

MODELAGEM DE SÉRIES TEMPORAIS APLICADAS NO ESTUDO DA TAXA DE CÂMBIO BRASILEIRA

Adriano Soares Koshiyama

UFRRJ – Rodovia BR 465 Km 7, CEP 23890-000 – Seropédica/RJ
as.koshiyama@gmail.com

Natália Cunha Nascimento

UFRRJ – Rodovia BR 465 Km 7, CEP 23890-000 – Seropédica/RJ
nataliacn@msn.com

Maria Cristina Affonso Lorenzon

UFRRJ – Rodovia BR 465 Km 7, CEP 23890-000 – Seropédica/RJ
lorenzonzon@ufrj.br

Wagner de Souza Tassinari

UFRRJ – Rodovia BR 465 Km 7, CEP 23890-000 – Seropédica/RJ
tassinari@ufrj.br

Resumo: Em uma economia moderna as relações de trocas são de grande importância, seja a nível micro ou macroeconômico. Na sua maioria, os países possuem moedas distintas e quando realizam uma troca, é necessário que haja um balizador do preço de uma moeda em unidades monetárias de outra. Este é definido como taxa de câmbio. Dispondo dessa discussão, economistas têm chamado a atenção para a importância da competitividade da taxa de câmbio no processo de desenvolvimento econômico. Ao exercer impactos de aumento de produtividade e investimento, o nível da taxa de câmbio torna-se uma variável-chave para a promoção do crescimento. Utilizando-se de técnicas de séries temporais para analisar a estrutura da taxa de câmbio, sejam bons instrumentos para conduzir estes estudos. O objetivo deste trabalho é utilizar a metodologia da família de modelos Box e Jenkins para estudar a taxa de câmbio brasileira após 1999. Os resultados mostraram que o modelo *ARIMA* obteve êxito em remover a estrutura de autocorrelação das observações, e as previsões demonstraram que a taxa de câmbio R\$/US\$ não sofrerá grandes alterações num futuro próximo, permanecendo dentro do patamar de 1,60 à 1,70 num horizonte de 6 meses a frente.

Palavras-Chave: Séries Temporais, Box-Jenkins, Econometria, Taxa de Câmbio

Abstract: In a modern economy the terms of trade are of great importance, both at the micro or macroeconomic level. Most countries have different currencies and when making an exchange, there must be a marker of the value of one currency into another currency units. This is defined as the exchange rate. In this discussion, economists have payed attention to the importance of exchange rate competitiveness in the process of economic development. As exercising impacts of increased productivity and investment, the level of the exchange rate becomes a key variable for growth promotion. Using time series techniques to analyze the structure of the exchange rate, are worth tools to conduct these studies. The objective of this work is to use the methodology from the Box-Jenkins models family to study the Brazilian exchange rate after 1999. The results showed that the *ARIMA* succeeded in removing the autocorrelation structure of the observations, and the predictions showed that the exchange rate R\$/US\$ does not present major changes in the near future, remaining within the level from 1.60 to 1.70 on a horizon of 6 months ahead.

Keywords: Time Series, Box-Jenkins, Econometrics, Exchange Rate

1. Introdução

Em uma economia moderna as relações de trocas são de grande importância, seja a nível micro ou macroeconômico. As relações microeconômicas envolvem indivíduos na compra e venda de bens e serviços, na maior parte com uma mesma moeda sendo intermediário de troca. As relações macroeconômicas envolvem agentes amplos da economia, como países, que na maioria possuem moedas distintas e ao realizarem uma troca, é necessário que haja um balizador do valor de uma moeda em unidades monetárias de outra moeda. Este é definido como taxa de câmbio (KRUGMAN e OBSTFELD, 2001).

A taxa de câmbio é dada pela demanda e oferta das moedas dos países que comercializam entre si. A taxa de câmbio, pode estar concentrada em 3 situações: valorizada, quando é necessário mais unidades monetárias externas para adquirir moeda interna; em paridade, quando a troca é igual; e desvalorizada, onde são necessárias maior quantidade de moeda interna para auferir moeda externa (ROSSI, 1991). Dispondo dessa discussão, economistas têm chamado a atenção para a importância da competitividade da taxa de câmbio no processo de desenvolvimento econômico. Ao exercer impactos de aumento de produtividade e investimento, o nível da taxa de câmbio torna-se uma variável-chave para a promoção do crescimento.

A competitividade da taxa de câmbio e a política cambial são ferramentas estratégicas a serem utilizadas por governos visando o crescimento e desenvolvimento. Além de evitar crises na balança comercial, um câmbio relativamente desvalorizado pode fornecer estímulos para aumentos de investimento e poupança, impactando o processo de acumulação de capital (BRESSER-PEREIRA, 2006). Quanto à questão de inovações tecnológicas e industrial, um câmbio competitivo pode gerar impactos positivos para o resto da economia a partir do estímulo à produção de manufaturas para exportação (WILLIAMSON, 2003).

Além das questões de competitividade, o câmbio é notavelmente um instrumento de estabilização econômica. O último plano de estabilização econômica brasileiro, denominado Plano Real, foi introduzido em duas etapas: primeiramente com a criação de um indexador (a URV) a partir de dezembro de 1993, e somente em julho de 1994 ocorreu a reforma do padrão monetário com subsequente ancoragem da economia ao câmbio (FAVA e ALVES, 1997). O sucesso do Plano Real em reduzir e manter a inflação em patamares baixos, residiu crucialmente na obtenção de reduzidas taxas de expansão cambial nos períodos posteriores (GARCIA, 1995).

Outra alteração na política econômica brasileira adveio na introdução do regime de metas para inflação e a mudança do regime cambial, que no início de 1999 passou a ser flutuante (GREMAUD et al., 2005). A mudança em si trouxe elevada volatilidade do câmbio e tem contribuído para aumentar o grau de incerteza, o processo de tomada de decisões de investimento e assim, repercutindo em todos os setores da economia (RAMOS e BRITTO, 2004).

Portanto, estudos que auxiliam na compreensão do comportamento da taxa de câmbio brasileira, são de extrema importância para a formulação de políticas externas, estabilização e expansão econômica. Utilizando-se de técnicas de séries temporais, principalmente através da família de modelos *ARMA-ARIMA* (BOX e JENKINS, 1976), para analisar a estrutura da taxa de câmbio, sejam bons instrumentos para auxiliar no comportamento futuro da taxa de câmbio brasileira. O objetivo deste trabalho é utilizar modelos da família Box e Jenkins, para estudar a taxa de câmbio brasileira após 1999.

2. Metodologia

O estudo será baseado no estudo da estrutura serial da taxa de câmbio Real (R\$) por Dólar (US\$) mensal do período de janeiro de 1999 a março de 2011 (BCB, 2011). Foram usadas técnicas de decomposição serial, para o estudo de tendência e sazonalidade e a

metodologia da família Box e Jenkins.

2.1 Séries Temporais e Metodologia Box e Jenkins

Uma série temporal é uma sequência de observações obtidas em intervalos regulares de tempo, durante um período específico. Ao analisar uma série temporal, primeiramente deve-se modelar o fenômeno estudado para então, descrever o comportamento estrutural, realizar estimativas e definir relações causais dos possíveis fatores que influenciam a série. Uma das formas mais simples de analisar uma série temporal é através da decomposição serial, que objetiva mensurar 4 componentes que são presentes intrinsecamente em uma observação (Y): tendência, que denota o comportamento mais geral da variável no tempo; ciclo, que traduz as oscilações de longo prazo na série; sazonalidade, oscilações de curto prazo, normalmente por origens naturais; e o ruído, movimentos irregulares e por causas desconhecidas (MONTGOMERY et al., 1990).

A técnica de decomposição serial, apesar de elucidar o comportamento estrutural da série temporal, possui limitações, principalmente na dificuldade de tratar o ruído e buscar melhores explicações para sua geração. Para esse fim, o uso de modelos estocásticos se tornam indispensáveis para o estudo conciso e objetivo da série analisada. As classes dos modelos mais comumente utilizadas em análise de séries temporais são as dos modelos autorregressivos integrados e de médias móveis - *ARIMA* (SOUZA e CAMARGO, 1996).

Os modelos *ARIMA* formam uma família de modelos propostos por Box e Jenkins (1976). Essa família é adequada para descrever séries não estacionárias, ou seja, séries que não possuem média constante no período analisado. Segundo Morettin (2006), o modelo *ARIMA* pode ser classificado de diferentes maneiras, conforme os parâmetros *AR(p)* (autorregressivos de ordem p), *MA(q)* (média móvel de ordem q) e *I(d)* (integrado de ordem d) e são definidos:

$$y_t = \sum_{p=0}^P \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \varepsilon_t - \sum_{q=0}^Q \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2)$$

$$y_t = \sum_{p=0}^P \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \sum_{q=0}^Q \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3)$$

$$w_t = \sum_{p=0}^P \phi_p w_{t-p} + \varepsilon_t - \sum_{q=0}^Q \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad , \text{ onde } w_t = \nabla^d y_t \quad (4)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0, \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2, \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0, \forall k \neq 0$$

onde: $t = 1, 2, \dots, T$, $p = 1, 2, \dots, P$, $q = 1, 2, \dots, Q$, $d = 1, 2, \dots, D$ e $k = 1, 2, \dots, K$

O (1) é um *AR* de ordem p , onde o objetivo é descrever o comportamento da observação no instante t , sendo explicada pelas observações no tempo $t-p$, ou seja, o modelo faz uma autorregressão com seus valores passados. O (2) é um *MA* de ordem q . Esse modelo resulta da combinação linear dos ruídos ocorridos nos instantes t passados, visando prever o comportamento da série nos instantes $t+k$. O modelo (3) é a combinação de um *AR* (p) com *MA* (q), formando um *ARMA* (p, q), combinando linearmente valores e ruídos defasados p e q

períodos respectivamente, na especificação do modelo.

Estes 3 modelos apresentados são baseados no pressuposto de estacionaridade da série temporal. Essa estacionaridade é tomada de forma relaxada, ou de 2º ordem, onde presumimos que os 2 primeiros momentos da série (média e variância), se mantêm constantes, além da existência de autocorrelação serial.

O (4) é propriamente o *ARIMA* (p,d,q). Esta família é útil para modelar uma série temporal em que haja necessidade de aplicar transformações por meio de diferenças para torná-la estacionária. O número de diferenças (d) necessárias para tornar uma série estacionária é denominada ordem de integração e é representada pela letra I .

Esta família de modelos se apoiam em uma metodologia consistente, baseada em 4 passos: identificação, estimação, diagnóstico e previsão (MORETTIN e TOLÓI, 1985). Através desses passos é possível especificar corretamente o modelo para o objetivo desejado.

A identificação busca a ordem dos parâmetros do *ARIMA* (p,d,q). A identificação da ordem p e q é feita através da função de autocorrelação (Fac) e da função de autocorrelação parcial (Facp). A necessidade de diferenciar a série devido à ausência de estacionaridade pode ser feita subjetivamente, observando a existência de tendência ou sazonalidade no gráfico plotado da série temporal, ou através do comportamento vagaroso na queda da Fac ao longo das defasagens (lag). Objetivamente é feito através de alguns testes para identificação de raiz unitária, como o Dickey-Fuller Aumentado (SAID e DICKEY, 1984) ou Phillips-Perron (PHILLIPS e PERRON, 1988), onde a hipótese alternativa é estacionaridade da série.

A estimação é a própria construção do modelo, através da estimação dos parâmetros por mínimos quadrados ordinários ou o método máxima verossimilhança. Alguns autores indicam que em pequenas amostras, o método da máxima verossimilhança produz melhores resultados em termo de eficiência dos estimadores (HAMILTON, 1994).

O diagnóstico é baseado na análise dos resíduos do modelo. A ideia principal é que os resíduos devem apresentar ausência de autocorrelação, indicando que a especificação do modelo foi correta. Esta é feita através dos gráficos dos resíduos em relação ao tempo e a Fac, onde se busca a existência de não autocorrelação dos resíduos em alguma defasagem (retirando o lag nulo). O teste de Ljung-Box (ENDERS, 1995) busca testar a existência significativa de autocorrelação dos resíduos em algum k defasagem. A inexistência de autocorrelação dos resíduos em nenhuma defasagem implica a ausência de correlação temporal na estrutura dos resíduos do modelo.

A última etapa consiste em realizar a previsão. Mas quando há um conjunto de diferentes modelos, é necessário realizar testes e usar critérios para mensurar o ajuste do modelo em relação aos dados e selecionar o melhor modelo de previsão. Alguns critérios são definidos a seguir:

$$AIC = -2 * \loglike + 2k \quad (5)$$

$$SMAPE = \frac{\sum_{t=1}^T \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{(y_t + \hat{y}_t)/2}}{T} \quad (6)$$

$$U^2 = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T-1} (y_{t+1} - \hat{y}_{t+1})^2}{\sum_{t=1}^{T-1} (y_{t+1} - y_t)^2}} \quad (7)$$

onde: $t = 1, 2, \dots, T$ e $k = 1, 2, \dots, K$

Onde (5) é o Critério de Informação de Akaike (AKAIKE, 1974), sendo $\log\text{like}$ o logaritmo da máxima verossimilhança e k o número de parâmetros de regressão. Este critério mensura de forma relativa a quantidade de informação perdida na escolha de um modelo, para representar o “verdadeiro” modelo. Então o melhor modelo será o que minimize o valor do AIC .

O $SMAPE$ (erro médio simétrico absoluto percentual) (6), descreve o percentual de erro que o modelo está cometendo nas suas previsões. O uso do $SMAPE$ visa diminuir alguns erros que o tradicional $MAPE$ (erro médio absoluto percentual) comete quando o valor da previsão é maior ou menor que o observado, ou quando os valores das previsões são próximos de 0 (MAKRIDAKIS e HIBON, 2000).

O U^2 -Theil (7) é chamado de coeficiente de desigualdade, pois mensura as discrepâncias cometidas pela previsão um passo à frente. Atua como um parâmetro de avaliação. Quanto mais próximo de zero, melhor o desempenho do modelo (SOUZA et al., 2007). Desse modo, medidas do U^2 -Theil cujo valor superior a um significa que a teoria de previsão empregada pode ser considerada menos eficiente que o método ingênuo.

Todas as análises estatísticas foram desenvolvidas no pacote estatístico R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011).

3. Resultados

Na figura 1, está presente a série temporal em 4 partes: observado (a), sua decomposição estrutural de tendência (b), da sazonalidade (c) e do ruído (d). Observamos o crescimento da tendência (figura 1b) da taxa de câmbio, até o pico em 2003 ultrapassando os 4 R\$/US\$ causada pela intensa fuga de capitais, devido principalmente ao aumento do risco-país, o acordo com o Fundo Monetário Internacional para mais empréstimos e a transição governamental no processo eleitoral de 2002 a 2003 (PAULANI, 2003).

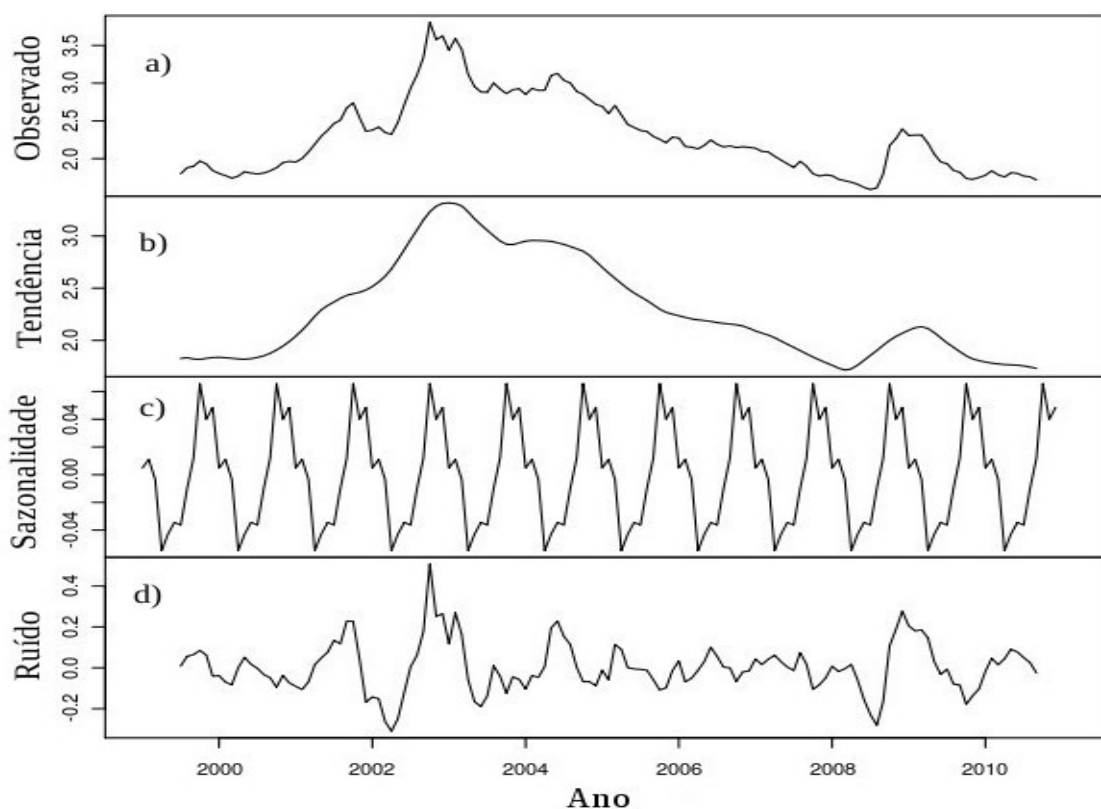


Figura 1. a) taxa de câmbio R\$/US\$ do período janeiro de 1999 a março de 2011. b) decomposição estrutural da tendência. c) decomposição estrutural da sazonalidade. d) ruído ou perturbação aleatória resultante da decomposição estrutural da série.

Mas ao analisar dezembro de 2002 é possível perceber que a tendência da série se inverteu, tornando-se decrescente, muito devido ao nível de reservas apresentado, o que indicava que o câmbio e as contas do comércio exterior começavam a se equilibrar (BATISTA-JUNIOR, 2002).

De meados de 2003 a 2008, reduzidas as incertezas com relação à política econômica do novo governo Lula, a taxa de câmbio apresenta uma apreciação em sua trajetória, muito favorecida pela redução da taxa básica de juros norte-americana e a expansão econômica vivida pelo país (LESSA et al., 2009).

Mas em momentos de crise, os investidores tendem a aumentar suas demandas por dólar, uma vez que é um título do governo americano, considerado com risco zero e dessa forma o preço da moeda norte-americana aumenta, ou seja, o real é novamente desvalorizado. Foi exatamente isso que aconteceu na crise de 2008 (SALAMA, 2009). Mas diferentemente do que aconteceu em 2002 e 2003, o capital internacional especulativo realiza seus lucros no Brasil para cobrir os prejuízos no mercado externo, e não como outrora, por desconfiança sobre os pilares da economia brasileira.

Observa-se por fim, que a tendência futura é de um ambiente onde a taxa de câmbio permanece em patamares baixos e decrescentes. Outro ponto nessa figura é a sazonalidade do câmbio (figura 1c), mesmo de pequena escala, variando de -0,04 a 0,04 centavos, ela mostra o comportamento dos agentes no decorrer do ano. No primeiro semestre do ano, a sazonalidade não exerce efeito no câmbio no mês de janeiro, enquanto que de fevereiro a maio, há efeito negativo valorizando o Real frente ao Dólar.

No segundo semestre, o câmbio se desvaloriza atingindo o pico em agosto, devido à intensificação das compras de insumos e matérias-primas para a produção do fim de ano. Após, o câmbio retorna vagarosamente a estabilização. A parte aleatória (ruído) representa 20% do observado, ou seja, é possível inferir 80% sobre o comportamento da série da taxa de câmbio através da tendência e sazonalidade.

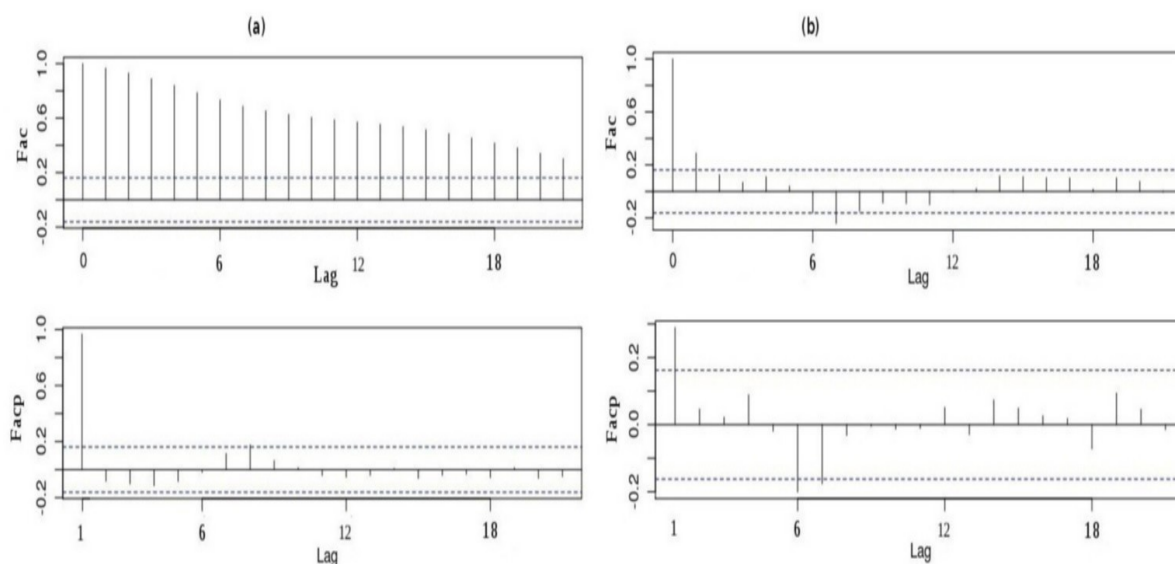


Figura 2. (a) Função de autocorrelação (Fac) e função de autocorrelação parcial (Facp) da série taxa de câmbio. (b) Função de autocorrelação (Fac) e função de autocorrelação parcial (Facp) após 1º diferença.

A função de autocorrelação (Fac) não indica decaimento exponencial, nem cortes bruscos em nenhum lag (defasagem) (figura 2a). A função de autocorrelação parcial (Facp), diagnostica autocorrelação forte de lag 1. Porém, a ausência de decaimento exponencial na

Fac mostra a existência de raiz unitária (não estacionaridade) na série, confirmado com o auxílio do teste de Dickey-Fuller Aumentado (p-valor = 0,4388) e Phillips-Perron (p-valor = 0,6956), a existência de raiz unitária necessitando exercer uma diferenciação na série para tentar torná-la estacionária.

Após tomada a primeira diferença da série, a *Fac* (figura 2b) demonstra um decaimento rápido, permanecendo pós *lag* 1 sem autocorrelações significativas, assim como ausente de cortes bruscos que denotaria a existência de alguma *MA* (*q*). Em adicional, observa-se que a aplicação da 1ª diferença resultou na existência de raiz unitária, seja observando a *Fac*, seja por ambos os testes de Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron (p-valor < 0,01). A *Facp* demonstrou a existência de estrutura de autocorrelação significativa na 1ª, 6ª e 7ª defasagem. Essa autocorrelação parcial no *lag* 7 pode ser espúria, mas por ser significativa analisaremos sua importância. Isto indica a existência de um possível modelo *ARIMA*(1,1,0) ou *ARIMA*(7,1,0).

Portanto, os modelos que foram estimados são um *ARIMA* (1,1,0) e *ARIMA* (7,1,0). Os principais resultados são encontrados na tabela 1 e figura 3.

O modelo *ARIMA* (1,1,0) possui um único parâmetro significativo, enquanto que o *ARIMA* (7,1,0) possui 7 parâmetros, porém somente o de primeira ordem e os de ordem sexta e sétima são significativos. Quanto aos critérios de seleção e avaliação do modelo, o *ARIMA* (7,1,0) apresentou-se melhor, possuindo um *AIC* menor do que em qualquer outra ordem autorregressiva escolhida (figura 3), além de *SMAPE* e *U*²-Theil menor em relação ao *ARIMA* (1,1,0).

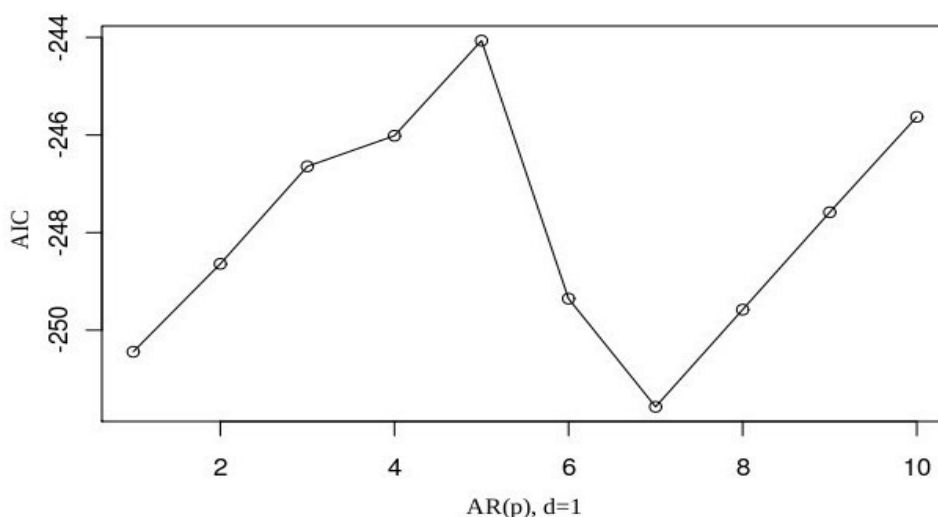


Figura 3. Comportamento do *AIC* ao aumentar a ordem autorregressiva do modelo.

Esses resultados indicam que o *ARIMA* (7,1,0) é um modelo parcimonioso e que possui maior precisão nas previsões das taxas de câmbio futuras. Portanto, a fraca correlação parcial de *lag* 7 possibilitou a construção de um melhor modelo.

Tabela 1. Principais resultados dos modelos *ARIMA*.

ORDEM AR(p)	<i>ARIMA</i> (1,1,0)	<i>ARIMA</i> (7,1,0)
	Parâmetros [IC = 95%]	Parâmetros [IC = 95%]
ϕ_1	0,3199 [0,1576; 0,4821]*	0,2552 [0,0838; 0,4266]*
ϕ_2	-	0,0554 [-0,1160; 0,2268]
ϕ_3	-	-0,0129 [-0,1891; 0,1633]
ϕ_4	-	0,1266 [-0,0466; 0,2997]

ϕ_5	-	0,0737 [-0,1008; 0,2481]
ϕ_6	-	-0,1812 [-0,3539; -0,0085]*
ϕ_7	-	-0,1821 [-0,3525; -0,0098]*
AIC	-250,44	-251,57
SMAPE (%)	2,8644	2,8303
U²-Theil	0,8786	0,8668

* Significativo ao nível de 5%

Na figura 4 está disposto o diagnóstico do modelo *ARIMA* (7,1,0). Os resíduos (a) estão bem distribuído ao longo do tempo, não demonstrando nenhuma estrutura de autocorrelação existente. O gráfico da Fac (b) não apresenta autocorrelação significativa em nenhuma defasagem, exceto na defasagem zero. Foi feito o teste de Ljung-Box, com diferentes defasagens para verificar se existia autocorrelação em alguma ordem dos resíduos e em todas as defasagens analisadas a estrutura de correlação serial não demonstrou ser significativa. Portanto o modelo *ARIMA* (7,1,0), obteve êxito em remover a estrutura de autocorrelação das observações.

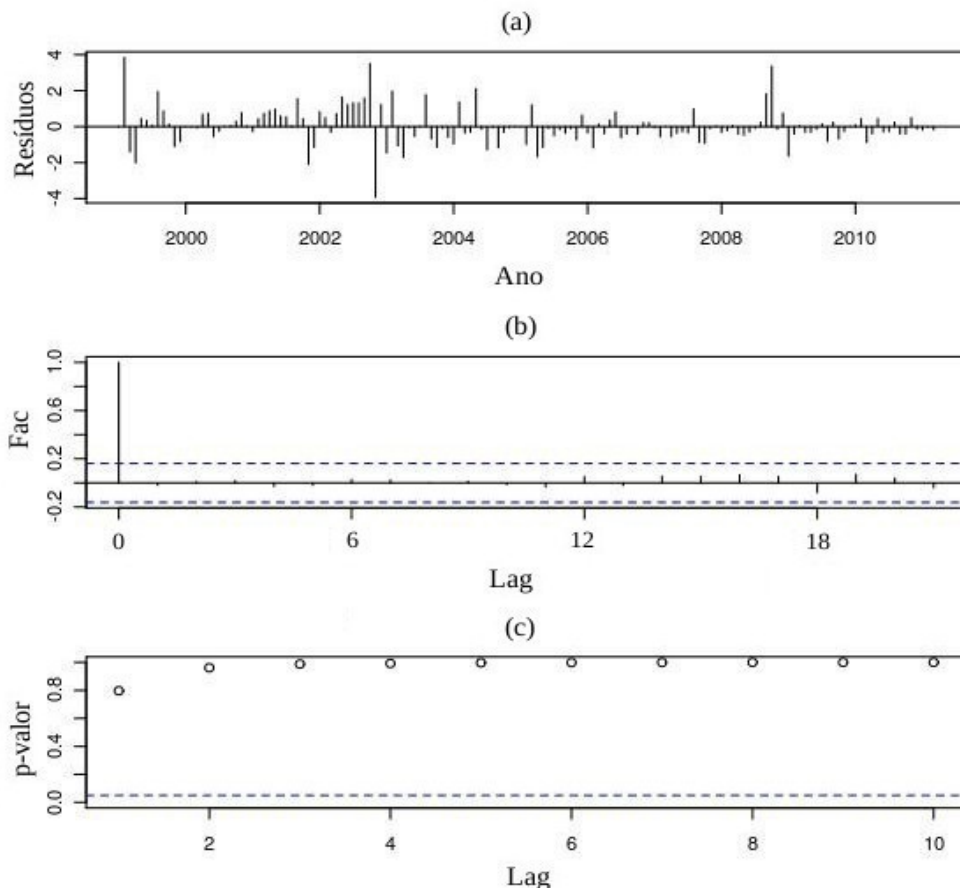


Figura 4. Diagnóstico dos resíduos do modelo *ARIMA* (7,1,0). (a) Resíduos do modelo. (b) Função de autocorrelação dos resíduos. (c) Teste de Ljung-Box dos resíduos do modelo.

Através do modelo estimado, foram feitas previsões 6 meses a frente para a taxa de câmbio, e são dispostos na tabela 2 e figura 5. Esta previsão possibilita, ao mesmo tempo que confirma a tendência apresentada na figura 1 de que a taxa de câmbio R\$/US\$ não sofrerá grandes alterações num futuro próximo. Esta permanecerá estável, dentro do patamar de 1,60

à 1,70.

Tabela 2. Principais resultados dos modelos *ARIMA* (7,1,0).

MESES	PREVISÃO (R\$/US\$)	I.C. = 95%	
		Inferior (R\$/US\$)	Superior (R\$/US\$)
Abril	1,6695	1,4803	1,8587
Maio	1,6689	1,3652	1,9726
Junho	1,6659	1,2659	2,0659
Julho	1,6703	1,1899	2,1507
Agosto	1,6765	1,1140	2,2390
Setembro	1,6819	1,0350	2,3288

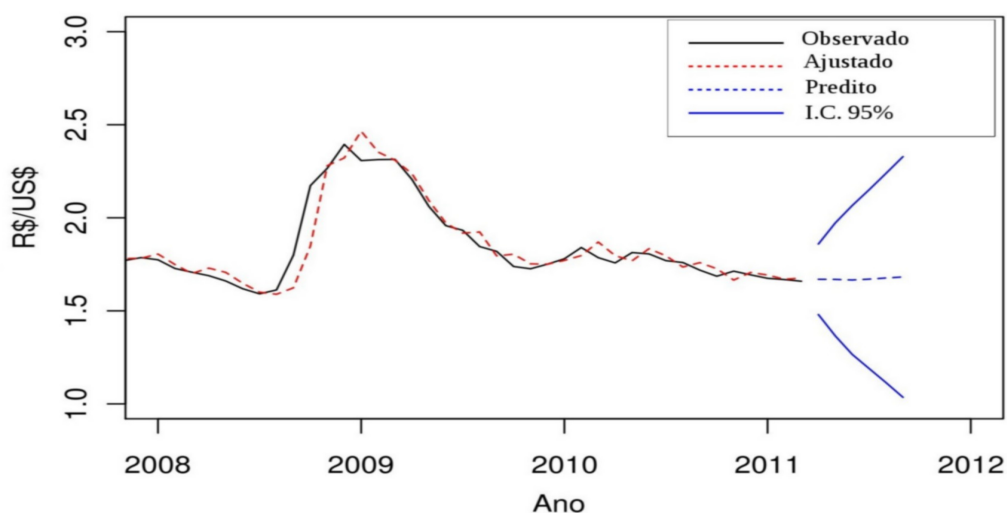


Figura 5. Previsão 6 meses a frente do modelo *ARIMA* (7,1,0).

4. Conclusão

Com a proposta da análise da série, seja através de acontecimentos históricos como pela decomposição, foi possível compreender de maneira empírica diversos fatores que ao longo desse período influenciaram na variabilidade da taxa de câmbio brasileira.

Utilizando a metodologia da família Box-Jenkins, foi possível identificar a ordem, com o apoio da função de autocorrelação e da autocorrelação parcial; estimar e selecionar o modelo mais apropriado através de critérios como o *AIC*, *SMAPE* e *U²-Theil*; diagnosticar através de testes como de Ljung-Box; e realizar a previsão 6 meses a frente, mostrando que a taxa de câmbio permanecerá estável no patamar de R\$/US\$ 1,60 a 1,70. Essa metodologia quando bem utilizada proporciona excelentes previsões.

Atualmente o valor do real em relação às moedas de seus principais parceiros comerciais já está mais valorizado que a média registrada em 1998. O comportamento da taxa de câmbio brasileira aponta para sobrevalorização crescente do real e, por conseguinte, perda de competitividade doméstica. Para amenizar este efeito negativo do câmbio, a obtenção de ganhos de produtividade na cadeia produtiva se faz necessária, entretanto não é algo que ocorre na mesma velocidade da valorização da moeda brasileira.

A série temporal da taxa de câmbio R\$/US\$ precisa ser melhor estudada através de modelos com memória longa (*ARFIMA*) dada a estrutura de autocorrelação apresentar decaimento fraco. Não obstante a família Box e Jenkins, esta precisa ser estudada em outros âmbitos, como diário e semanal e com modelos de amortecimento exponencial, tais como: Holt-Winters de múltiplos ciclos para o caso diário e semanal, Holt ou Peggels multiplicativo para o caso diário devido as altas oscilações e Holt ou Peggels com *dumped-trend*

(MAKRIDAKIS et al., 1983; TAYLOR, 2003; ESTEVES, 2003).

A taxa de câmbio R\$/US\$, foi do período de fevereiro de 1994 a janeiro 1999 administrada pelo sistema de bandas cambiais implementada pelo governo Itamar Franco e Fernando Henrique Cardoso. A administração fez-se necessária pela vinculação do câmbio a estabilidade econômica e monetária do Real nos períodos iniciais e devido a duras crises internacionais como a Asiática (1997) e da Rússia (1998-1999) (GREMAUD et al., 2005). Portanto, após janeiro de 99 o governo abandona o sistema de ancora cambial e com a flutuação da taxa de câmbio, foi possível a criação de importantes base de dados e a necessidade de cada vez mais, se desenvolver estudos empíricos para compreender o comportamento da taxa de câmbio brasileira.

5. Bibliografia

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 1974. 19 (6): 716–723.

BATISTA-JUNIOR, P. N. Vulnerabilidade externa da economia brasileira. *In: Estudos Avançados*, v.16, n.45, 2002, p.173-85.

BCB. *Taxa de câmbio R\$/US\$ mensal: período 1999-2011*. Brasília, Março 2011.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day, 1976.

BRESSER-PEREIRA, L. C. *Exchange rate, fix, float or manage it?* Preface to Mathias Vernengo, ed. *Financial integration or dollarization: no panacea*. Cheltenham: Edward Elgar, 2006.

ESTEVES, G. R. T. *Modelos de Previsão de Carga de Curto Prazo*. Dissertação de Mestrado, DEE, PUC-RIO, 2003.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley, 1995.

FAVA, V. L.; ALVES, D.C.O. Indicadores de movimentação econômica, Plano Real e análise de intervenção. *Revista Brasileira de Economia*, 51(1):133-143. Rio de Janeiro, 1997.

GARCIA, M. G. P. Política Monetária e Cambial: Algumas Lições do Período 1991- 1994. *Estudos Econômicos* Vol. 25(3):329-353. São Paulo, 1995.

GREMAUD, A.; VASCONCELOS, M. A. S.; TONETO Jr., R. *Economia Brasileira Contemporânea*. 6 ed. Rio de Janeiro: Atlas, 2005.

HAMILTON, J. *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *Economia Internacional: Teoria e Política*. 4. ed. São Paulo: Makron Books, 2001.

LESSA, A. C.; COUTO, L. F.; FARIAS, R. S. Política externa planejada: os planos plurianuais e a ação internacional do Brasil, de Cardoso a Lula (1995-2008). *Revista Brasileira de Política Internacional*, 2009. 52 (1): 89-109

MAKRIDAKIS, S.; HIBON, M. The M3-Competition: results, conclusions and implications.

- International Journal of Forecasting*, 2000. 16, 451-476.
- MAKRIDAKIS, S. ; WHEELWRIGHT, S. C.; McGEE, V. E. *Forecasting: Methods and Applications*, 2 ed, New York: John Wiley & Sons, 1983.
- MENDONÇA, H. F. Metas para a Taxa de Câmbio. *Revista de Economia Política*, vol. 2, n. 1 (85), 2002.
- MONTGOMERY, D. C., JOHNSON, L. A. e GARDINER, J. S. *Forecasting and Time Series Analysis*, 2 ed., New York: McGraw-Hill, 1990.
- MORETTIN, P. A. *Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras*. São Paulo: ABE, 2006.
- MORETTIN, P. A.; TOLÓI, C. M. C. *Previsão de séries temporais*. 2 ed. São Paulo: Atual Editora, 1985.
- PAULANI, L. M. Brasil Delivery: A Política Econômica do Governo Lula. *Revista de Economia Política*, vol. 23, n. 4 (92), 2003.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2011. URL <http://www.R-project.org>.
- RAMOS, L.; BRITTO, M. O funcionamento do mercado e trabalho metropolitano brasileiro no período 1991-2002: tendências, fatos estilizados e mudanças estruturais. Rio de Janeiro, IPEA, 2004 (Texto para Discussão, 1.011).
- ROSSI, J. W. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. 21 (2), 1991. 397-412.
- SAID, S. E.; DICKEY D. Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving-Average Models with Unknown Order. *Biometrika* 71, 1984. 599-607.
- SALAMA, P. Argentina, Brasil e México diante da crise internacional. *Revista Estudos Avançados* (23) 65, 2009.
- SOUZA, R. C.; CAMARGO, M. E. *Análise e Previsão de Séries Temporais: Os Modelos ARIMA*, Santa Maria: Sedigraf, 1996.
- SOUZA, G. P.; SAMOHYL, R. W; MIRANDA, R. G. *Modelos simplificados de previsão empresarial*. Rio de Janeiro: Editora Ciência Moderna, 2007.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON P. Testing for Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrika* (75), 1988. 335-346.
- TAYLOR, J. W. Exponential smoothing with a dumped multiplicative trend. *International Journal of Forecast* (4) 7, 2003. 713-725.
- WILLIAMSON, J. *Exchange rate policy and development*. Presented in Initiative for Policy Dialogue Task Force on Macroeconomics. New York: Columbia University, 2003.

6. Agradecimentos

Os autores agradecem ao CNPq pelo apoio financeiro concedido e a UFRRJ por toda a ajuda institucional.