figura 5 – Correlograma, Função de Autocorrelação (fac) e Autocorrelação Parcial (facp) para Série Sem Intervenção.

Pode-se afirmar que ambos os resíduos dos modelos sem intervenção, ARIMA (1,1,0) e ARIMA (3,1,1), e o modelo com intervenção, ARIMA (1,1,0), apresentam ruído branco. Uma maneira de verificar a presença de ruído branco no resíduo das séries é através do teste de *Ljung-Box*, no qual é apresentado na tabela 5.

Tabela 5 – Teste de Ljung-Box

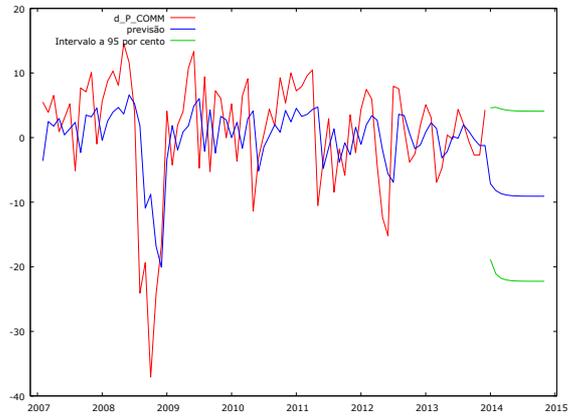
Modelo	Intervenção	Ljung-Box (Q)	Valor-p
ARIMA (1,1,0)	Sim	26,1483	0,2939
ARIMA (1,1,0)	Não	30,3733	0,1390
ARIMA (3,1,1)	Não	26,0693	0,1635

O objetivo do teste de Ljung Box é testar a hipótese nula H_0 : os resíduos são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.), ou seja, a série é um ruído branco; contra a hipótese alternativa (H_1 : os resíduos não são i.i.d.). Se o valor-p > 0,05 então aceita-se a hipótese nula, ao passo que se o valor - p < 0,05 rejeita-se a hipótese nula. No caso dos modelos apresentados na tabela 5, todos os modelos se apresentaram estacionários.

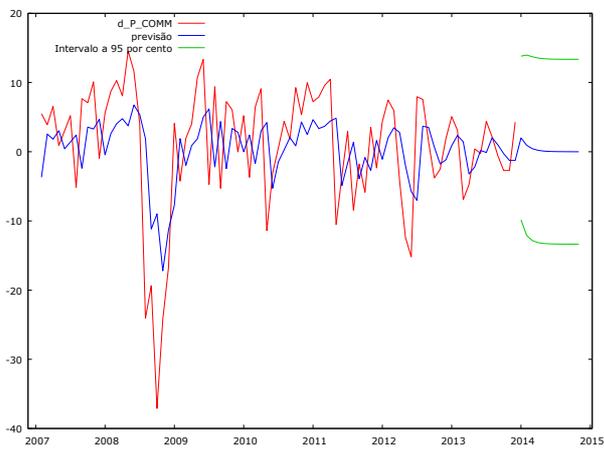
Por fim, resta fazer a previsão dos modelos estimados. Na figura 6 é possível encontrar a previsão para os 11 meses subsequentes ao período analisado (2000/01 – 2013/12). Na figura 6 (a) tem-se a previsão do modelo ARIMA (1,1,0) com intervenção na figura 6(b), e 6 (c) tem-se os modelos ARIMA (1,1,0) e ARIMA (3,1,1) respectivamente, ambos sem intervenção.

Assim, constata-se que o modelo ARIMA (1,1,0) com intervenção apresentou melhor previsão quando comparado a série original, para o período de 11 meses (2014/01 – 2014/11), ilustrada na figura 7. Nesse período é possível constatar que o índice de preços internacionais de *commodities* total apresenta uma queda em seus valores.

(a)



(b)



(c)

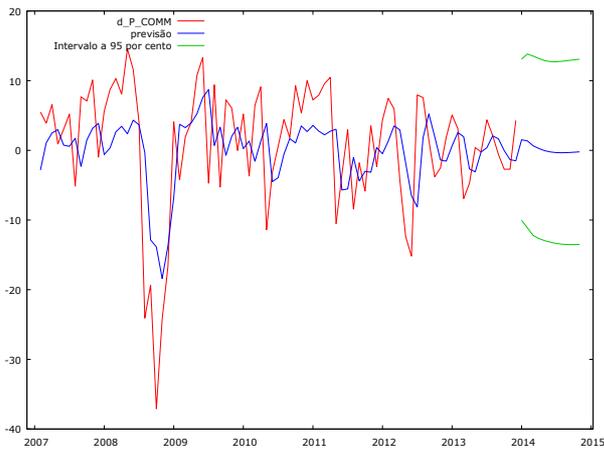


Figura 6 - Previsões para os modelos ajustados ARIMA (1,1,0) Com Intervenção (a); ARIMA (1,1,0) (b) e ARIMA (3,1,1) (c), Sem Intervenção.

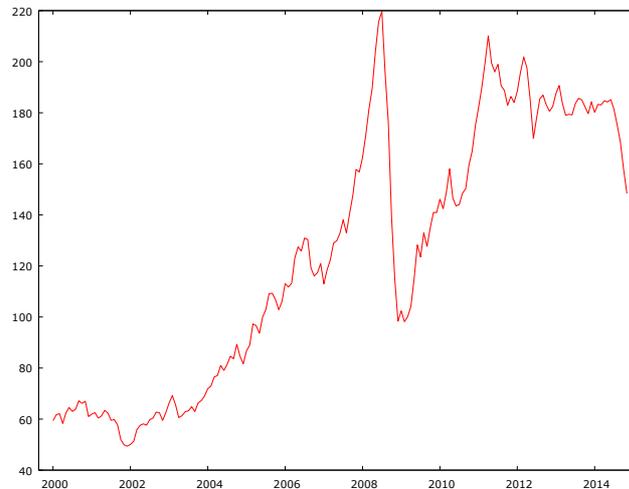


Figura 7 - Índice de Preços Internacionais de *Commodities* Totais em Valores Mensais de 2000/01 a 2014/11

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A crise econômica do *subprime* verificada ao final do ano de 2007 e primeiro semestre de 2008, trouxe a economia global uma crescente instabilidade. Para a série de preços de *commodities* totais internacionais fica evidente a queda abrupta ocorrida no ano de 2008.

O presente artigo teve por objetivo fazer uma análise comparativa sobre os índices de preços de *commodities* totais internacionais. Estimando modelos da classe ARIMA foi realizada uma análise com intervenção, que é sugerida pela literatura quando são verificados movimentos abruptos no comportamento das séries. Ao estimar o modelo com intervenção, o que obteve o melhor ajuste foi o ARIMA (1,1,0). Seguindo com a análise sem intervenção abrupta e temporária foi possível encontrar dois modelos significativos, são eles: ARIMA (1,1,0) e ARIMA (3,1,1).

Como escolha do melhor modelo, utilizaram-se os seguintes critérios: critério de Schwarz, critério de Akaike e Log da verossimilhança, sendo escolhido o que possui os menores valores. Portanto, dentre os modelos estimados não é possível concluir qual é o melhor, pois os valores do critério de escolha estão muito próximos. A literatura sugere a escolha de modelos mais parcimoniosos. Dentre os modelos significativos, o modelo ARIMA (1,1,0) com intervenção é o mais parcimonioso. Assim, para estimar a previsão dos valores da série, o modelo ARIMA (1,1,0) com intervenção, também, apresentou melhor resultado.

REFERÊNCIAS

- CLEMENTS, K. W.; FRY, R. (2006). **Commodity currencies and currency commodities**. Economics Discussion/Working Papers 06-17, The University of Western Australia, Department of Economics. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/uwa/wpaper/06-17.html>. Acesso em novembro de 2014.
- EGERT, B.; LEONARD, C. S. (2007). **Dutch disease scare in Kazakhstan: Is it real?** Open Economies Review, 19(2):147–165. Published online. Disponível em: <http://www.springerlink.com/content/r6621702tq170327>. Acesso em novembro de 2014.
- FERNANDEZ, C. Y. H. (2003). **Câmbio real e preços de commodities: Relação identificada através da mudança de regime cambial**. Master's thesis, Pontifícia Universidade Católica. Departamento de Economia, Rio de Janeiro.
- FERREIRA, D. M.; MATTOS, L. B. **O efeito contágio da crise do subprime no mercado acionário brasileiro**. Anais do 40º Encontro Nacional de Economia – ANPEC. Porto de Galinhas, PE. 2012.
- FURTADO, J. **Muito além da especialização regressiva e da doença holandesa. – Novos Estudos** – CEBRAP. São Paulo, 2008.
- MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 535 p.

ABSTRACT

This paper was carried out in order to adjust the ARIMA models to the class series of international price index of total commodities for the years 2000 to 2013, and a comparative analysis using the method of analysis with abrupt and temporary intervention and without intervention. The results indicate that the best fit occurred with the use of the sharp and temporary intervention in the series, since events are known a priori.

Keywords: International Prices, Intervention, Commodities