

---

# MODELAGEM ECONÔMETRICA TEMPORAL DOS ÍNDICES INCC E IGPM: UMA EXPLICAÇÃO PARA A REDUÇÃO DAS DIMENSÕES DOS IMÓVEIS E O AUMENTO DOS SEUS PREÇOS

---

ARTIGO

*Luiz Paulo Lopes Fávero*

Mestrando em Administração de Empresas pelo Programa de Pós-graduação em Administração da FEA/USP. Professor e Pesquisador Associado do Programa de Administração de Varejo (PROVAR), da Fundação Instituto de Administração (FIA), e Professor do MBA Varejo da FIA  
*E-mail: lpfaver@usp.br*

*Claudio Felisoni de Angelo*

Professor Titular da FEA/USP  
Presidente da Fundação Instituto de Administração (FIA) e Coordenador Geral do Programa de Administração de Varejo (PROVAR)  
*E-mail: cfa@usp.br*

## RESUMO

Este artigo analisa dois índices econômicos, o INCC e o IGPM, valendo-se do instrumental econométrico de séries temporais. O estudo tem como objetivo principal a modelagem da evolução acumulada desses índices, a fim de explicar a redução das dimensões dos imóveis residenciais em lançamento e o aumento de seu preço, como observado nos últimos anos. Para a construção dos modelos de previsão foram utilizadas primeiramente técnicas para a verificação de existência de raízes unitárias em cada uma das séries e, por fim, técnicas para a determinação de modelos temporais, mais conhecidos como modelos ARIMA. A partir da definição dos modelos, as funções de previsão para cada uma das séries foram determinadas e, conseqüentemente, as mudanças por que tem passado o mercado imobiliário de lançamentos residenciais puderam ser explicadas.

**Palavras-chave:** Modelagem Econométrica; Séries Temporais; Raiz Unitária; ARIMA; Mercado Imobiliário.

## ABSTRACT

*This article deals with the analysis of two economic indices, the INCC (Index of National Civil Construction) and the IGPM (Market General Price Index) using time series econometric instruments. The focus is on the modeling of the cumulative evolution of these indices in order to explain the*

*reduced area of new residential real estate offers accompanied by an increase in prices during recent years. For the design of the forecast models, initially unit roots verification techniques were used for each of the series and finally techniques for the determination of time series models, better known as ARIMA models were utilized. Forecast functions for each of the series were determined beginning with the definition of the models to explain these changes in the market of new residential real estate offerings during this time.*

**Key-words:** *Econometric Models; Time Series; Unit Root; ARIMA; Real Estate.*

## 1. INTRODUÇÃO

O mercado imobiliário de municípios como São Paulo tornou possível a observação, ao longo dos últimos anos, da redução mais do que proporcional das dimensões dos apartamentos residenciais em relação ao seu preço. E muito tem-se discutido sobre esse fato, com a apresentação das mais diversas justificativas, quer de ordem especulativa, quer de natureza espacial, já que terrenos localizados em distritos mais centrais e valorizados estão cada vez mais escassos.

Por outro lado, pouco tem-se discutido sobre a própria natureza das construções, que utilizam cada vez mais materiais modernos e inovadores, além do fato de que cerca de 20% do orçamento de um edifício residencial padrão é representado por materiais como cimento e aço, *commodities*

fornecidas por grandes grupos oligopolistas, com alto poder de mercado.

Além disso, há o consumidor que vê, ano após ano, os apartamentos ficarem cada vez mais caros, com tecnologias e materiais mais modernos, e com áreas cada vez menores. E esse mesmo consumidor, que fazia contas e percebia que para adquirir um apartamento com determinada área e características precisava acumular seu salário durante uma quantidade específica de meses (ou anos), atualmente faz as mesmas contas e percebe que a aquisição de um apartamento na mesma localidade, com mesma área e características (ou muito próximas), requer a acumulação do mesmo salário por um período bem maior, o que, por vezes, torna inviável a compra.

Neste artigo, a análise de dois índices econômicos, o IGPM e o INCC, é feita com vistas na relação entre eles e na expectativa de crescimento. Os resultados permitem observar, principalmente: o poder de adequação das funções temporais dos índices a partir de modelos econométricos; se os resultados referentes à relação entre os índices são satisfatórios para determinar suas expectativas de evolução e, finalmente, se a evolução desses índices explica o fato de o crescimento dos preços dos imóveis ser superior ao respectivo incremento de área, ao longo dos últimos anos.

Este estudo inicia-se com uma breve apresentação dos índices econômicos IGPM e INCC; em seguida, aborda o conceito de séries temporais e funções de previsão e, na sequência, apresenta uma discussão sobre os dados coletados. Posteriormente, na parte 5, os resultados são calculados e apresentados, bem como as expectativas de evolução dos índices. A explicação prática dos resultados e as possibilidades de estudos futuros são discutidas na conclusão.

## 2. OS ÍNDICES ECONÔMICOS IGPM E INCC

Elaborado pela Fundação Getúlio Vargas, o IGPM é calculado mensalmente. Este indicador foi concebido para balizar as correções de alguns títulos emitidos pelo Tesouro Nacional e os depósitos bancários com renda pós-fixada acima de um ano, e registrar o ritmo evolutivo de preços como medida de síntese da inflação nacional.

Já o INCC afere a evolução dos custos de construções habitacionais. É uma estatística contínua, de periodicidade mensal, e é calculado entre o primeiro e o último dia do mês. Sua divulgação teve início em fevereiro de 1985. O INCC tem a finalidade de medir o ritmo evolutivo dos preços dos materiais de construção, serviços e mão-de-obra.

## 3. REVISÃO DA LITERATURA

Um dos maiores desafios dos econométricos quando da análise de séries temporais é o desenvolvimento de modelos simples, capazes de fornecer previsões e de testar hipóteses com base em dados econômicos. A utilização da análise de séries temporais com dados passados representa um auxílio à previsão (ENDERS, 1995: 63-99), além de fornecer explicações a respeito de fenômenos efetivos já ocorridos. Um econométrico procura identificar e estimar o modelo mais eficiente a partir dos dados coletados.

Na prática, os estudiosos e pesquisadores de séries temporais de dados econômicos têm uma longa história de previsões. Uma de suas principais tarefas é a elaboração de previsões em séries macro e microeconômicas para governos, negócios e indústrias; com o desenvolvimento de técnicas cada vez mais sofisticadas de previsão, aliado ao desenvolvimento tecnológico da informática, novos *softwares* têm surgido especificamente para o auxílio na determinação de funções de previsão.

Uma série temporal é uma representação de valores numéricos no tempo, onde as observações estão igualmente espaçadas, em intervalos horários, diários, mensais, trimestrais ou anuais. A distinção crítica que se faz entre séries temporais e séries *cross-section* estabelece que nesta última se assume que os dados são aleatoriamente provenientes de uma amostra representativa de uma população. Em outras palavras, os dados provenientes de uma *cross-section* são independentes uns dos outros. Portanto, um valor relativamente alto de um dado pode não dizer nada a respeito do valor de outro. Por outro lado, as análises de séries temporais têm mostrado dependência entre os dados e a existência de correlação entre eles ao longo do tempo (PICKETT, 2000).

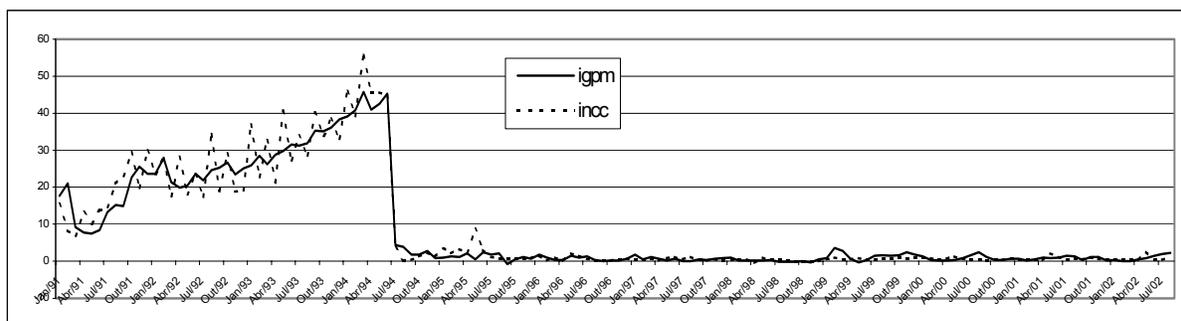
Como os dados de séries temporais não são aleatoriamente coletados a partir de uma amostra, é

necessária a utilização de métodos estatísticos específicos para a sua análise. Desta forma, a análise de séries temporais explora a não independência dos dados, o que não é feito, por exemplo, pelas técnicas de mínimos quadrados ordinários (PICKETT, 2000).

#### 4. COLETA DE DADOS E MÉTODO EMPREGADO

A análise feita neste artigo refere-se aos dados históricos de duas séries temporais: a série do IGPM e a série do INCC. Tais dados mensais foram coletados a partir de janeiro de 1991, até agosto de 2002, o que representa 140 pontos, que podem ser observados no gráfico a seguir:

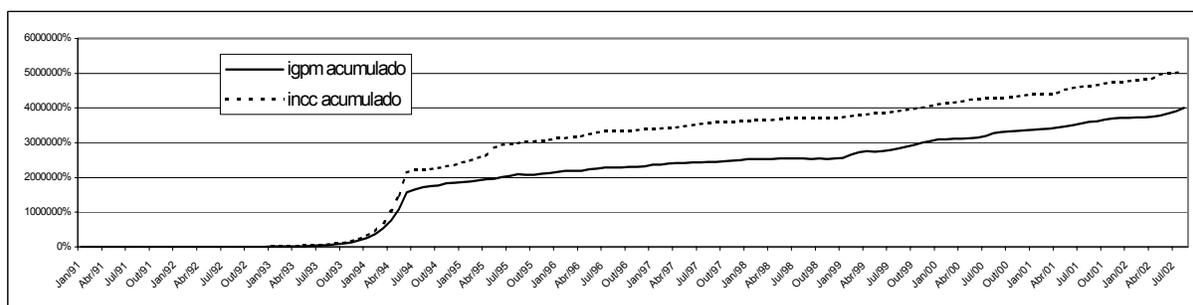
Gráfico 1: Séries históricas de IGPM e INCC.



Este estudo trata, especificamente, da análise cumulativa dos efeitos dos índices IGPM e INCC, e da relação entre eles. Como estes índices são efetivos, a acumulação de cada um deles no tempo

obedece ao conceito de juros compostos. A seguir, é apresentado o gráfico de evolução acumulada dos índices IGPM e INCC, no período de janeiro de 1991 a agosto de 2002:

Gráfico 2: Séries históricas acumuladas de IGPM e INCC.



Primeiramente, pode-se observar que em ambas as séries existe uma quebra estrutural, que ocorre em julho de 1994, em razão da estabilidade econômica gerada pelo Plano Real.

Além disso, uma forte correlação entre os índices pode ser percebida pela análise visual dos dados plotados, o que também já era de esperar, uma vez que o INCC é um dos três índices que compõem o

Índice Geral de Preços, representando 10% deste, ficando 60% da ponderação com o IPA (Índice de Preços do Atacado) e 30% com o IPC (Índice de Preços ao Consumidor).

Quando da análise de uma série temporal, deve-se primeiramente analisar a existência de raízes unitárias (ENDERS, 1995: 212-225), já que, se essa existência for detectada, o movimento é browniano,

ou seja, não estacionário. Os testes de raízes unitárias têm sido utilizados para investigar a hipótese de equilíbrio para séries temporais (ALTONJI e ASHENFELTER, 1980).

A ordem da diferenciação é freqüentemente determinada na prática pela inspeção visual da função de autocorrelação e dos dados plotados (DICKEY e PANTULA, 1987). Assim sendo, apresentam-se a seguir os correlogramas ACF e PACF para cada uma das séries acumuladas, com o intuito de verificar a existência de raiz unitária pela sua análise.

**Tabela 1: Correlograma ACF e PACF para o IGPM acumulado.**

Lag	ACF	PACF
1	0.961	0.961
2	0.924	0.018
3	0.890	0.006
4	0.857	0.005
5	0.825	0.002
6	0.794	-0.016
7	0.761	-0.025
8	0.729	-0.025
9	0.695	-0.025
10	0.662	-0.023
11	0.629	-0.019
12	0.597	-0.002
13	0.566	-0.017
14	0.536	0.005
15	0.506	-0.013
16	0.477	-0.011
17	0.449	-0.008
18	0.421	-0.012
19	0.394	-0.011
20	0.367	-0.021
21	0.339	-0.020
22	0.312	-0.023
23	0.284	-0.019
24	0.257	-0.024
25	0.230	-0.008
26	0.206	0.004
27	0.182	-0.006
28	0.159	-0.013
29	0.135	-0.022
30	0.111	-0.021
31	0.088	-0.016
32	0.064	-0.028
33	0.041	-0.012
34	0.020	-0.005
35	0.000	0.002
36	-0.018	0.002

Da mesma forma, apresenta-se a seguir o correlograma para a série do INCC acumulado.

**Tabela 2: Correlograma ACF e PACF para o INCC acumulado.**

Lag	ACF	PACF
1	0.958	0.958
2	0.915	-0.031
3	0.871	-0.039
4	0.826	-0.026
5	0.785	0.013
6	0.743	-0.028
7	0.703	-0.006
8	0.663	-0.015
9	0.625	-0.004
10	0.588	-0.012
11	0.558	0.058
12	0.530	0.010
13	0.502	-0.021
14	0.475	-0.019
15	0.447	-0.013
16	0.421	-0.005
17	0.397	0.009
18	0.373	-0.015
19	0.349	-0.008
20	0.325	-0.022
21	0.302	-0.003
22	0.279	-0.013
23	0.258	0.003
24	0.237	-0.007
25	0.216	-0.017
26	0.196	-0.020
27	0.174	-0.018
28	0.153	-0.016
29	0.133	-0.003
30	0.113	-0.015
31	0.093	-0.017
32	0.074	-0.012
33	0.056	-0.001
34	0.039	-0.010
35	0.022	-0.004
36	0.008	0.001

Com base nos correlogramas acima apresentados não se pode afirmar com clareza a existência de raiz unitária em cada uma das séries estudadas, uma vez que o correlograma para um modelo auto-regressivo de ordem 1 (AR(1)) assemelha-se muito ao correlograma de uma série com comportamento browniano, ou seja, ACF em ambos os casos apresenta-se com decaimento exponencial suave, e PACF em ambos os casos apresenta-se com valor próximo de 1 na defasagem 1 e valores próximos a zero nas demais defasagens (ENDERS, 1995: 251-261). E são justamente essas características que podem ser observadas nas tabelas 1 e 2.

Os testes para verificação da existência de raízes unitárias simplesmente efetuam um procedimento menos subjetivo que a análise visual, porém sem

ignorá-la, já que esta se comporta como uma ferramenta útil (DICKEY e PANTULA, 1987).

Desta forma, é necessária a aplicação dos testes para verificação da existência de raízes unitárias. Para tanto, deseja-se evitar o teste inicial para apenas uma raiz unitária antes de fazê-lo para um número maior de raízes unitárias; em outras palavras, não se deseja elaborar um teste para a verificação da existência de uma raiz unitária até que se elimine a possibilidade de existência de mais de uma raiz unitária (DICKEY e PANTULA, 1987).

Neste teste, preferiu-se adotar o caso em que se considera uma constante e uma tendência linear, uma vez que as opções em que nenhuma delas ocorre ou somente a constante ocorre são casos especiais da especificação mais geral. Por outro lado, a inclusão de regressores irrelevantes reduz o poder do teste de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária (HAMILTON, 1994). Neste caso, como as séries acumuladas aparentam ter uma tendência e uma constante, adotou-se essa opção.

A aplicação do teste foi efetuada por meio do *software* Eviews, que inicialmente verificou a existência de duas raízes unitárias. Se o teste rejeitar a hipótese de existência de duas raízes unitárias, é então necessária a sua aplicação para a verificação da existência de uma raiz unitária. Por fim, se o teste rejeitar a existência de uma raiz unitária, pode-se concluir que a série estudada é estacionária. De uma forma geral, o teste compara a hipótese nula de  $k$  raízes unitárias com a alternativa da existência de  $k-1$  raízes unitárias. E a cada vez que a hipótese nula é rejeitada, diminui-se  $k$  em uma unidade e aplica-se o teste novamente. Assim que a hipótese nula é aceita, pára-se o procedimento. Neste artigo, adotou-se  $k$  inicial igual a 2.

A seguir, são apresentados os resultados do teste para a hipótese nula de duas raízes unitárias, para as séries IGPM acumulado e INCC acumulado. Tomou-se o cuidado inicial de analisar as séries apenas após a quebra estrutural existente, já que esta pode influenciar de maneira errônea os resultados do teste (ENDERS, 1995: 243-251).

**Tabela 3: Resultados do teste para verificação da existência de duas raízes unitárias.**

Período testado	Julho/1994 a Agosto/2002
IGPM acumulado	-10,70453 *
INCC acumulado	-14,75583 *

\* rejeita-se a hipótese nula de duas raízes unitárias para um valor crítico de 1%.

Como pode ser analisado na tabela 3, para ambas as séries a hipótese nula de duas raízes unitárias foi rejeitada. Na sequência é efetuado o teste para a verificação da hipótese nula de uma raiz unitária. Os resultados para as séries acumuladas dos dois índices são apresentados a seguir.

**Tabela 4: Resultados do teste para verificação da existência de uma raiz unitária.**

Período testado	Julho/1994 a Agosto/2002
IGPM acumulado	-5,026007 *
INCC acumulado	-6,768488 *

\* rejeita-se a hipótese nula de uma raiz unitária para um valor crítico de 1%.

A seguir é efetuado o teste em nível para as séries IGPM acumulado e INCC acumulado.

**Tabela 5: Resultados do teste para verificação da existência de uma raiz unitária.**

Período testado	Julho/1994 a Agosto/2002
IGPM acumulado	-3,460215 **
INCC acumulado	-3,980175 **

\* rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para um valor crítico de 5%.

Pela análise das Tabelas 3, 4 e 5, pode-se concluir que as séries IGPM acumulado e INCC acumulado não apresentam raízes unitárias, mas características de estacionariedade (DICKEY e FULLER, 1979) no período analisado, o que, portanto, torna viável a aplicação dos métodos de modelagem ARMA e estudos de função de previsão (BOX e JENKINS, 1976). A seguir serão analisados alguns modelos ARMA capazes de explicar o comportamento das séries estudadas.

## 5. DETERMINAÇÃO DOS RESULTADOS

A modelagem de cada uma das séries pode ser elaborada por meio dos métodos ARMA. Deve-se tomar o cuidado de modelar apenas os dados posteriores à quebra estrutural, já que os dados anteriores a junho de 1994 pouco representam na estimação de um modelo com base no qual se deseja elaborar uma função de previsão para os meses subsequentes a agosto de 2002. Assim sendo, melhor será a função de previsão, ou seja, menores

serão os erros, quando os dados anteriores a uma quebra estrutural não estiverem sendo considerados na modelagem ARMA (ENDERS, 1995: 243-251). Por outro lado, futuras quebras estruturais podem ocorrer, fato que torna muito difícil o sucesso de qualquer previsão, já que os problemas de uma previsão são justamente as rupturas.

A seguir, são apresentados os resultados da aplicação dos modelos ARMA para as duas séries acumuladas, a partir de julho de 1994.

**Tabela 6: Modelos ARMA para as séries acumuladas IGPM acumulado e INCC acumulado (julho/1994 a agosto/2002).**

	IGPM					INCC				
	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	ARMA(1,1)	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	ARMA(1,1)
<b>Coef.</b>	1,0074	1,0147			1,0074	1,0089	1,0173			1,0089
			0,9762	0,9616	0,5290			0,9770	0,9631	0,2964
<b>p-value</b>	0,0000	0,0000			0,000	0,0000			0,0000	0,0000
			0,0000	0,0000	0,000		0,0000	0,0000		0,0032
<b>AIC</b>	22,832	23,913	31,190	31,214	22,529	23,544	24,589	31,803	31,824	23,442
<b>SBC</b>	22,858	23,939	31,216	31,240	22,582	23,571	24,616	31,829	31,851	23,495

A partir da análise da Tabela 6 pode-se notar, pela observação do *p-value*, que qualquer modelo é estatisticamente significativo para as duas séries. Vários critérios de seleção de modelos existem e apresentam um *trade off* entre a redução da soma dos quadrados dos resíduos e o modelo mais parcimonioso. Os critérios mais comumente utilizados são o *Akaike information criterion* (AIC) e o *Schwartz Bayesian criterion* (SBC), e a escolha

do modelo se dará pelos menores valores de AIC e SBC, entre os possíveis modelos analisados (ENDERS, 1995: 95-106).

Logo, dois modelos podem ser escolhidos, já que apresentam AIC e SBC baixos e muito próximos, o que faz com que melhor interpretem o comportamento das séries acumuladas do IGPM e do INCC para o período compreendido entre julho de 1994 e agosto de 2002.

### I) Modelo AR(1):

IGPM acumulado:  $IGPMac_t = 1,0074 \times IGPMac_{t-1} + e_t$

INCC acumulado:  $INCCac_t = 1,0089 \times INCCac_{t-1} + e_t$

Com base nos modelos obtidos para as séries IGPM acumulado e INCC acumulado (após a quebra estrutural de junho de 1994) podem-se agora determinar as funções de previsão para cada um dos modelos. Assim:

a) IGPM acumulado:

$$IGPMac_t = 1,0074 \times IGPMac_{t-1} + e_t$$

$$IGPMac_1 = 1,0074 \cdot IGPMac_0 + e_1$$

$$IGPMac_2 = 1,0074 \cdot IGPMac_1 + e_2 = (1,0074)^2 \cdot IGPMac_0 + 1,0074 \cdot e_1 + e_2$$

$$IGPMac_3 = 1,0074 \cdot IGPMac_2 + e_3 = (1,0074)^3 \cdot IGPMac_0 + (1,0074)^2 \cdot e_1 + 1,0074 \cdot e_2 + e_3$$

$$IGPMac_t = (1,0074)^t .IGPMac_0 + e_t + \sum_{i=1}^{t-1} (1,0074)^i .e_{t-i}$$

Logo, a atualização da solução para um período futuro t+s pode ser escrita como sendo:

$$IGPMac_{t+s} = (1,0074)^s .IGPMac_t + e_{t+s} + \sum_{i=1}^{t+s-1} (1,0074)^i .e_{t+s-i}$$

De onde vem que a função de previsão é dada por:

$$E_t[IGPMac_{t+s}] = (1,0074)^s .IGPMac_t \quad \text{equação (I)}$$

b) INCC acumulado:

$$INCCac_t = 1,0089 \times INCCac_{t-1} + e_t$$

$$INCCac_1 = 1,0089 .INCCac_0 + e_1$$

$$INCCac_2 = 1,0089 .INCCac_1 + e_2 = (1,0089)^2 .INCCac_0 + 1,0089 .e_1 + e_2$$

$$INCCac_3 = 1,0089 .INCCac_2 + e_3 = (1,0089)^3 .INCCac_0 + (1,0089)^2 .e_1 + 1,0089 .e_2 + e_3$$

$$INCCac_t = (1,0089)^t .INCCac_0 + e_t + \sum_{i=1}^{t-1} (1,0089)^i .e_{t-i}$$

Logo, a atualização da solução para um período futuro t+s pode ser escrita como sendo:

$$INCCac_{t+s} = (1,0089)^s .INCCac_t + e_{t+s} + \sum_{i=1}^{t+s-1} (1,0089)^i .e_{t+s-i}$$

De onde vem que a função de previsão é dada por:

$$E_t[INCCac_{t+s}] = (1,0089)^s .INCCac_t \quad \text{equação (II)}$$

## II) Modelo ARMA(1,1):

$$\text{IGPM acumulado: } IGPMac_t = 1,0074 \times IGPMac_{t-1} + e_t + 0,5290 \times e_{t-1}$$

$$\text{INCC acumulado: } INCCac_t = 1,0089 \times INCCac_{t-1} + e_t + 0,2964 \times e_{t-1}$$

Com base nos modelos obtidos para as séries IGPM acumulado e INCC acumulado (após a quebra estrutural de junho de 1994) podem-se agora determinar as funções de previsão para cada um dos modelos. Como os coeficientes de  $IGPMac_{t-1}$  e  $INCCac_{t-1}$  são muito próximos de 1, apresentam-se as funções de previsão para as séries, considerando-os agora iguais a 1. Assim:

$$\text{a) IGPM acumulado: } IGPMac_t = IGPMac_{t-1} + e_t + 0,5290 \times e_{t-1}$$

$$IGPMac_1 = IGPMac_0 + e_1 + 0,5290 .e_0$$

$$IGPMac_2 = IGPMac_1 + e_2 + 0,5290 .e_1 = IGPMac_0 + 0,5290 .e_0 + 1,5290 .e_1 + e_2$$

$$IGPMac_3 = IGPMac_2 + e_3 + 0,5290 .e_2 = IGPMac_0 + 0,5290 .e_0 + 1,5290 .e_1 + 1,5290 .e_2 + e_3$$

$$IGPMac_t = IGPMac_0 + e_t + 1,5290 \cdot \sum_{i=1}^{t-1} e_i + 0,5290 \cdot e_0$$

Logo, a atualização da solução para um período futuro t+s pode ser escrita como sendo:

$$IGPMac_{t+s} = IGPMac_t + e_{t+s} + 1,5290 \cdot \sum_{i=t+1}^{t+s-1} e_i + 0,5290 \cdot e_t$$

De onde vem que a função de previsão é dada por:

$$E_t[IGPMac_{t+s}] = IGPMac_t + 0,5290 \cdot e_t \quad \text{equação (III)}$$

b) INCC acumulado:  $INCCac_t = INCCac_{t-1} + e_t + 0,2964 \times e_{t-1}$

$$INCCac_1 = INCCac_0 + e_1 + 0,2964 \cdot e_0$$

$$INCCac_2 = INCCac_1 + e_2 + 0,2964 \cdot e_1 = INCCac_0 + 0,2964 \cdot e_0 + 1,2964 \cdot e_1 + e_2$$

$$INCCac_3 = INCCac_2 + e_3 + 0,2964 \cdot e_2 = INCCac_0 + 0,2964 \cdot e_0 + 1,2964 \cdot e_1 + 1,2964 \cdot e_2 + e_3$$

$$INCCac_t = INCCac_0 + e_t + 1,2964 \cdot \sum_{i=1}^{t-1} e_i + 0,2964 \cdot e_0$$

Logo, a atualização da solução para um período futuro t+s pode ser escrita como sendo:

$$INCCac_{t+s} = INCCac_t + e_{t+s} + 1,2964 \cdot \sum_{i=t+1}^{t+s-1} e_i + 0,2964 \cdot e_t$$

De onde vem que a função de previsão é dada por:

$$E_t[INCCac_{t+s}] = INCCac_t + 0,2964 \cdot e_t \quad \text{equação (IV)}$$

## 6. CONCLUSÃO

Pela análise das equações (I) e (II), que representam as funções de previsão para a séries acumuladas do IGPM e do INCC a partir de julho de 1994, obtidas da aplicação do modelo AR(1), pode-se perceber que o valor de previsão do INCC acumulado é o último valor observado, multiplicado pelo coeficiente (1,0089) elevado à defasagem de previsão desejada. O mesmo ocorre com o IGPM acumulado, só que, neste, o coeficiente que é elevado à defasagem é menor (1,0074), o que explica o fato de o INCC acumulado apresentar um descolamento positivo em relação ao IGPM acumulado. Isso pode demonstrar a redução das áreas dos imóveis ao longo dos últimos anos, para preços de venda de mesma grandeza; ou, em outras

palavras, o aumento dos preços de lançamento de imóveis que apresentam mesma área.

Pelas equações (III) e (IV), obtidas pela aplicação do modelo ARMA(1,1), pode-se perceber que o melhor valor de previsão para qualquer um dos índices é o último valor observado, acrescido de um erro aleatório também ocorrido no último período observado. Dessa forma, o descolamento positivo do INCC acumulado em relação ao IGPM acumulado pode ser explicado justamente pelo fato de a componente responsável por uma parte da evolução do IGPM acumulado ser aleatória (irregular) e de maior intensidade do que na evolução do INCC acumulado. Ou seja, o IGPM acumulado depende menos do último valor observado proporcionalmente ao erro, se comparado ao INCC acumulado. E por essa óptica pode-se também explicar, em consequência, o aumento

relativo dos preços dos imóveis residenciais (materiais de construção civil variam de acordo com o INCC) em relação ao poder de compra desses imóveis, pelo consumidor, ao longo do tempo.

As análises de séries temporais e de funções de previsão têm sido muito utilizadas para explicar fenômenos econômicos já ocorridos e estudar a sua evolução. Neste artigo, os dados obtidos permitiram a observação do poder de adequação das funções temporais dos índices a partir de modelos econométricos e, felizmente, os resultados referentes à relação entre os índices são satisfatórios para que se determinem suas expectativas de evolução. Ademais, a adequação dos modelos permitiu que se chegasse a funções de previsão coerentes, que, se aplicadas aos dados já ocorridos, explicam o fato de o crescimento dos preços dos imóveis ser superior ao respectivo incremento de área.

Por outro lado, muito ainda deve ser estudado sobre esse fenômeno, já que este estudo utilizou apenas uma abordagem econométrica.

Embora os resultados apresentados neste artigo ofereçam alguma contribuição quanto às definições, é necessário dar continuidade ao assunto, uma vez que não se utilizaram, com certeza, todos os possíveis conceitos que podem vir a explicar o fenômeno em questão, como aqueles relacionados ao crescimento acelerado das cidades e à escassez cada vez maior de terrenos e imóveis em localidades centrais. Desta maneira, o assunto é realmente vasto, e deve ser visto como um subsídio para a questão social relacionada à moradia e à oferta de imóveis.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALTONJI, J.; ASHENFELTER, O. Wage movements and the labor market equilibrium hypothesis. *Economica*, London: London School of Economics and Political Science, n. 47, p. 217-245, 1980.
- BOX, G.; JENKINS, G. *Time series analysis, forecasting and control*. San Francisco: Holden Day, 1976.
- DICKEY, D.; PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Economic Statistics*,

[S.l.]: American Statistical Association, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.

- DICKEY, D.; FULLER, W.A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Boston : Lancaster Press, n. 74, p. 427-431, 1979.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- HAMILTON, J.D. *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- PICKETT, J. C.; REILLY, D.; MCINTYRE, R. The necessary and sufficient conditions for an efficient time series model. University of Arkansas at Little Rock: Department of Economics and Finance. *Working Paper*, Disponível em: <<http://www.autobox.com/reviews.html>> Acesso em: 13 de janeiro de 2003.