



O IBOVESPA E O CÂMBIO NOS DEZ ANOS DE TAXA FLUTUANTE

*JOSÉ WELISSON ROSSI**

1 INTRODUÇÃO

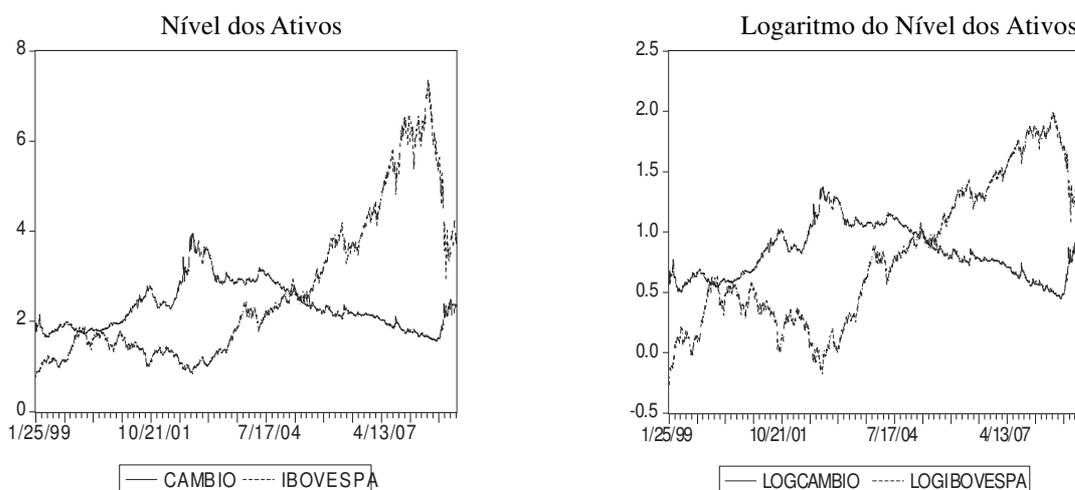
O objetivo principal deste estudo é comparar o comportamento das séries dos ativos taxa de câmbio e valor das ações das empresas dado pelo IBOVESPA. A fonte dos dados é o Ipea.gov.br. São diárias as informações e o período analisado vai de 25 de Janeiro de 1999 a 25 de Janeiro de 2009 (ou seja, durante os 10 anos do regime de câmbio flutuante). A taxa de câmbio é definida como sendo real/dólar e o IBOVESPA (índice de fechamento) foi dividido por 10000 para situar os seus valores em escala comparável aos da taxa de câmbio.

A Figura 1 mostra as trajetórias dos dois ativos, tanto em níveis quanto em logaritmo dos níveis. Note-se que as duas séries convergem inicialmente,

divergem, voltam a convergir, novamente divergem, e, mais uma vez, convergem. De fato, vê-se que uma série é quase a imagem de espelho da outra com o coeficiente de correlação linear entre elas (em níveis) sendo igual a $-0,47$ (e chega a ser de $-0,95$ se eliminamos o 1/3 inicial das observações da série).

Uma forte relação entre o comportamento dos dois ativos já era esperada, pois os eventos que afetam positivamente (negativamente) a economia geralmente têm efeitos que ao mesmo tempo em que valorizam (depreciam) os papéis em Bolsa tendem também a fortalecer (enfraquecer) a moeda doméstica frente ao dólar. Um bom exemplo disso é uma perspectiva favorável da economia que aumenta a cotação das ações das empresas e por

Figura 1: Comportamento da taxa e de câmbio e do IBOVESPA.



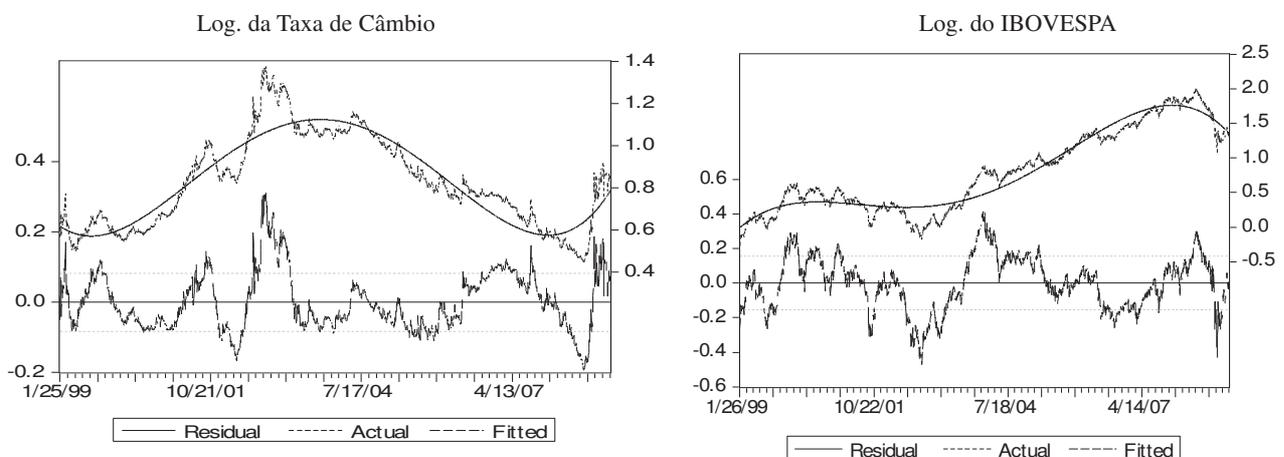
provocar também maior entrada de dólares para investimento ocasiona queda na sua cotação. Há, porém, situações de desequilíbrio na economia como, por exemplo, elevados déficits do setor público que aumentam a taxa de juros doméstica e assim atraem aplicações externas em papéis do governo, com conseqüente queda na cotação do dólar sem, contudo, melhorar o índice da Bolsa. Daí não haver sincronia perfeita entre o comportamento das séries dos dois ativos. Na verdade, o efeito que os eventos teriam sobre o valor dos dois ativos vai depender em boa medida de tais eventos serem de origem externa ou doméstica.

2 A TENDÊNCIA TEMPORAL DAS SÉRIES

Na análise a seguir as variáveis serão usadas apenas na sua forma logarítmica. Isso, além de permitir certa suavização das séries, tem a vantagem de que as variações nelas podem ser interpretadas como sendo a taxa de retorno do ativo,

um conceito a ser utilizado adiante. De qualquer modo, as conclusões não mudam, sejam usados na análise os níveis das variáveis ou os seus logaritmos. Para melhor apreciação as séries foram inicialmente ajustadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) usando uma tendência com função do tempo de quarto grau que se mostrou adequada ao problema. Os resultados da estimação estão na Tabela 1 (todas as Tabelas encontram-se no **Apêndice**). Como bem indicam os Coeficientes de Determinação das regressões (de 0,85 para a regressão da taxa de câmbio e de 0,93 para a do IBOVESPA), a forma funcional usada parece explicar razoavelmente bem a trajetória das duas séries. Entretanto, os erros da regressão (ver a Figura 2) indicam forte presença de autocorrelação (com Durbin-Watson de 0,02 para ambas as regressões da Tabela 1). Isso, como se sabe, pode levar a uma séria subestimação na variância dos coeficientes, invalidando assim os testes de hipóteses sobre os parâmetros do modelo.¹

Figura 2: Valores observados, valores estimados e resíduos das regressões da Tabela 1.

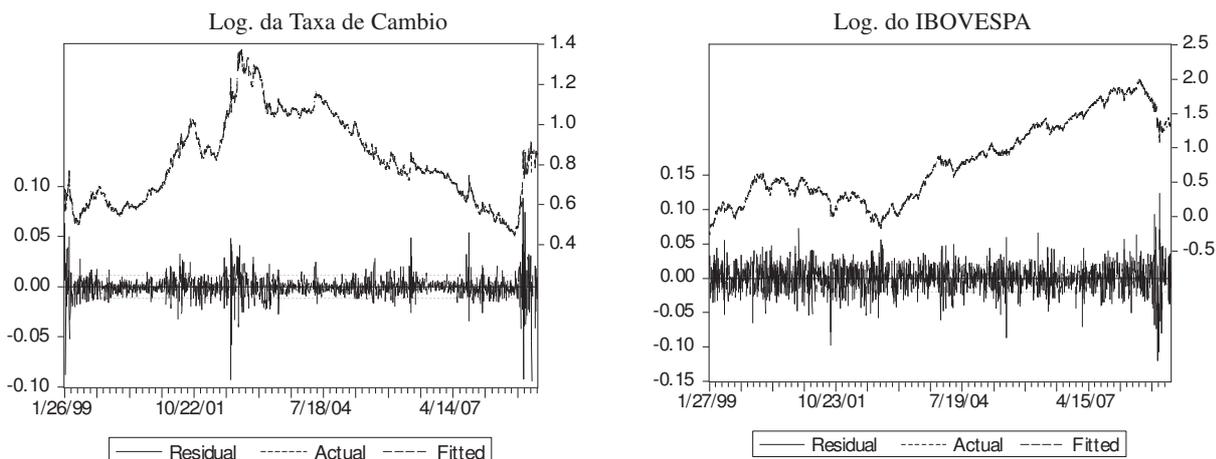


De fato, vê-se na Tabela 2 que melhora significativamente o ajustamento das regressões da Tabela 1 quando nelas se incluem uma estrutura autorregressiva de primeira ordem, ou AR(1).² Os resíduos, bem como os valores observados e os valores ajustados das regressões, são mostrados na Figura 3.

Para facilitar a comparação, as duas séries são

agora colocadas num mesmo gráfico. E para ter-se a correspondência exata das séries, algumas observações relativas à taxa de câmbio tiveram que ser sacrificadas no período; mais precisamente, na ausência de uma observação para o IBOVESPA (devido, por exemplo, a um feriado na cidade de São Paulo) eliminou-se também a correspondente observação da taxa de câmbio. Nos exercícios

Figura 3: Valores observados, ajustados e resíduos das regressões da Tabela 2.

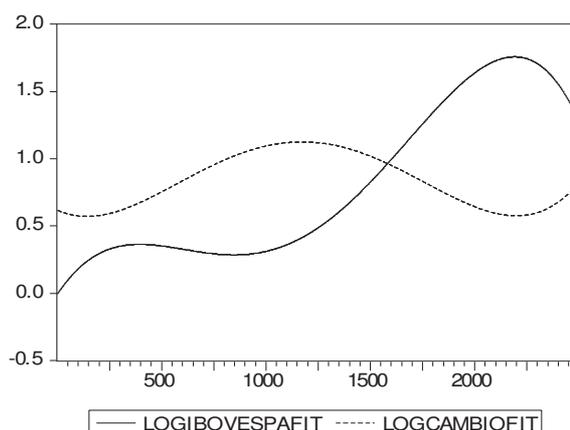


adiante somente essas novas séries serão usadas. Após a utilização da mesma forma funcional da Tabela 1 obtivemos os dados ajustados cujas trajetórias são mostradas na Figura 4. Confirmando

o resultado anterior, a tendência de uma série é a imagem de espelho da tendência da outra série.

Há, porém, algumas dificuldades econométricas com a utilização das regressões acima. Basicamente, como

Figura 4: Comparação das Tendências Temporais (Variáveis em Log.)



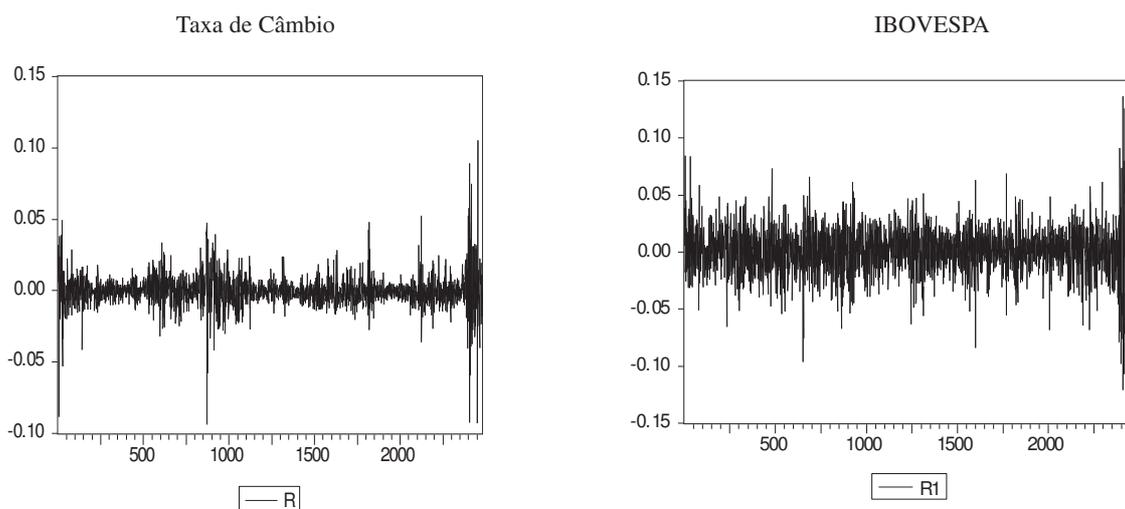
são não estacionárias as séries dos dois ativos (o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com a constante e quatro defasagens foi de -1,35 para o logaritmo da taxa de câmbio, e de -1,29 para o logaritmo do IBOVESPA) seria então inválido utilizar as estatísticas usuais nos testes sobre os parâmetros da regressão. Aliás, nesse caso haveria até mesmo a possibilidade de obter-se regressão espúria.³ Para contornar essas dificuldades é comum o uso da primeira-diferença das variáveis nas especificações das regressões, o que é realizado em alguns modelos que seguem.

O comportamento da primeira-diferença das séries é

mostrado na Figura 5; por se estar usando o logaritmo das variáveis a figura descreve, como já foi enfatizado, os retornos dos ativos. O coeficiente de correlação linear entre os retornos dos dois ativos foi, no período, de -0,33 (que aumenta para -0,41 quando se excluem as observações relativas ao 1/3 inferior das duas séries). Assim, não só os níveis dos valores dos ativos apresentam correlação linear negativa (como visto acima), mas também os seus retornos são negativamente correlacionados.

3 O PROBLEMA DA PREVISÃO DOS ATIVOS

Figura 5: O Comportamento dos Retornos dos Ativos.



Um importante uso dos modelos de regressão em séries temporais é realizar previsões com base no comportamento passado das séries. Entretanto, de acordo com a Hipótese de Mercados Eficientes, as informações do passado não devem ajudar a prever os retornos dos ativos financeiros no presente.⁴ Para testar essa hipótese os retornos dos dois ativos foram ajustados contra uma constante e os retornos defasados por um período. O teste sobre a Hipótese de Mercados Eficientes teria nesse caso como hipótese nula ser igual a zero o coeficiente dos retornos defasados por um período. Os resultados da Tabela 3 indicam que pelo menos no caso dos retornos do IBOVESPA essa hipótese não poderia ser rejeitada. É curioso observar, todavia, que quando é ajustada a regressão entre a variância (ou seja, a volatilidade do ativo) dos erros das regressões da Tabela 3 contra os retornos dos respectivos ativos financeiros (defasados por um período) se obtém coeficiente negativo nos dois casos; mais precisamente, para os retornos do IBOVESPA o coeficiente foi $-0,0005$ (com $t=-5,0$), enquanto para os retornos da taxa de câmbio o coeficiente foi $-0,0011$ (com $t=-1,21$), ou seja, a volatilidade dos retornos (variância) é menor quando o retorno anterior for maior.

Os resultados que se acabou de citar são comuns em estudos sobre ativos financeiros. Especificamente, enquanto o valor esperado dos retornos não depende

dos retornos passados, a sua volatilidade depende de tais retornos. Ou seja, enquanto os retornos dos ativos não possam ser previstos com um modelo de regressão, a volatilidade de tais retornos poderá ser prevista.

4 INVESTIGANDO A POSSIBILIDADE DE UM EFEITO-CALENDÁRIO

Finalmente, investiga-se a possibilidade da existência de algum efeito-calendário do tipo dia-da-semana ou mês-do-ano nas cotações e nos retornos dos dois ativos.⁵ Assim, no que concerne à cotação dos ativos, adicionou-se aos modelos da Tabela 1 variáveis dummy tanto para o dia-da-semana como para o mês-do-ano. Os resultados para o caso de variáveis dummy relativas ao dia-da-semana estão na Tabela 4; a variável dummy de referência é relativa à segunda-feira. Vê-se que não foi detectado nenhum efeito-calendário do tipo dia-da-semana para qualquer dos ativos.

Os resultados para o caso de variáveis dummy relativas ao mês-do-ano estão na Tabela 5; a variável dummy de referência é relativa a janeiro. Agora se obtém algum efeito significativo. Mais precisamente, para a taxa de câmbio se tem que enquanto as cotações em fevereiro, março, junho, julho e agosto não diferem daquelas de janeiro, as de abril e maio são menores do que as de janeiro. Já as cotações de setembro,

outubro, novembro e dezembro são significativamente maiores do que as de janeiro (com o pico ocorrendo no mês de outubro). Veja-se que para o ativo representado pelo IBOVESPA o efeito é exatamente o inverso, ou seja, as cotações dos papéis em Bolsa são significativamente menores no final do ano quando comparadas a janeiro, e as menores cotações ocorrem em outubro. Ressalte-se que essa relação sazonal inversa nas cotações dos dois ativos é compatível, aliás, com o fato já demonstrado de que a tendência da série de um ativo é o inverso da tendência da série do outro ativo.

Analisa-se agora o efeito-calendário para o retorno dos ativos. Sendo neste caso as séries estacionárias, não haveria a limitação já referida sobre testes de hipóteses para os parâmetros da regressão. E nem a preocupação com a possibilidade de se ter regressão espúria. A análise aqui ficará restrita a uma investigação sobre um possível efeito mês-do-ano sobre o retorno dos ativos. Como o gráfico do retorno de cada ativo flutua aleatoriamente ao redor do valor zero (ver a Figura 5), justifica-se especificar o modelo que tenha o retorno do ativo como variável dependente e para variáveis explicativas se têm apenas as variáveis dummy dos vários meses do ano; agora a primeira variável dummy refere-se a janeiro, a segunda a fevereiro, e assim por diante. Os resultados estão na Tabela 6, e sugerem que o retorno do IBOVESPA é maior em novembro e dezembro do que nos demais meses do ano enquanto o retorno da taxa de câmbio tende a ser maior em julho e menor em dezembro, embora a significância estatística destes dois últimos resultados esteja apenas na faixa entre 12 e 14%.

Os resultados acima sugerem cotações menores e retorno maior do IBOVESPA no final do ano, enquanto para a taxa de câmbio se tem a situação inversa (ou seja, com cotações maiores e retorno menor no final do ano). Naturalmente, se forem corretos esses resultados relativos ao efeito-calendário mês-do-ano se poderia obter lucro fácil comprando os ativos nos meses com baixa cotação e os vendendo nos meses com alta cotação. Isso poderia sugerir a negação da Hipótese dos Mercados Eficientes

constatada acima. Não se deve ignorar, porém, o fato de que, sendo forte a autocorrelação nos erros das regressões nas Tabelas 4 e 5 (para cujas consequências já se advertiu acima), a estimação do modelo deve ser vista com cautela. De fato, quando se corrige para a presença de autocorrelação de primeira ordem nos erros da regressão desaparece o efeito mês-do-ano para ambos os ativos, e nesse caso cai também a rejeição à Hipótese dos Mercados Eficientes. Recorde-se, de qualquer modo, que tal hipótese foi verificada empiricamente para os retornos do IBOVESPA com base na regressão em primeira diferença das variáveis, que, portanto, não estaria sujeita aos questionamentos quanto aos problemas da autocorrelação nos erros e da regressão espúria discutidos acima.

5 CONCLUSÕES

A simples observação dos dados permitiu constatar um movimento sincronizado das séries diárias da taxa de câmbio e do IBOVESPA no período de janeiro de 1999 a janeiro de 2009 (ou seja, durante os dez anos com o câmbio flutuante). Mais precisamente, verifica-se que o comportamento de uma série é quase a imagem de espelho da outra. Foi, porém, após a estimação de modelos com tendências não lineares que se tornou possível a comparação mais precisa do comportamento das séries.

Nas considerações sobre previsões verificou-se de fato a imprevisibilidade dos retornos dos ativos, mas com a volatilidade desses retornos podendo ser prevista. A imprevisibilidade no caso é porque as cotações dos ativos apresentaram aqui (como é, aliás, comum para os ativos de risco) um comportamento de série não estacionária, tendo na verdade característica de um passeio aleatório. E nesse caso sabe-se que a melhor previsão em qualquer horizonte de tempo é o próprio último dado observado na série.

Investigou-se ainda no estudo a possibilidade de um efeito-calendário. E embora não se tenha constatado nenhum efeito do tipo dia-da-semana

sobre as cotações e os retornos dos dois ativos detectou-se, porém, um efeito do tipo mês-do-ano. Mais precisamente, percebeu-se que as cotações do IBOVESPA tendem a ser maiores no fim do ano quando comparadas àquelas de janeiro. O oposto ocorre no caso da taxa de câmbio. Ressalte-se que isto é compatível com o observado movimento inverso das séries dos dois ativos. Quanto aos retornos dos dois ativos, verificou-se que eles tendem, no caso do IBOVESPA, a ser maiores no fim do ano se comparados a janeiro, e, no caso da taxa de câmbio, maiores em julho e menores em dezembro, se comparados a janeiro. Embora tal comportamento pudesse sugerir ganhos fáceis comprando na baixa e vendendo na alta, deve-se ter em mente que problemas, em alguns casos, com autocorrelação nos erros e possibilidade de regressão espúria sugerem cautela nessas conclusões. Além disso, não se deve perder de vista o fato de que o ganho fácil iria neste caso contra a Hipótese dos Mercados Eficientes verificada acima, pelo menos no que diz respeito aos retornos do IBOVESPA.

APÊNDICE

TABELA 1: AJUSTAMENTO DA TENDÊNCIA TEMPORAL ÀS SÉRIES

Dependent Variable: LOGCAMBIO

Method: Least Squares

Date: 03/04/09 Time: 17:38

Sample: 1/25/1999 1/23/2009

Included observations: 2510

Excluded observations: 1142

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.616569	0.008275	74.51131	0.0000
T	-0.000478	3.14E-05	-15.19661	0.0000
T2	1.38E-06	3.50E-08	39.32002	0.0000
T3	-7.18E-10	1.44E-11	-49.87700	0.0000
T4	1.04E-13	1.96E-15	53.29233	0.0000
R-squared	0.852930	Mean dependent var	0.825994	
Adjusted R-squared	0.852695	S.D. dependent var	0.215941	
S.E. of regression	0.082879	Akaike info criterion	-2.140883	
Sum squared resid	17.20661	Schwarz criterion	-2.129273	
Log likelihood	2691.808	F-statistic	3631.930	
Durbin-Watson stat	0.018375	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOGIBOVESPA

Method: Least Squares

Date: 03/04/09 Time: 17:42

Sample(adjusted): 1/26/1999 1/23/2009

Included observations: 2478

Excluded observations: 1173 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	(continuação)
C	-0.005886	0.015556	-0.378341	0.7052	
T	0.001593	5.91E-05	26.97316	0.0000	
T2	-2.26E-06	6.58E-08	-34.39773	0.0000	
T3	1.15E-09	2.70E-11	42.64951	0.0000	
T4	-1.71E-13	3.67E-15	-46.65732	0.0000	
R-squared	0.931913	Mean dependent var		0.795353	
Adjusted R-squared	0.931802	S.D. dependent var		0.591768	
S.E. of regression	0.154538	Akaike info criterion		-0.894734	
Sum squared resid	59.06039	Schwarz criterion		-0.883000	
Log likelihood	1113.575	F-statistic		8461.989	
Durbin-Watson stat	0.016820	Prob(F-statistic)		0.000000	

TABELA 2: AJUSTAMENTO DOS MODELOS INCLUINDO O TERMO AR(1)

Dependent Variable: LOGCAMBIO

Method: Least Squares

Date: 03/22/09 Time: 15:29

Sample(adjusted): 1/26/1999 1/23/2009

Included observations: 1939

Excluded observations: 1712 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.683108	0.243600	2.804214	0.0051
T	-0.000540	0.000778	-0.693960	0.4878
T2	1.48E-06	7.69E-07	1.927301	0.0541
T3	-7.88E-10	2.92E-10	-2.698656	0.0070
T4	1.17E-13	3.74E-14	3.125093	0.0018
AR(1)	0.991856	0.003066	323.5417	0.0000
R-squared	0.997325	Mean dependent var		0.826649
Adjusted R-squared	0.997318	S.D. dependent var		0.216631
S.E. of regression	0.011218	Akaike info criterion		-6.139524
Sum squared resid	0.243251	Schwarz criterion		-6.122289
Log likelihood	5958.269	F-statistic		144157.6
Durbin-Watson stat	1.858724	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.99			

Dependent Variable: LOGIBOVESPA

Method: Least Squares

Date: 03/22/09 Time: 15:33

Sample(adjusted): 1/27/1999 1/23/2009

Included observations: 1900

Excluded observations: 1750 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	(continuação)
C	0.107443	0.346873	0.309746	0.7568	
T	0.001649	0.001142	1.443418	0.1491	
T2	-2.41E-06	1.15E-06	-2.093815	0.0364	
T3	1.23E-09	4.42E-10	2.794937	0.0052	
T4	-1.85E-13	5.69E-14	-3.242300	0.0012	
AR(1)	0.990417	0.002964	334.0947	0.0000	
R-squared	0.998865	Mean dependent var	0.793518		
Adjusted R-squared	0.998862	S.D. dependent var	0.592471		
S.E. of regression	0.019988	Akaike info criterion	-4.984208		
Sum squared resid	0.756698	Schwarz criterion	-4.966683		
Log likelihood	4740.997	F-statistic	333313.6		
Durbin-Watson stat	2.054592	Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.99				

TABELA 3: ESPECIFICAÇÃO PARA A PRIMEIRA-DIFERENÇA (RETORNO DOS ATIVOS) DAS SÉRIES

Dependent Variable: DLOGCAMBIO

Method: Least Squares

Date: 03/14/09 Time: 07:18

Sample(adjusted): 3 2480

Included observations: 2478 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.72E-05	0.000224	0.343896	0.7310
DLOGCAMBIO(-1)	0.050103	0.020070	2.496353	0.0126
R-squared	0.002511	Mean dependent var	8.14E-05	
Adjusted R-squared	0.002108	S.D. dependent var	0.011186	
S.E. of regression	0.011174	Akaike info criterion	-6.149621	
Sum squared resid	0.309157	Schwarz criterion	-6.144928	
Log likelihood	7621.381	F-statistic	6.231781	
Durbin-Watson stat	1.992768	Prob(F-statistic)	0.012612	

Dependent Variable: DLOGIBOVESPA

Method: Least Squares

Date: 03/14/09 Time: 07:16

Sample(adjusted): 3 2480

Included observations: 2478 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000650	0.000416	1.563857	0.1180
DLOGIBOVESPA(-1)	0.002965	0.020097	0.147521	0.8827
R-squared	0.000009	Mean dependent var	0.000652	
Adjusted R-squared	-0.000395	S.D. dependent var	0.020686	
S.E. of regression	0.020690	Akaike info criterion	-4.917510	
Sum squared resid	1.059933	Schwarz criterion	-4.912816	

Log likelihood	6094.795	F-statistic	0.021762	(continuação)
Durbin-Watson stat	1.998831	Prob(F-statistic)	0.882733	

TABELA 4: EFEITO-CALENDÁRIO SOBRE AS COTAÇÕES DOS ATIVOS (DIA-DA-SEMANA)

Dependent Variable: LOGCAMBIO

Method: Least Squares

Date: 03/04/09 Time: 18:08

Sample: 1/25/1999 1/27/2009

Included observations: 2512

Excluded observations: 1144

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.616449	0.008906	69.21440	0.0000
T	-0.000479	3.14E-05	-15.24884	0.0000
T2	1.38E-06	3.49E-08	39.43210	0.0000
T3	-7.19E-10	1.44E-11	-50.05431	0.0000
T4	1.04E-13	1.95E-15	53.52842	0.0000
D2	0.000158	0.005237	0.030215	0.9759
D3	0.000703	0.005211	0.134991	0.8926
D4	0.001090	0.005250	0.207680	0.8355
D5	-0.000348	0.005226	-0.066637	0.9469
R-squared	0.852897	Mean dependent var	0.826004	
Adjusted R-squared	0.852427	S.D. dependent var	0.215855	
S.E. of regression	0.082921	Akaike info criterion	-2.138273	
Sum squared resid	17.21048	Schwarz criterion	-2.117390	
Log likelihood	2694.671	F-statistic	1814.043	
Durbin-Watson stat	0.018399	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOGIBOVESPA

Method: Least Squares

Date: 03/04/09 Time: 18:10

Sample(adjusted): 1/26/1999 1/27/2009

Included observations: 2480

Excluded observations: 1175 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006944	0.016739	-0.414812	0.6783
T	0.001593	5.90E-05	26.98966	0.0000
T2	-2.26E-06	6.56E-08	-34.44572	0.0000
T3	1.15E-09	2.70E-11	42.74342	0.0000
T4	-1.71E-13	3.66E-15	-46.79722	0.0000
D2	0.000131	0.009822	0.013360	0.9893
D3	0.001328	0.009774	0.135891	0.8919
D4	0.001015	0.009842	0.103118	0.9179
D5	0.003046	0.009832	0.309841	0.7567

R-squared	0.931964	Mean dependent var	0.795801 (continuação)
Adjusted R-squared	0.931744	S.D. dependent var	0.591740
S.E. of regression	0.154597	Akaike info criterion	-0.892364
Sum squared resid	59.05770	Schwarz criterion	-0.871257
Log likelihood	1115.531	F-statistic	4231.004
Durbin-Watson stat	0.016792	Prob(F-statistic)	0.000000

TABELA 5: EFEITO-CALENDÁRIO SOBRE A COTAÇÃO DOS ATIVOS (MÊS-DO-ANO)

Dependent Variable: LOGCAMBIO

Method: Least Squares

Date: 03/04/09 Time: 17:48

Sample: 1/25/1999 1/23/2009

Included observations: 2510

Excluded observations: 1142

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.625340	0.009661	64.72567	0.0000
T	-0.000494	3.05E-05	-16.21159	0.0000
T2	1.38E-06	3.39E-08	40.84702	0.0000
T3	-7.19E-10	1.39E-11	-51.55517	0.0000
T4	1.04E-13	1.89E-15	54.91414	0.0000
D2	-0.005164	0.008044	-0.641938	0.5210
D3	-0.011179	0.007748	-1.442825	0.1492
D4	-0.036776	0.007887	-4.662586	0.0000
D5	-0.026924	0.007752	-3.473149	0.0005
D6	-0.018118	0.007804	-2.321708	0.0203
D7	-0.017527	0.007680	-2.282189	0.0226
D8	0.001662	0.007655	0.217054	0.8282
D9	0.011637	0.007804	1.491273	0.1360
D10	0.042720	0.007719	5.534232	0.0000
D11	0.025973	0.007863	3.303228	0.0010
D12	0.018665	0.007765	2.403839	0.0163

R-squared	0.863173	Mean dependent var	0.825994
Adjusted R-squared	0.862350	S.D. dependent var	0.215941
S.E. of regression	0.080117	Akaike info criterion	-2.204311
Sum squared resid	16.00821	Schwarz criterion	-2.167160
Log likelihood	2782.410	F-statistic	1048.895
Durbin-Watson stat	0.020793	Prob(F-statistic)	0.000000

Dependent Variable: LOGIBOVESPA

Method: Least Squares

Date: 03/04/09 Time: 17:53

Sample(adjusted): 1/26/1999 1/23/2009

Included observations: 2478

Excluded observations: 1173 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.035334	0.018229	1.938285	0.0527
T	0.001640	5.71E-05	28.69415	0.0000
T2	-2.30E-06	6.35E-08	-36.23954	0.0000
T3	1.17E-09	2.61E-11	44.65796	0.0000
T4	-1.73E-13	3.55E-15	-48.69147	0.0000
D2	-0.014212	0.015106	-0.940840	0.3469
D3	-0.008852	0.014561	-0.607933	0.5433
D4	-0.022688	0.014815	-1.531438	0.1258
D5	-0.038513	0.014565	-2.644188	0.0082
D6	-0.046981	0.014659	-3.204804	0.0014
D7	-0.072919	0.014546	-5.013049	0.0000
D8	-0.103845	0.014384	-7.219526	0.0000
D9	-0.103827	0.014657	-7.083900	0.0000
D10	-0.133182	0.014517	-9.174428	0.0000
D11	-0.087438	0.014822	-5.899371	0.0000
D12	-0.031943	0.014821	-2.155248	0.0312
R-squared	0.936928	Mean dependent var	0.795353	
Adjusted R-squared	0.936544	S.D. dependent var	0.591768	
S.E. of regression	0.149069	Akaike info criterion	-0.962377	
Sum squared resid	54.70962	Schwarz criterion	-0.924829	
Log likelihood	1208.385	F-statistic	2438.198	
Durbin-Watson stat	0.019253	Prob(F-statistic)	0.000000	

TABELA 6: RETORNO DO ATIVO E O EFEITO-CALENDÁRIO MÊS-DO-ANO

Dependent Variable: D(LOGCAMBIO)

Method: Least Squares

Date: 03/14/09 Time: 10:58

Sample(adjusted): 1/26/1999 1/23/2009

Included observations: 1939

Excluded observations: 1712 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	0.001006	0.000872	1.152919	0.2491
D2	5.93E-05	0.000927	0.063959	0.9490
D3	-0.000932	0.000862	-1.081457	0.2796
D4	-0.001438	0.000908	-1.582466	0.1137
D5	0.000867	0.000888	0.976284	0.3290
D6	-0.000178	0.000894	-0.198583	0.8426
D7	0.001311	0.000849	1.543441	0.1229
D8	0.000327	0.000838	0.390713	0.6961
D9	0.001672	0.000894	1.870289	0.0616
D10	0.000335	0.000875	0.382786	0.7019

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	(continuação)
D11	0.000592	0.000924	0.640864	0.5217	
D12	-0.001313	0.000891	-1.472942	0.1409	
R-squared	0.007276	Mean dependent var		0.000204	
Adjusted R-squared	0.001609	S.D. dependent var		0.011247	
S.E. of regression	0.011237	Akaike info criterion		-6.132958	
Sum squared resid	0.243343	Schwarz criterion		-6.098487	
Log likelihood	5957.903	Durbin-Watson stat		1.873737	

Dependent Variable: D(LOGIBOVESPA)

Method: Least Squares

Date: 03/14/09 Time: 11:00

Sample(adjusted): 1/27/1999 1/23/2009

Included observations: 1900

Excluded observations: 1750 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	-0.000688	0.001621	-0.424145	0.6715
D2	0.001018	0.001654	0.615796	0.5381
D3	0.001506	0.001538	0.979490	0.3275
D4	0.001046	0.001621	0.645396	0.5187
D5	0.001184	0.001585	0.746940	0.4552
D6	0.000826	0.001595	0.518107	0.6044
D7	-0.001017	0.001561	-0.651684	0.5147
D8	0.001523	0.001495	1.019043	0.3083
D9	0.000519	0.001595	0.325301	0.7450
D10	0.000112	0.001566	0.071332	0.9431
D11	0.003169	0.001677	1.889719	0.0589
D12	0.004205	0.001643	2.560017	0.0105
R-squared	0.004675	Mean dependent var		0.001088
Adjusted R-squared	-0.001124	S.D. dependent var		0.020040
S.E. of regression	0.020051	Akaike info criterion		-4.974741
Sum squared resid	0.759086	Schwarz criterion		-4.939691
Log likelihood	4738.004	Durbin-Watson stat		2.070824

NOTAS E REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

* Prof. Titular, PhD em Economia, pela Dalhousie University, Canadá, 1979.

¹ Para detalhes sobre as questões econométricas aqui tratadas ver, por exemplo, FRANCES, Philip Hans. *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, 1998; MILLS, Terence C. *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Press., 2nd Edition, 1999; e ENDERS, Walter. *Applied*

Econometric Time Series, John Wiley, 2nd Edition, 2004.

² A rigor ter-se-ia que adotar uma estrutura ARMA (p,q) e buscar a combinação (p,q) com o menor valor pelos Critérios de Informação AIC e SIC, mas a escolha do mais simples dos modelos já atende os propósitos da análise deste estudo.

³ De fato, as duas séries são I(1), ou integradas de ordem um (o teste Dickey-Fuller para a primeira diferença do logaritmo dos ativos taxa de câmbio e IBOVESPA foi, respectivamente, -23,03 e -23,75 aceitando-se facilmente então serem

estacionárias as séries em primeira-diferença).

- ⁴ Sobre a Hipótese de Mercados Eficientes ver, por exemplo, BROOKS, Chris. *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, 2002.
- ⁵ Vários outros testes do tipo efeito-calendário poderiam ser realizados. Por exemplo, testar se os retornos na virada do mês seriam maiores do que o retorno médio mensal, ou ainda testar a presença de algum efeito intramês, do tipo retornos na primeira quinzena sendo maiores do que os da segunda quinzena etc. Sobre o efeito-calendário ver BROOKS, Chris (2002). *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, 2002, e MILLS, Terence C. e COUTTS, J.A. “Anomalies and Calendar Effects in the New FT-SE Indices”, *European Journal of Finance*, N°.1, p. 79-93, 1995.