

# Influência de Política Monetária e Choques Econômicos na Correlação entre Retorno de Ações e Inflação: Caso Brasileiro

Flávio Fernandes Naccache\*  
Orientador: Prof. Mario Brundo†

17 de abril de 2007

Fundação Getulio Vargas  
Mestrado Profissional em Finanças e Economia - MPFE

---

## Resumo

A literatura sugere que a correlação entre retorno de ativos e inflação depende tanto da política monetária quanto da importância relativa entre os choques de oferta e monetários. Este trabalho estima a importância destes dois fatores para a economia brasileira no período entre 1968 e 2005.

Keywords: Retorno de ativos, inflação, correlação, Blanchard and Quah, R

---

---

\*email: fnaccache@hotmail.com

†email: mpbrundo@yahoo.com.br

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

# Sumário

<b>1</b>	<b>Introdução</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Modelo Macroeconômico</b>	<b>3</b>
2.1	Modelo de Equações . . . . .	3
2.2	Expressões para Inflação e Variação do Produto . . . . .	4
2.3	Expressão para Retorno das Ações . . . . .	5
2.4	Correlação entre Retorno das Ações e a Inflação . . . . .	8
<b>3</b>	<b>Estudo Empírico</b>	<b>10</b>
3.1	Resultados do Modelo Teórico . . . . .	10
3.2	Recuperação dos coeficientes do VMA . . . . .	12
<b>4</b>	<b>Dados e Resultados Empíricos</b>	<b>14</b>
4.1	Dados . . . . .	14
4.2	Teste de Raiz Unitária . . . . .	16
4.3	Quebras Estruturais . . . . .	17
4.3.1	Estatística F . . . . .	17
4.3.2	Teste de Bai-Perron . . . . .	17
4.3.3	Separação dos Períodos . . . . .	19
4.4	Estimativas de Parâmetros da Correlação $\beta$ . . . . .	20
<b>5</b>	<b>Conclusões</b>	<b>22</b>
<b>A</b>	<b>Solução do Sistema para <math>\Delta y_t</math> e <math>\pi_t</math></b>	<b>23</b>
<b>B</b>	<b>Linearização da Função <math>SP_t</math></b>	<b>25</b>
<b>C</b>	<b>Cálculo da Função de Expectativas Futuras</b>	<b>29</b>
<b>D</b>	<b>Decomposição de Blanchard e Quah</b>	<b>31</b>

# 1 Introdução

Existem evidências de uma correlação negativa entre retorno de ativos e inflação para a economia brasileira após o plano cruzado. No entanto, as mudanças desta correlação ao longo do tempo e os possíveis fatores que a influenciam não foram explorados. Este trabalho mostra que houve uma variação significativa dessa correlação com as mudanças introduzidas pelos planos Collor I e II e que a política monetária teve um papel fundamental para esta mudança. A análise é conduzida para o período de 1968 a 2005 e mostra que a correlação também é negativa antes do plano cruzado.

Este estudo contribui para a literatura na medida em que permite um melhor entendimento das causas da variação da correlação investigada e, mais importante, dos efeitos da política monetária e do nível de inflação no valor de ações negociadas em bolsas de valores brasileiras.

De acordo com Fisher (1930), o valor dos ativos deveria ser positivamente correlacionado com o aumento de preços, provendo aos investidores proteção contra inflação. Estudos empíricos para os Estados Unidos (Lintner (1975), Aarstol (2000)) mostram que de fato, no período antes da segunda guerra, esta correlação é positiva, mas que no período pós-guerra ela se torna negativa. Para o Brasil, Adrangi, Chatrath & Sanvicente (2000) estuda a correlação entre 1986 e 1997 e conclui que ela também é negativa entre estas datas, deixando investidores vulneráveis à inflação.

Para entender as causas que determinam se a correlação é positiva ou negativa, duas teorias opostas explicam os fatores que a influenciam. A primeira diz que a correlação entre retorno de ativos e a inflação depende predominantemente da política monetária e pode ser positiva ou negativa dependendo se a política monetária é cíclica ou contra-cíclica, respectivamente. Kaul (1987) desenvolve um modelo para testar esta teoria e analisa dados para a economia norte-americana. Os resultados encontrados suportam a hipótese proposta.<sup>1</sup>

A segunda teoria, explorada por Hess & Lee (1999), diz que choques de oferta como aumento do custo de matérias primas ou choques de produtividade influenciam a correlação negativamente, enquanto que choques monetários como corte de impostos ou expansão monetária influenciam a correlação positivamente. O efeito final depende da importância relativa entre os choques.

---

<sup>1</sup>Fama (81) argumenta que a correlação negativa é decorrente do fato da correlação entre inflação e atividade econômica ser negativa e a correlação entre atividade econômica e preço de ativos ser positiva. Sharpe (02) argumenta que a correlação negativa é devido ao fato de um aumento na inflação esperada coincidir com uma diminuição do ganho real esperado.

Para testar as duas teorias juntas, Du (2006) propõe um modelo macroeconômico que mostra que a correlação depende, a princípio, tanto da política monetária como de choques de oferta e monetários e analisa dados dos Estados Unidos. O estudo conclui que as duas causas podem efetivamente influenciar a correlação e que a variação para os dados da economia americana é influenciada por ambas as causas em diferentes períodos. Este trabalho é baseado neste modelo.

O primeiro passo na análise dos dados é procurar quebras estruturais na correlação entre retorno de ativos e a inflação. Como elas podem decorrer tanto de alterações na política monetária quanto de mudanças na importância relativa dos choques econômicos, não é possível determinar de forma analítica as datas e o número correto de quebras. A metodologia apresentada em Bai & Perron (1998, 2003) é utilizada e são encontradas quebras estruturais no começo e no final de 1990. No segundo passo, o conjunto de dados é dividido em três períodos separados pelas quebras e, para cada um deles, os parâmetros da correlação são calculados.

O modelo é identificado com a decomposição de Blanchard & Quah (1989). A restrição utilizada vem da teoria e diz que choques monetários não alteram o preço real dos ativos no longo prazo. Isolando-se os efeitos de oferta e de demanda e comparando-se os valores entre períodos, chega-se à conclusão de que, para a economia brasileira, as mudanças na política monetária introduzidas pelos planos Collor I e II são responsáveis pela variação na correlação estudada.

Este texto está organizado da seguinte forma: a segunda seção apresenta o modelo macroeconômico e desenvolve as equações teóricas que servirão de base para o estudo. A terceira seção descreve a metodologia para relacionar os dados com a teoria. A quarta seção trata dos dados utilizados e os resultados empíricos. A última seção conclui o estudo. Detalhes do desenvolvimento do modelo teórico e o programa implementado para a decomposição de Blanchard e Quah são mostrados nos anexos.

## 2 Modelo Macroeconômico

O objetivo desta seção é desenvolver um modelo macroeconômico de expectativas racionais que mostre que tanto a política monetária quanto a importância relativa entre choques de oferta e monetários estão presentes na expressão da correlação entre inflação e retorno de ações.

Para definir o funcionamento da economia, são dadas três equações: demanda agregada, oferta agregada e evolução dos salários. As expressões procuradas para o produto agregado, inflação e preço dos ativos são calculadas em função das variáveis exógenas choques de oferta, choques monetários e política monetária. A partir dessas expressões, a fórmula para correlação é desenvolvida. As letras minúsculas denotam logaritmo das variáveis.

### 2.1 Modelo de Equações

O modelo macroeconômico é dado pelas seguintes equações:

$$y_t^d = m_t - p_t, \quad (1)$$

$$y_t^s = -\alpha(w_t - p_t) + \theta_t, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (2)$$

$$w_t = \bar{w} + E_{t-1}p_t. \quad (3)$$

A equação (1) postula que a demanda agregada é dada pela diferença entre a oferta nominal de moeda e o nível de preços. A variável  $y^d$  corresponde ao logaritmo da demanda agregada,  $m$  é o logaritmo da oferta de moeda, e  $p$  é o logaritmo do nível de preços. A oferta agregada (2) é definida de forma que o produto dependa negativamente do nível de salário real e positivamente da produtividade, sendo  $y^s$  o logaritmo da oferta agregada,  $\theta$  o logaritmo da produtividade e  $w_t$  o logaritmo do salário. A equação (3) define que o salário corrente é escolhido no período anterior e de modo que o salário real esperado seja igual a seu nível de longo prazo ( $\bar{w}$ ). O termo  $E_{t-1}p_t$  (ou  $p_t^e$ ) denota expectativa de  $p_t$  formada no período anterior ( $t - 1$ ).

Para fechar o modelo, a evolução da produtividade ( $\theta$ ) e da oferta de moeda ( $m$ ) são definidas pelas equações abaixo, sendo  $e_t^s$  o termo que representa choques de oferta agregada e  $e_t^m$  o que representa choques na oferta de moeda:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_t^s, \quad \text{ou} \quad \Delta\theta_t = e_t^s; \quad (4)$$

$$m_t = m_{t-1} + \lambda e_t^s + e_t^m, \quad \text{ou} \quad \Delta m_t = \lambda e_t^s + e_t^m. \quad (5)$$

Os choques  $e_t^s$  e  $e_t^m$  são ortogonais e não correlacionados. A cada período, as autoridades monetárias ajustam a oferta de moeda  $m_t$  em resposta a choques de oferta (termo  $\lambda e_t^s$  na equação (5)). Um valor de  $\lambda$  positivo, negativo ou zero indica política monetária cíclica, contra-cíclica ou neutra respectivamente.

## 2.2 Expressões para Inflação e Variação do Produto

As equações (2) e (3) definem um tipo de função de Lucas e podem ser escritas em uma expressão:

$$y_t^s = -\alpha\bar{w} + \alpha(p_t - E_{t-1}p_t) + \theta_t. \quad (6)$$

Definindo a taxa de inflação  $\pi_t$  como a diferença do nível de preços entre períodos consecutivos  $p_t - p_{t-1}$ , e a taxa de inflação esperada como  $E_{t-1}\pi_t = \pi_t^e$ , as primeiras diferenças das equações de oferta agregada (2) e demanda agregada (6), são dadas por:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \Delta m_t - \pi_t; \\ \Delta y_t &= \alpha\pi_t - \alpha\pi_t^e + \Delta\theta_t. \end{aligned}$$

Assumindo expectativas racionais e resolvendo o sistema para taxa de inflação ( $\pi_t$ ) e taxa de crescimento do produto ( $\Delta y_t$ ), encontramos as expressões em função apenas dos choques (ver apêndice A):

$$\begin{aligned} \pi_t &= \frac{\lambda - 1}{1 + \alpha}e_t^s + \frac{\alpha(\lambda - 1)}{1 + \alpha}e_{t-1}^s + \frac{1}{1 + \alpha}e_t^m + \frac{\alpha}{1 + \alpha}e_{t-1}^m, \\ \pi_t &= c_{21}(0)e_t^s + c_{21}(1)e_{t-1}^s + c_{22}(0)e_t^m - c_{22}(1)e_{t-1}^m, \\ \pi_t &= \pi_t^s + \pi_t^m. \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \frac{1 + \alpha\lambda}{1 + \alpha}e_t^s + \frac{\alpha - \alpha\lambda}{1 + \alpha}e_{t-1}^s + \frac{\alpha}{1 + \alpha}e_t^m - \frac{\alpha}{1 + \alpha}e_{t-1}^m, \\ \Delta y_t &= c_{31}(0)e_t^s + c_{31}(1)e_{t-1}^s + c_{32}(0)e_t^m - c_{32}(1)e_{t-1}^m, \\ \Delta y_t &= \Delta y_t^s + \Delta y_t^m. \end{aligned} \quad (8)$$

Os termos  $\pi_t^s$  e  $\pi_t^m$  correspondem às parcelas de  $\pi_t$  referentes a choques de oferta e choques monetários respectivamente, e  $\Delta y_t^s$  e  $\Delta y_t^m$  são as parcelas de  $\Delta y_t$  referentes a choques de oferta e choques monetários respectivamente.

## 2.3 Expressão para Retorno das Ações

A próxima etapa no desenvolvimento do modelo é achar a expressão para o retorno das ações em função apenas de choques. Escrevendo o preço da ação no começo do período  $t$  como  $SP_t$ , e o dividendo por ação pago durante o mesmo período como  $D_t$ , o retorno da ação  $R_t$  calculado entre o começo de  $t$  e o começo de  $t + 1$  é dado por

$$R_t = \frac{SP_{t+1} - SP_t + D_t}{SP_t}.$$

Arranjando os termos e aplicando o operador esperança na equação, obtém-se

$$SP_t = E_t \left[ \frac{SP_{t+1} + D_t}{1 + R_t} \right].$$

Definindo  $\frac{1}{1+R_t} = \exp(-r_t)$ , o preço da ação pode ser reescrito como abaixo.

$$SP_t = E_t [\exp(-r_t)(SP_{t+1} + D_t)].$$

Substituindo a equação recursivamente para  $n$  períodos futuros, chega-se a

$$SP_t = E_t \left[ \sum_{k=0}^n \exp \left( - \sum_{j=0}^k r_{t+j} \right) D_{t+k} \right] + E_t \left[ \exp \left( - \sum_{j=0}^n r_{t+j} \right) SP_{t+n} \right].$$

Impondo uma restrição tipo não Ponzi para o preço das ações ( $SP_t$ ), à medida que  $n$  tende a infinito, o valor presente do preço da ação no futuro distante (segunda parcela na equação) se aproxima de zero.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[ \exp \left( - \sum_{j=0}^n r_{t+j} \right) SP_{t+n} \right] = 0.$$

Com isso, o preço por ação  $SP_t$  é dado por

$$SP_t = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \exp \left( - \sum_{j=0}^k r_{t+j} \right) D_{t+k}. \quad (9)$$

A equação acima contém relações não lineares entre  $SP_t$ ,  $D_{t+j}$  e  $r_{t+j}$ . Para aplicá-la ao modelo, é necessário linearizá-la. O procedimento utilizado é a aproximação log-linear apresentada em Campbell & Shiller (1988). Considerando-se uma taxa de juros constante, o resultado da linearização



com expansão de Taylor é dado pela equação abaixo. A solução detalhada encontra-se no apêndice B.

$$sp_t - d_{t-1} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+j} + h, \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \rho &= \exp[-(r - g)], \\ h &= -\log[\exp(r - g) - 1] - \frac{g}{1 - \exp(g - r)}. \end{aligned}$$

Assumindo que empresas paguem uma fração  $K$  constante de suas receitas aos acionistas, então os dividendos  $D_t$  são proporcionais ao produto  $Y_t$ , e este pode ser utilizado como proxy dos dividendos agregados.

$$D_t = KY_t, \quad \text{ou} \quad d_t = k + y_t. \quad (11)$$

Substituindo a equação (11) na equação (10):

$$sp_t - y_{t-1} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta y_{t+j} + (h + k), \quad (12)$$

onde  $(h + k)$  é uma constante e  $\rho$  é a taxa de desconto.

Esta expressão corresponde ao valor presente do crescimento esperado do produto. O resultado de Hansen & Sargent (1980) pode ser utilizado para calculá-la. Ver apêndice C para solução detalhada.

Para uma função  $x_t = C(L)e_t$ , com  $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ ,

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j x_{t+j} = \frac{LC(L) - \rho C(\rho)}{L - \rho} \cdot e_t. \quad (13)$$

A função  $C$  é definida como

$$C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i,$$

na qual  $L$  é operador temporal e  $c_i$  um escalar para qualquer  $i$ .

Colocando a equação (8) neste formato, tem-se para a parcela de choques monetários:

$$\Delta y_t^m = \frac{\alpha}{1 + \alpha} e_t^m - \frac{\alpha}{1 + \alpha} e_{t-1}^m,$$

$$\begin{aligned}\Delta y_t^m = C^m(L)e_t^m &= \left( \frac{\alpha}{1+\alpha} - \frac{\alpha}{1+\alpha}L \right) \cdot e_t^m, \\ C^m(L) &= \left( \frac{\alpha}{1+\alpha} - \frac{\alpha}{1+\alpha}L \right) = (c_0^m + c_1^m L).\end{aligned}$$

Substituindo em (13),

$$\begin{aligned}E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta y_{t+j}^m &= \frac{L(c_0^m + c_1^m L) - \rho(c_0^m + c_1^m \rho)}{L - \rho} \cdot e_t^m \\ &= \frac{c_0^m L + c_1^m L^2 - c_0^m \rho + c_1^m \rho^2}{L - \rho} \cdot e_t^m \\ &= \frac{c_0^m(L - \rho) + c_1^m(L^2 - \rho)}{L - \rho^2} \cdot e_t^m \\ &= c_0^m + c_1^m(L + \rho) \cdot e_t^m.\end{aligned}$$

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta y_{t+j}^m = \frac{\alpha - \alpha\rho}{1 + \alpha} e_t^m - \frac{\alpha}{1 + \alpha} e_{t-1}^m.$$

De forma similar, para  $\Delta y^s$ ,

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta y_{t+j}^s = \frac{1 + \lambda\alpha + \alpha\rho - \lambda\alpha\rho}{1 + \alpha} e_t^s + \frac{\alpha - \lambda\alpha}{1 + \alpha} e_{t-1}^s.$$

Com as duas equações anteriores, a equação (13) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned}sp_t - y_{t-1} &= \\ \frac{1 + \lambda\alpha + \alpha\rho - \lambda\alpha\rho}{1 + \alpha} e_t^s + \frac{\alpha - \lambda\alpha}{1 + \alpha} e_{t-1}^s + \frac{\alpha - \alpha\rho}{1 + \alpha} e_t^m - \frac{\alpha}{1 + \alpha} e_{t-1}^m + (h + k)\end{aligned}$$

Tirando a primeira diferença desta equação e agrupando os termos similares, tem-se a expressão procurada do preço de ações em função apenas dos choques:

$$\Delta sp_t = \frac{1 + \lambda\alpha + \alpha\rho - \lambda\alpha\rho}{1 + \alpha} e_t^s + \frac{\alpha - \alpha\lambda - \alpha\rho + \alpha\lambda\rho}{1 + \alpha} e_{t-1}^s + \frac{\alpha - \alpha\rho}{1 + \alpha} e_t^m - \frac{\alpha - \alpha\rho}{1 + \alpha} e_{t-1}^m$$

$$\Delta sp_t = c_{11}(0)e_t^s + c_{11}(1)e_{t-1}^s + c_{12}(0)e_t^m - c_{12}(1)e_{t-1}^m \quad (14)$$

Finalmente, as equações (7) e (14) podem ser escritas em um sistema que descreve a taxa de crescimento do produto e taxa de inflação em função das variáveis exógenas, como mostrado a seguir.

$$\begin{bmatrix} \Delta sp_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1+\lambda\alpha+\alpha\rho-\lambda\alpha\rho}{1+\alpha} + \frac{\alpha-\alpha\lambda-\alpha\rho+\alpha\lambda\rho}{1+\alpha} L & \frac{\alpha-\alpha\rho}{1+\alpha} - \frac{\alpha-\alpha\rho}{1+\alpha} L \\ \frac{\lambda-1}{1+\alpha} + \frac{\alpha(\lambda-1)}{1+\alpha} L & \frac{1}{1+\alpha} + \frac{\alpha}{1+\alpha} L \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^s \\ e_t^m \end{bmatrix} \quad (15)$$

As derivadas do sistema em relação aos choques são dadas pelas expressões abaixo. A segunda expressão, em particular, revela uma relação importante implícita no modelo econômico da forma estrutural: choques monetários não causam efeitos de longo prazo no preço real dos ativos.

$$\sum_{j=0}^1 \frac{\partial \Delta sp_t}{\partial e_{t-j}^s} = 1, \quad \sum_{j=0}^1 \frac{\partial \Delta sp_t}{\partial e_{t-j}^m} = 0, \quad \sum_{j=0}^1 \frac{\partial \pi_t}{\partial e_{t-j}^s} = \lambda - 1, \quad \sum_{j=0}^1 \frac{\partial \pi_t}{\partial e_{t-j}^m} = 1.$$

## 2.4 Correlação entre Retorno das Ações e a Inflação

O passo final no modelo é chegar na expressão da correlação  $\beta$  entre retorno das ações e a inflação a partir das equações (7) e (14). Dado o modelo de regressão linear abaixo,

$$\Delta sp_t = \alpha + \beta\pi_t + \epsilon, \quad (16)$$

podemos escrever:

$$\beta = \frac{\text{cov}(\Delta sp_t; \pi_t)}{\text{var}(\pi_t)} = \frac{\text{cov}(\Delta sp_t^s + \Delta sp_t^m; \pi_t^s + \pi_t^m)}{\text{var}(\pi_t)}.$$

Como os choques são ortogonais e independentes, a covariância pode ser separada em termos de oferta e termos de demanda.

$$\begin{aligned} \beta &= \frac{\text{cov}(\Delta sp_t^s; \pi_t^s)}{\text{var}(\pi_t)} + \frac{\text{cov}(\Delta sp_t^m; \pi_t^m)}{\text{var}(\pi_t)}, \\ &= \frac{\text{var}(\pi_t^s)}{\text{var}(\pi_t)} \cdot \frac{\text{cov}(\Delta sp_t^s; \pi_t^s)}{\text{var}(\pi_t^s)} + \frac{\text{var}(\pi_t^m)}{\text{var}(\pi_t)} \cdot \frac{\text{cov}(\Delta sp_t^m; \pi_t^m)}{\text{var}(\pi_t^m)}. \end{aligned}$$

$$\beta = s_s\beta_s + s_m\beta_m. \quad (17)$$

O termo  $\beta_s$  corresponde ao coeficiente da correlação  $\Delta sp_t^s = \alpha^s + \beta_s\pi_t^s + \epsilon^s$  e  $\beta_m$  ao coeficiente da correlação  $\Delta sp_t^m = \alpha^m + \beta_m\pi_t^m + \epsilon^m$ . Os termos  $s_s$  e  $s_m$  correspondem às porcentagens da variância da inflação explicadas pelos

choques de oferta e choques monetários respectivamente.

O numerador de  $\beta_s$  pode ser calculado por

$$cov(\Delta sp_t^s; \pi_t^s) = E\{[\pi_t^s - E(\pi_t^s)] \cdot [\Delta sp_t^s - E(\Delta sp_t^s)]\}.$$

Dado que  $E(\pi_t^s) = 0$ ,  $E(\Delta sp_t^s) = 0$ ,  $E(e_t^s e_{t-1}^s) = 0$  e  $E[(e_t^s)^2] = E[(e_{t-1}^s)^2] \neq 0$ , a equação anterior pode ser simplificada para:

$$\begin{aligned} cov(\Delta sp_t^s; \pi_t^s) &= E(\pi_t^s \cdot \Delta sp_t^s), \\ cov(\Delta sp_t^s; \pi_t^s) &= E[(e_t^s)^2](c_{21}(0)c_{11}(0) + c_{21}(1)c_{11}(1)). \end{aligned} \quad (18)$$

O denominador de  $\beta_s$  é dado por

$$\begin{aligned} var(\pi_t^s) &= c_{21}(0)^2 var(e_t^s) + c_{21}(1)^2 var(e_{t-1}^s) + 2c_{21}(0)c_{21}(1)cov(e_t^s; e_{t-1}^s) \\ &= c_{21}(0)^2 E[(e_t^s)^2] + c_{21}(1)^2 E[(e_t^s)^2], \\ var(\pi_t^s) &= E[(e_t^s)^2](c_{21}(0)^2 + c_{21}(1)^2). \end{aligned} \quad (19)$$

Substituindo as equações (18) e (19) na expressão de  $\beta_s$ , correspondente ao segundo termo da equação (17)

$$\begin{aligned} \beta_s &= \frac{E[(e_t^s)^2](c_{21}(0)c_{11}(0) + c_{21}(1)c_{11}(1))}{E[(e_t^s)^2](c_{21}(0)^2 + c_{21}(1)^2)} \\ &= \frac{c_{21}(0)c_{11}(0) + c_{21}(1)c_{11}(1)}{c_{21}(0)^2 + c_{21}(1)^2}, \end{aligned}$$

que para  $\rho$  próximo de um, resulta em

$$\beta_s \approx \frac{(\lambda - 1)(1 + \alpha\rho)}{(1 + \alpha)^2}. \quad (20)$$

De forma similar, o cálculo de  $\beta_m$  resulta em

$$\begin{aligned} \beta_m &= \frac{c_{22}(0)c_{12}(0) + c_{22}(1)c_{12}(1)}{c_{22}(0)^2 + c_{22}(1)^2}, \\ \beta_m &= \frac{\alpha(1 - \rho)(1 - \alpha)}{1 + \alpha^2}. \end{aligned} \quad (21)$$

A expressão de  $\beta_s$  mostra que componentes de oferta do retorno de ativos e a taxa de inflação são insignificamente ou positivamente correlacionados se a política monetária for fortemente pró-cíclica ( $\lambda \geq 1$ ). E negativamente correlacionados se a política monetária for fracamente pró-cíclica, neutra ou contra-cíclica ( $\lambda < 1$ ).

## 3 Estudo Empírico

### 3.1 Resultados do Modelo Teórico

A correlação  $\beta$  entre o retorno das ações e a inflação é decomposta em termos relativos à choques de oferta e choques monetários:

$$\begin{aligned}\beta &= \frac{\text{cov}(\Delta sp_t^s; \pi_t^s)}{\text{var}(\pi_t)} + \frac{\text{cov}(\Delta sp_t^m; \pi_t^m)}{\text{var}(\pi_t)} \\ &= \underbrace{\frac{\text{var}(\pi_t^s)}{\text{var}(\pi_t)}}_{s_s} \cdot \underbrace{\frac{\text{cov}(\Delta sp_t^s; \pi_t^s)}{\text{var}(\pi_t^s)}}_{\beta_s} + \underbrace{\frac{\text{var}(\pi_t^m)}{\text{var}(\pi_t)}}_{s_m} \cdot \underbrace{\frac{\text{cov}(\Delta sp_t^m; \pi_t^m)}{\text{var}(\pi_t^m)}}_{\beta_m}.\end{aligned}$$

Os termos  $s_s$  e  $s_m$  correspondem às porcentagens da variância da inflação explicadas por choques de oferta e monetários respectivamente e representam a importância relativa entre eles ( $s_s + s_m = 1$ ). O coeficiente  $\beta_s$  vem da correlação  $\Delta sp_t^s = \alpha^s + \beta_s \pi_t^s + \epsilon^s$  e  $\beta_m$  vem da correlação  $\Delta sp_t^m = \alpha^m + \beta_m \pi_t^m + \epsilon^m$ .

O primeiro passo na análise dos dados é encontrar as quebras estruturais na correlação  $\beta$ . A quebra estrutural significa que a correlação mudou significativamente. As séries serão então divididas em períodos separados pelas quebras e, para cada período, serão feitas estimativas dos quatro parâmetros da equação acima.

A conclusão sobre qual é o fator determinante nesta correlação, política monetária ou a importância relativa entre choques de oferta e monetários, será feita pela comparação destes quatro termos entre os diferentes regimes. Por exemplo: dois períodos de correlações distintas com estimativas similares de  $s_s$  e  $s_m$  e diferentes para  $\beta_s$ , que depende da política monetária, sugere que tais mudanças são devidas à este último fator.

O modelo macroeconômico dado pelas equações (1) e (2) define o Vetor Auto Regressivo na forma estrutural. A partir delas, foram calculadas as expressões para inflação (7) e para retorno de ativos (14). As duas equações são reescritas abaixo:

$$\begin{aligned}\Delta sp_t &= \frac{1 + \lambda\alpha + \alpha\rho - \lambda\alpha\rho}{1 + \alpha} e_t^s + \frac{\alpha - \alpha\lambda - \alpha\rho + \alpha\lambda\rho}{1 + \alpha} e_{t-1}^s + \frac{\alpha - \alpha\rho}{1 + \alpha} e_t^m - \frac{\alpha - \alpha\rho}{1 + \alpha} e_{t-1}^m, \\ \pi_t &= \frac{\lambda - 1}{1 + \alpha} e_t^s + \frac{\alpha(\lambda - 1)}{1 + \alpha} e_{t-1}^s + \frac{1}{1 + \alpha} e_t^m + \frac{\alpha}{1 + \alpha} e_{t-1}^m.\end{aligned}$$

Pode-se escrever cada uma destas equações como um Vetor Média Móvel (VMA) na forma estrutural como visto abaixo. A notação  $c_{ij}(k)$  corresponde aos coeficientes do VMA para a variável  $i$  (1 para retorno de ativos, 2 para inflação), e  $j$  corresponde ao componente de cada variável (1 para choques de oferta, 2 para choques monetários), na defasagem  $k$ . Assim,  $c_{12}(1) = \frac{\alpha - \alpha\rho}{1 + \alpha}$ .

$$\Delta sp_t = \sum_{k=0}^1 c_{11}(k)e_{t-k}^s + \sum_{k=0}^1 c_{12}(k)e_{t-k}^m, \quad (22)$$

$$\pi_t = \sum_{k=0}^1 c_{21}(k)e_{t-k}^s + \sum_{k=0}^1 c_{22}(k)e_{t-k}^m. \quad (23)$$

O modelo econômico implica em um VMA estrutural dado pelas duas equações acima. Tal forma representa o retorno dos ativos e a taxa de inflação em cada período do tempo como uma média móvel dos choques de oferta e monetário defasados em apenas dois períodos: o corrente e o imediatamente anterior. Isso implica que os efeitos dos choques correntes se dissipam em dois períodos e que o sistema atinge o longo prazo em dois períodos. Contudo, a priori não são impostas restrições a respeito da economia e um VMA com infinitas defasagens é estimado. Informações propostas pelo modelo econômico serão usadas somente na etapa de identificação. As equações abaixo descrevem o VMA estimado, que corresponde ao VAR na forma reduzida.

$$\Delta sp_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k)e_{t-k}^s + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)e_{t-k}^m, \quad (24)$$

$$\pi_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k)e_{t-k}^s + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k)e_{t-k}^m. \quad (25)$$

Para separar os efeitos de choques de oferta e choques monetários nas séries, o VAR reduzido é estimado a partir das séries de dados  $[\pi, \Delta sp]$  e a decomposição de Blanchard e Quah (1989) é aplicada. A restrição de longo prazo utilizada vem das derivadas do modelo macroeconômico que sugerem que choques monetários não causam efeitos de longo prazo no preço real dos ativos. O resultado da estimação é a recuperação das séries de resíduos do VMA -  $e^s$  e  $e^m$ .

Cada termo das equações de  $s_s$  e  $s_m$ , dadas pelas expressões abaixo, corresponde à parcela da decomposição de variância das séries de inflação  $\pi_s$  e  $\pi_m$ , e pode ser estimado a partir dos erros  $e^s$  e  $e^m$  recuperados.

$$s_s = \frac{var(\pi_t^s)}{var(\pi_t)} = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k)^2 var(e_t^s)}{\sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k)^2 var(e_t^s) + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k)^2 var(e_t^m)}. \quad (26)$$

Com os erros do VMA, também é possível reconstruir as séries  $\Delta SP_t^s$ ,  $SP_t^m$ ,  $\pi_t^s$ ,  $\pi_t^m$ , de forma que o cálculo de  $\beta_s$  e  $\beta_m$  é trivial com a utilização de uma regressão linear.

### 3.2 Recuperação dos coeficientes do VMA

Esta seção mostra como estimar os coeficientes do VMA  $x_t = C(L)e_t$  dado pelas equações (24) e (25):

$$\begin{bmatrix} \Delta sp_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^s \\ e_t^m \end{bmatrix} \quad (27)$$

$x_t = [\Delta sp, \pi]$ .  $e_t = [e_t^s, e_t^m]$ .  $C(L) = [C_{ij}(L)]$ . Os componentes  $C_{ij}(L)$  da matriz  $C(L)$  correspondem a polinômios no operador defasagem  $L$ .  $C_{ij}(L) = \sum_k c_{ij}(k)L^k$ . Por exemplo,  $C_{12}(L) = c_{12}(0) + c_{12}(1)L + c_{12}(2)L^2 + \dots$

A partir das séries de dados é possível achar  $A(L)$  e a matriz de covariância  $\Omega$  de  $u_t$  de um VAR  $x_t = A(L)x_{t-1} + u_t$  como mostrado abaixo.

$$\begin{bmatrix} \Delta sp_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta sp_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^s \\ u_t^m \end{bmatrix}. \quad (28)$$

O erro de previsão em uma unidade de tempo do VMA e do VAR apresentados acima são dados respectivamente por

$$\begin{aligned} x_t - E_{t-1}x_t &= C_0e_t, \\ x_t - E_{t-1}x_t &= u_t. \end{aligned}$$

Como as duas representações são equivalentes, os erros devem ser iguais:

$$u_t = C_0e_t,$$

$$\begin{bmatrix} u_t^s \\ u_t^m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^s \\ e_t^m \end{bmatrix}. \quad (29)$$

Esta expressão fornece três restrições:

$$var(u_t^s) = c_{11}(0)^2 + c_{12}(0)^2 \quad (30)$$

$$var(u_t^m) = c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \quad (31)$$

$$cov(u_t^s; u_t^m) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0) \quad (32)$$

A quarta restrição para a recuperação completa de  $C_0$  vem das derivadas da equação (7), que dizem que choques de oferta não causam efeitos de longo prazo no preço real dos ativos,

$$\frac{\partial \Delta sp_t}{\partial e_{t-j}^m} = 0.$$

Esta derivada pode ser reescrita na forma de um somatório dos coeficientes do VMA,

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^T \frac{\partial \Delta sp_t}{\partial e_{t-j}^m} &= \sum_{j=0}^T \frac{\partial \Delta sp_{t+j}}{\partial e_t^m} = \sum_{j=0}^T \frac{\partial (sp_{t+j} - sp_{t+j-1})}{\partial e_t^m} = \\ &= \frac{\partial sp_{t+T}}{\partial e_t^m} - \frac{\partial sp_{t+T-1}}{\partial e_t^m} + \frac{\partial sp_{t+T-1}}{\partial e_t^m} - \frac{\partial sp_{t+T-2}}{\partial e_t^m} + \dots \\ &\quad + \frac{\partial sp_{t+1}}{\partial e_t^m} - \frac{\partial sp_t}{\partial e_t^m} + \frac{\partial sp_t}{\partial e_t^m} - \frac{\partial sp_{t-1}}{\partial e_t^m} = \frac{\partial sp_{t+T}}{\partial e_t^m} \end{aligned}$$

que leva à quarta restrição:

$$\sum_k c_{12}(k) = 0 \quad (33)$$

$$c_{12}(0) \left[ 1 - \sum_{k=0}^p a_{22}(k) \right] + \left[ c_{22}(0) \sum_{k=0}^p a_{12}(k) \right] = 0 \quad (34)$$

Utilizando os valores calculados do VAR, é possível encontrar a matriz de covariância dos resíduos ( $var(u_t^s)$ ,  $var(u_t^m)$  e  $cov(u_t^s; u_t^m)$ ), e os somatórios  $\sum_{k=0}^p a_{12}(k)$  e  $\sum_{k=0}^p a_{22}(k)$ , nas quais  $p$  é o número de defasagens utilizado para estimar o VAR. Estes valores são então utilizados para recuperar a matriz  $C_0$ , os resíduos do VMA ( $e_t^s$ ,  $e_t^m$ ) e estimar os valores  $s_s$ ,  $s_m$ ,  $\beta_s$  e  $\beta_m$ .

Para recuperar  $C(L)$  a partir de  $C_0$ , inverte-se a expressão do VAR,

$$\begin{aligned} x_t - A(L)x_{t-1} &= u_t \\ x_t[I - A(L)L] &= u_t \\ x_t &= [I - A(L)L]^{-1}u_t \\ C(L)e_t &= x_t = [I - A(L)L]^{-1}u_t \\ C(L)e_t &= x_t = [I - A(L)L]^{-1}C_0e_t \\ C(L) &= [I - A(L)L]^{-1}C_0. \end{aligned} \quad (35)$$



## 4 Dados e Resultados Empíricos

Esta seção descreve os dados utilizados neste estudo e mostra o procedimento para estimar os parâmetros da correlação estudada. A sequência abaixo é utilizada:

- Descrição dos dados e das fontes de onde as séries foram retiradas.
- Teste de raiz unitária para assegurar que as séries podem ser utilizadas para a estimativa do VAR.
- Busca de quebras estruturais na correlação entre as séries.
- Divisão das séries em períodos separados pelas datas das quebras estruturais.
- Estimativa do VAR para cada período.
- Recuperação do VMA para cada período com a decomposição de Blanchard e Quah.
- Estimativa dos quatro parâmetros de  $\beta$  para cada período a partir dos resíduos do VMA e das decomposições de variância.
- Comparação dos valores para os diferentes períodos e conclusões.

### 4.1 Dados

O estudo empírico é realizado para a economia brasileira. O período de análise é do início de 1968 até o final de 2005, utilizando dados mensais. Para o cálculo da inflação, é utilizado o nível de preços ao Consumidor do Município de São Paulo IPC - geral (junho 1994 = 100) medido pela FIPE, retirado do site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada<sup>2</sup>. Para preço das ações é utilizado o índice IBOVESPA, retirado do site da Bovespa<sup>3</sup>.

O índice IBOVESPA corresponde ao valor atual, em moeda corrente, de uma carteira de ações teórica formada em 02 de Janeiro de 1968 que não sofreu investimentos adicionais. O índice considera ajustes efetuados em decorrência de proventos distribuídos pelas empresas como dividendos e, portanto, pode ser utilizado como um indicador que reflete o retorno total dos ativos.

---

<sup>2</sup>[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)

<sup>3</sup>[www.bovespa.com.br](http://www.bovespa.com.br)

As séries iniciadas pela letra 'd' referem-se às primeiras diferenças. O programa R foi utilizado para a análise dos dados.

A tabela a seguir mostra as estatísticas básicas para as séries. A figura (1) mostra os gráficos das séries em nível e das primeiras diferenças.

Série	Min.	1o Q.	Mediana	Media	3 Q.	Máx.
IPC	7.34E-11	6.23E-10	4.88E-07	5.79E+01	1.57E+02	2.66E+02
dIPC	-0.01005	0.00956	0.02215	0.06355	0.07812	0.58280
IBOV	1.00E-10	2.84E-09	1.11E-05	3.91E+03	5.71E+03	3.26E+04
dIBOV	-0.8088	-0.0347	0.0494	0.0735	0.1476	0.9366

Tabela 1: Estatísticas básicas das séries

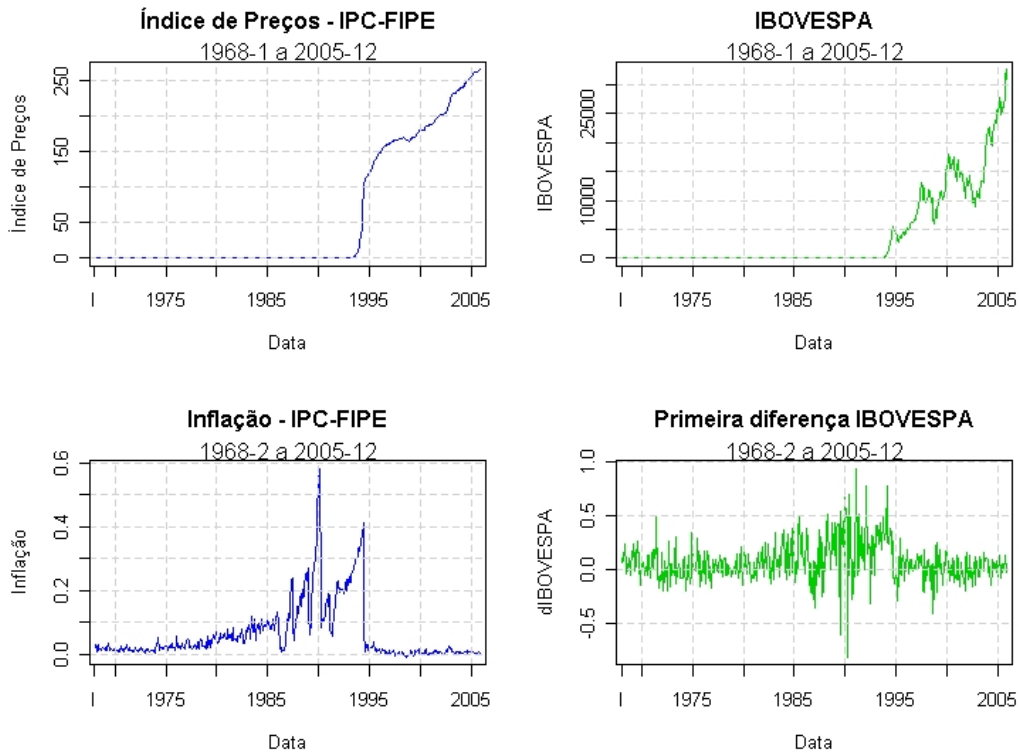


Figura 1: Gráficos das Séries - dados mensais

## 4.2 Teste de Raiz Unitária

Para garantir que os coeficientes econométricos são significantes, testes de raiz unitária são conduzidos para as séries em nível e para as primeiras diferenças. Dois testes foram utilizados: Phillips-Perron (PP) e Augmented Dickey & Fuller test (ADF). Para este último, o critério de seleção de defasagens foi o critério de Akaike.

As tabelas a seguir mostram os resultados. Os testes das séries do preço dos ativos e do nível de preços em nível não rejeitam raiz unitária. Os testes para as primeiras diferenças, retorno dos ativos e inflação, rejeitam raiz unitária e justificam a utilização destas para a estimativa do VAR, que posteriormente será utilizado para a recuperação do VMA estrutural.

Teste	IPC	Inflação mensal
PP	-0,988 (5/0,9876)	-29,142 (5/0,01)
ADF	1,291 (0,1)	-2,372 (0,019)

Phillips-Perron: Z-value (lag/p-value); ADF: t value (p-value)

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária - Nível de preços e inflação

Teste	IBOVESPA	Retorno Mensal
PP	3,798 (5/0,99)	-481,552 (5/0,01)
ADF	2,28 (0,1)	-4,32 (0,01)

Phillips-Perron: Z-value (lag/p-value); ADF: t value (p-value)

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária - IBOVESPA e Retorno de Ativos

### 4.3 Quebras Estruturais

Esta seção apresenta os resultados da busca de quebras estruturais na correlação entre retorno de ativos e a taxa de inflação. Dois testes foram utilizados: estatística F(Chow), que retorna somente a quebra mais significativa, e o teste apresentado em Bai & Perron (1998, 2003), no qual o número de quebras estruturais é uma variável endógena. As razões para se utilizar este último são que (1) a princípio o número de quebras é desconhecido e (2) tanto mudanças na política monetária como na importância dos choques podem causar quebras. Isto significa que utilizar indicadores que podem ser observados como mudanças na política monetária, método utilizado por Kaul (1987), pode resultar em resultados imprecisos.

#### 4.3.1 Estatística F

De acordo com a estatística F, para as séries de dados mensais, existe uma quebra estrutural na correlação entre a inflação e o retorno de ativos em Janeiro de 1991. A figura 2 mostra os resultados.

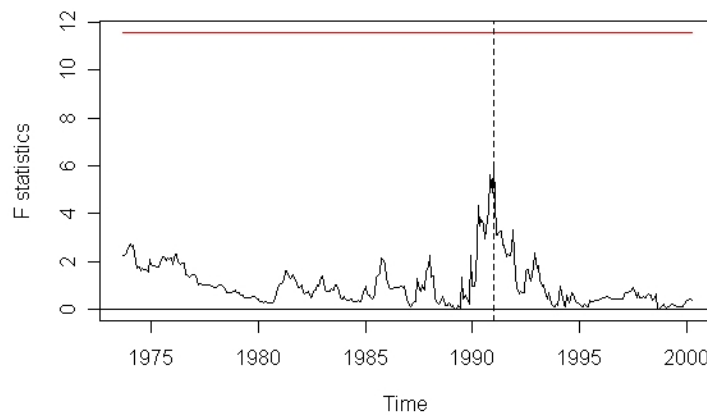


Figura 2: Estatística F - dados mensais

#### 4.3.2 Teste de Bai-Perron

O segundo teste para achar quebras estruturais utilizado foi o Bai-Perron. Neste, o número de quebras estruturais é uma variável endógena e, portanto, desconhecido. A seguinte regressão com  $m$  quebras é estimada:

$$\Delta SP_t = \alpha + \beta_j \pi_t + \epsilon_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad (36)$$

na qual  $j = 1, \dots, m + 1$ . Os índices  $T_1, \dots, T_m$  são as datas das quebras. O número de quebras não foi restringido. Foram testados alguns valores para o período mínimo de cada regime, como mostrado na tabela 4.

O resultado do teste indica duas quebras estruturais em 1990(3) e 1990(9). A figura 3 mostra a série de erros da regressão entre retorno de ativos e a inflação, as quebras encontradas e os intervalos de confiança para as datas de cada quebra. O fato de não haver sobreposição dos intervalos de confiança indica que se trata de duas quebras, e não de apenas uma como na estatística F.

Período mínimo	# quebras	Datas das quebras (Intervalo de confiança)
5	2	1990(3) 1990(9) (1990(2)-1990(4)/1990(8)-1990(10))
6	2	1990(3) 1990(9) (1990(2)-1990(4)/1990(8)-1990(10))
7	2	1990(3) 1990(11) (1989(5)-1990(4)/1990(10)-1991(8))
8	2	1990(3) 1990(11) (1989(8)-1990(4)/1990(10)-1991(8))
9	2	1990(3) 1990(12) (1989(8)-1990(4)/1990(11)-1991(7))
10	2	1990(3) 1991(1) (1988(7)-1990(4)/1990(12)-1992(8))
11 em diante	0	-

Tabela 4: Quebras Estruturais - dados mensais

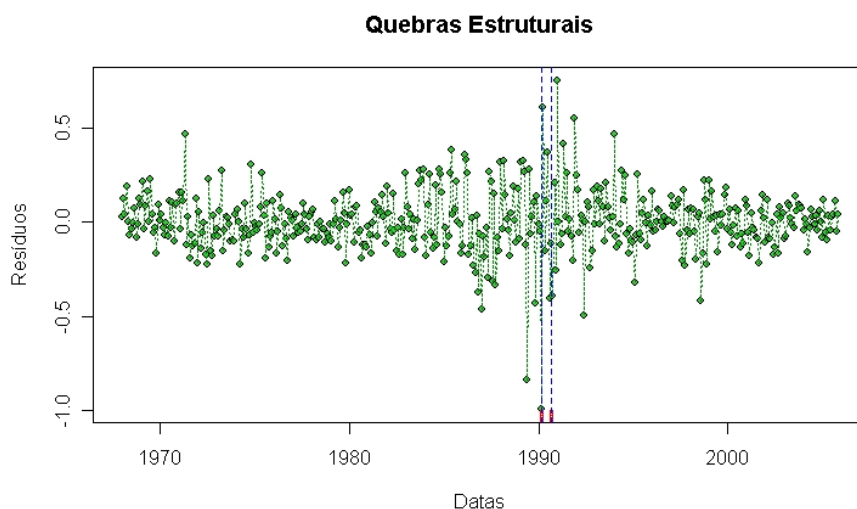


Figura 3: Quebras estruturais segundo teste de Bai-Perron

### 4.3.3 Separação dos Períodos

A tabela 5 mostra os planos econômicos implementados no Brasil. As datas apontadas para as quebras estruturais pelo teste de Bai-Perron ficam muito próximas das datas dos planos Collor I e II, indicando que as mudanças macroeconômicas introduzidas por tais planos alteraram a correlação entre retorno de ativos e inflação. Para investigar se a causa foi uma mudança na política monetária ou mudança na importância relativa dos choques de oferta e monetários, a próxima seção mostra as estimativas dos parâmetros da correlação ( $\beta$ ) entre as séries IBOVESPA e IPC-FIPE divididas em três períodos: 1968(1)-1989(12), 1990(2)-1990(10) e 1990(12)-2005(12).

PLANO	VIGÊNCIA	CONVERSÃO DA MOEDA	MOEDA VIGENTE
Cruzado I	Fev/86	(1:1.000 )	Cruzado(Cz\$)
Cruzado II	Jun/87	-	Cruzado(Cz\$)
Verão I	Jan/89	(1:1.000 )	Cruzado Novo (NCz\$)
Verão II	Mai/89	-	Cruzado Novo (NCz\$)
Collor I	Mar/90	-	Cruzeiro (Cr\$)
Collor II	Jan/91	-	Cruzeiro (Cr\$)
FHC 1	Ago/93	(1:1.000 )	Cruzeiro Real (CR\$)
FHC 2	Jul/94	(1:2.750 )	Real (R\$)

Tabela 5: Planos Econômicos

#### 4.4 Estimativas de Parâmetros da Correlação $\beta$

Nesta seção os parâmetros  $\beta_s$ ,  $\beta_m$  e  $s_s$ ,  $s_m$  são calculados para cada período. Os valores para o período intermediário não são apresentados, pois o número de pontos é pequeno para a comparação e inferência de conclusões.

O número de defasagens para a estimativa dos vetores auto-regressivos foi determinado pelo critério de Akaike em 5 e 6 para o primeiro e terceiro períodos respectivamente. Com as estimativas do VAR reduzido, as séries de resíduos do VMA estrutural são recuperadas por meio da decomposição de Blanchard & Quah. O programa fonte utilizado foi escrito especificamente para este trabalho e encontra-se em anexo. A restrição deduzida no modelo teórico em que choques monetários não causam efeitos de longo prazo no preço dos ativos possibilita a separação das séries referentes aos choques de oferta e choques monetários e posterior cálculo das decomposições de variância e índices de correlação  $\beta_s$  e  $\beta_m$  para cada uma delas.

A tabela 6 mostra as porcentagens da variância do erro da inflação ( $s_s$  e  $s_m$ ) que são explicadas por choques de oferta e monetários para vários horizontes para cada regime em que a correlação entre retorno de ativos e a taxa de inflação é estável. Os valores foram calculados a partir das decomposições de variância das séries de erros do VMA pela equação (26).

A tabela 7 mostra as estimativas de  $\beta_s$  e  $\beta_m$  para cada regime, calculados a partir das séries de resíduos do VMA.

Horizonte	1968(1)-1989(12)		1990(2)-1990(10)		1990(12)-2005(12)	
	$s_s$	$s_m$	$s_s$	$s_m$	$s_s$	$s_m$
8	0,558	0,442	0,708	0,292	0,539	0,461
16	0,559	0,441	0,709	0,291	0,549	0,451
32	0,561	0,439	0,709	0,291	0,553	0,447
48	0,562	0,438	0,709	0,291	0,554	0,446
64	0,562	0,438	0,709	0,291	0,554	0,446

Tabela 6: Estimativas de  $s_s$  e  $s_m$

As estimativas das porcentagens de variância explicadas por choques de oferta e monetários no primeiro e terceiro períodos são similares (0,562/0,554 para  $s_s$  e 0,438/0,446 para  $s_m$ ), indicando que a mudança da correlação geral  $\beta$  não foi causada por mudanças na importância relativa dos choques.

As correlações  $\beta_m$  referentes aos efeitos monetários têm uma variação insignificante (0,997/1,004), enquanto que as correlações de oferta  $\beta_s$  variam significativamente entre o primeiro e o terceiro períodos, (-4,107/-1,510), com intervalos de confiança que não se sobrepõem.

Período	Componentes de oferta	Intervalos de confiança
1968(1)-1989(12)	$\Delta SP_t^s = -0,080 - 4,107\pi_t^s$	-4,321/-3,892
1990(2)-1990(10)	$\Delta SP_t^s = -0,0624 + 0,929\pi_t^s$	0,586/1,271
1990(12)-2005(12)	$\Delta SP_t^s = 0,138 - 1,510\pi_t^s$	-2,125/-0,895

Período	Componentes monetários	Intervalos de confiança
1968(1)-1989(12)	$\Delta SP_t^m = 0,001 + 0,997\pi_t^m$	0,997/0,998
1990(2)-1990(10)	$\Delta SP_t^m = 0,0162 + 0,287\pi_t^m$	0,001/0,571
1990(12)-2005(12)	$\Delta SP_t^m = 0,004 + 1,004\pi_t^m$	1,003/1,005

Tabela 7: Estimativas de  $\beta_s$ ,  $\beta_m$  e intervalos de confiança (2,5%/97,5%)

Recordando a fórmula da correlação geral  $\beta$  (equação 17), com exceção do termo  $\beta_s$ , os outros termos variam pouco entre os períodos comparados. Isso indica que a quebra estrutural e mudança na correlação  $\beta$  entre retorno de ativos e taxa de inflação foi causada essencialmente pela mudança na correlação  $\beta_s$  referente aos choques de oferta.

A correlação de oferta (equação 20) depende de três parâmetros:  $\alpha$ ,  $\rho$  e  $\lambda$ . As estimativas similares de  $\beta_m$  indicam que não houve mudanças substanciais nos termos  $\alpha$  e  $\rho$  e, portanto, o termo que explica a mudança na correlação é o termo  $\lambda$  de  $\beta_s$ , referente à política monetária.

Valores negativos para  $\beta_s$  indicam uma política monetária contra-cíclica tanto no primeiro como no terceiro períodos, pois os outros termos são sempre positivos. O valor mais negativo da correlação no primeiro período indica implementação da política monetária com respostas mais fortes a choques de oferta que no período posterior.



## 5 Conclusões

Utilizando a identificação desenvolvida por Bai e Perron, são encontradas duas quebras estruturais na correlação entre as séries de retorno de ativos e taxa de inflação entre os anos de 1968 e 2005. As quebras se dão no começo de 1990 e final de 1990, mesma época em que os planos Collor I e II foram implementados. Isto significa que as mudanças introduzidas por tais planos foram as responsáveis pela alteração significativa na correlação estudada.

Comparando os dados do primeiro e do terceiro períodos, a importância relativa dos choques de oferta e monetários sofre pouca alteração, indicando que a mudança da correlação geral não foi causada por alteração na importância relativa dos choques econômicos. Já a correlação de oferta entre o retorno de ativos e taxa de inflação é significativamente alterada de um período para outro. Como o parâmetro que a determina é a política monetária, pode-se concluir que as quebras estruturais se devem às mudanças na forma de atuar do banco central introduzidas nos planos Collor. Os valores negativos das correlações de oferta sugerem que em ambos os períodos a política monetária foi contra-cíclica. O valor mais negativo no primeiro período indica que as respostas do banco central a choques de oferta foram mais fortes nesta época, e amenizados após os planos.

As correlações gerais calculadas são negativas tanto para o primeiro (1968:1 a 1989:12) quanto para o terceiro (1990:2 a 2005:12) períodos, consistente com a literatura. Após o plano Collor II, não houve mais quebras estruturais, portanto pode-se concluir que a correlação hoje em dia permanece negativa e investidores com carteiras de ações estão vulneráveis à inflação.

Para o período intermediário, embora a correlação seja positiva, o número de pontos para a análise é pequeno e, portanto, os resultados não são conclusivos. Além disso, tais quebras se encontram muito próximas uma da outra, provavelmente indicando uma única quebra entre Dezembro de 1989 e Fevereiro de 1990.

## A Solução do Sistema para $\Delta y_t$ e $\pi_t$

Este anexo mostra a solução do sistema de equações do modelo macroeconômico para se chegar às expressões da inflação e do produto em função apenas dos choques exógenos de oferta e monetários.

Considerando-se expectativas racionais, a expectativa para o nível de preços um período a frente é o próprio nível de preços ( $E_{t-1}p_t = p_t$ ). Substituindo-se a equação (3) na equação (2), a oferta é dada por

$$y_t^s = -\alpha\bar{\omega} + \theta_t. \quad (37)$$

Igualando-se a oferta e a demanda, dadas pelas equações anterior e equação (1),

$$\begin{aligned} m_t - p_t &= -\alpha\bar{\omega} + \theta_t, \\ p_t &= \alpha\bar{\omega} - \theta_t + m_t, \end{aligned}$$

e passando o operador esperança em ambos os lados da equação, tem-se a expressão para a expectativa formada em t-1 para o nível de preços em t:

$$E_{t-1}p_t = \alpha\bar{\omega} - E_{t-1}\theta_t + E_{t-1}m_t.$$

Dado que os choques de oferta e monetários seguem uma distribuição normal com média zero, a aplicação do operador esperança nas equações (4) e (5) resultam em

$$\begin{aligned} E_{t-1}\theta_t &= \theta_{t-1}, \\ E_{t-1}m_{t-1} &= m_{t-1}. \end{aligned}$$

Substituindo os três resultados anteriores na equação (2) e tirando-se a primeira diferença

$$\begin{aligned} y_t^s &= -\alpha\bar{\omega} + \alpha p_t - \alpha(\alpha\bar{\omega} - E_{t-1}\theta_t + E_{t-1}m_t) + \theta_t \\ &= -\alpha\bar{\omega} - \alpha^2\bar{\omega} + \alpha p_t + \alpha E_{t-1}\theta_t - \alpha E_{t-1}m_t + \theta_t \\ &= -\alpha\bar{\omega} - \alpha^2\bar{\omega} + \alpha p_t + \alpha\theta_{t-1} - \alpha m_{t-1} + \theta_t, \\ \Delta y_t^s &= \alpha\pi + \alpha\Delta\theta_{t-1} - \alpha\Delta m_{t-1} + \Delta\theta_t. \end{aligned}$$

A variação da oferta deve ser igual à variação da demanda. Tirando-se a primeira diferença da equação de demanda (1) e igualando à equação anterior,

$$\begin{aligned} y_t^m &= m_t - p_t, \\ \Delta y_t^m &= \Delta m_t - \pi_t = \Delta y_t^s. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta m_t - \pi_t &= \alpha\pi + \alpha\Delta\theta_{t-1} - \alpha\Delta m_{t-1} + \Delta\theta_t, \\ \alpha\pi_t + \pi_t &= -\alpha\Delta\theta_{t-1} + \alpha\Delta m_{t-1} - \Delta\theta_t + \Delta m_t.\end{aligned}$$

Das equações (4) e (5), vem

$$\begin{aligned}\Delta\theta_t &= e_t^s \quad ; \quad \Delta\theta_{t-1} = e_{t-1}^s, \\ \Delta m_t &= \lambda e_t^s + e_t^m \quad ; \quad \Delta m_{t-1} = \lambda e_{t-1}^s + e_{t-1}^m,\end{aligned}$$

e a inflação pode ser descrita por

$$\begin{aligned}\pi_t(1 + \alpha) &= -\alpha e_{t-1}^s + \alpha(\lambda e_{t-1}^s + e_{t-1}^m) - e_t^s + \lambda e_t^s + e_t^m, \\ \pi_t(1 + \alpha) &= (\lambda - 1)e_t^s + (\alpha\lambda - \alpha)e_{t-1}^s + e_t^m + \alpha e_{t-1}^m,\end{aligned}$$

$$\pi_t = \frac{\lambda - 1}{1 + \alpha}e_t^s + \frac{\alpha(\lambda - 1)}{1 + \alpha}e_{t-1}^s + \frac{1}{1 + \alpha}e_t^m + \frac{\alpha}{1 + \alpha}e_{t-1}^m. \quad (38)$$

A substituição da expressão anterior na primeira diferença da equação (1) resulta na expressão para o produto.

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \Delta m_t - \pi_t, \\ \Delta y_t &= \lambda e_t^s + e_t^m - \frac{\lambda - 1}{1 + \alpha}e_t^s - \frac{\alpha(\lambda - 1)}{1 + \alpha}e_{t-1}^s - \frac{1}{1 + \alpha}e_t^m - \frac{\alpha}{1 + \alpha}e_{t-1}^m, \\ \Delta y_t &= \frac{1 + \alpha\lambda}{1 + \alpha}e_t^s + \frac{\alpha(1 - \lambda)}{1 + \alpha}e_{t-1}^s + \frac{\alpha}{1 + \alpha}e_{t-1}^m - \frac{\alpha}{1 + \alpha}e_{t-1}^m.\end{aligned} \quad (39)$$

## B Linearização da Função $SP_t$

Este anexo mostra a linearização da função de preço dos ativos  $SP_t$ , correspondente à equação (9) do texto, mostrada abaixo.

$$SP_t = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \exp\left(-\sum_{j=0}^k r_{t+j}\right) D_{t+k}.$$

Dividindo-se os dois lados por  $D_{t-1}$ , que pertence ao grupo de informações em  $t$  e portanto pode ser introduzido no operador de expectativas, e tirando o logaritmo natural:

$$\log\left(\frac{SP_t}{D_{t-1}}\right) = \log\left[E_t \sum_{k=0}^{\infty} \exp\left(-\sum_{j=0}^k r_{t+j}\right) \frac{D_{t+k}}{D_{t-1}}\right]. \quad (40)$$

Aplicando-se a seguinte transformação,

$$\begin{aligned} \frac{D_{t+k}}{D_{t-1}} &= \exp\left[\log\left(\frac{D_{t+k}}{D_{t-1}}\right)\right] \\ &= \exp(\log D_{t+k} - \log D_{t-1}) \\ &= \exp[(d_{t+k} - d_{t-1}) + (d_{t+k-1} - d_{t+k-1}) + \dots \\ &\quad + (d_{t+k-j} - d_{t+k-j})], \quad j = 0 \dots k+1 \\ \frac{D_{t+k}}{D_{t-1}} &= \exp\left(\sum_{j=0}^k \Delta d_{t+j}\right), \end{aligned}$$

a equação (40) pode ser reescrita na forma

$$\begin{aligned} sp_t - d_{t-1} &= \log\left[E_t \sum_{k=0}^{\infty} \exp\left(-\sum_{j=0}^k r_{t+j}\right) \exp\left(\sum_{j=0}^k \Delta d_{t+j}\right)\right] \\ &= \log\left\{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \exp\left[\sum_{j=0}^k (\Delta d_{t+j} - r_{t+j})\right]\right\} \end{aligned}$$

$$sp_t - d_{t-1} = \log\{E_t [\exp(\Delta d_t - r_t) + \exp(\Delta d_t + \Delta d_{t+1} - r_t - r_{t+1}) + \dots]\}.$$

Para simplificar a notação,

$$\delta_t = \log[E_t(\Phi)].$$

A etapa seguinte da linearização é a expansão de Taylor para  $\delta_t$  ao redor de  $\Delta d_{t+j} = g$ ,  $j = 0 \dots \infty$  e  $r_{t+j} = r$ ,  $j = 0 \dots \infty$ .

A fórmula de Taylor geral de primeira ordem para uma função  $f$  de  $n$  variáveis, ao redor de  $\bar{x}_n$ , é dada por:

$$T[f(x_1; x_2; \dots; x_n)] = f(\bar{x}_1; \bar{x}_2; \dots; \bar{x}_n) + \sum_{i=1}^n \left[ (x_i - \bar{x}_i) \frac{\partial f}{\partial x_i} \Big|_{x_i=\bar{x}_i} \right].$$

O primeiro termo da equação,  $f(\bar{x}_1; \bar{x}_2)$ , correspondente a  $\delta_t$  calculado em  $g$  e  $r$ , é dado por:

$$\begin{aligned} \delta_t(g; r) &= \log [\exp(g - r) + \exp(2g - 2r) + \exp(3g - 3r) + \dots] \\ &= \log [\exp(g - r) + \exp[2(g - r)] + \exp[3(g - r)] + \dots] \\ &= \log [\exp(g - r) + [\exp(g - r)]^2 + [\exp(g - r)]^3 + \dots] \\ &= \log \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \exp(g - r)^{j+1} \right] \\ &= \log \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \exp(g - r)^j - 1 \right]. \end{aligned} \quad (41)$$

A série  $\sum_{j=0}^n t^j$  para  $t \neq 0$  e  $t \neq 1$  é dada por  $\sum_{j=0}^n t^j = \frac{1-t^{n+1}}{1-t}$ , de forma que

$$\sum_{k=0}^{\infty} \exp(g - r)^k = \frac{1 - \exp(g - r)^{\infty}}{1 - \exp(g - r)} = \frac{1}{1 - \exp(g - r)}. \quad (42)$$

A equação (41) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} \delta_t(g; r) &= \log \left[ \frac{1}{1 - \exp(g - r)} - 1 \right] = \log \left[ \frac{1 - 1 + \exp(g - r)}{1 - \exp(g - r)} \right] = \log \left[ \frac{\exp(g - r)}{1 - \exp(g - r)} \right] \\ &= (g - r) - \log [1 - \exp(g - r)] = (g - r) - \log \left[ 1 - \frac{1}{\exp(r - g)} \right] \\ &= (g - r) - \log \left[ \frac{\exp(r - g) - 1}{\exp(r - g)} \right], \end{aligned}$$

$$\delta_t(g; r) = -\log [\exp(r - g) - 1]. \quad (43)$$

O segundo termo da fórmula de Taylor deve ser calculado para  $\Delta d_{t+j}$  e  $r_{t+j}$ ,  $j = 0 \dots \infty$ . Começando-se por  $\Delta d_{t+j}$ , a expressão a ser calculada é  $\sum_{j=0}^{\infty} \left[ (\Delta d_{t+j} - g) \frac{\partial \delta_t}{\partial \Delta d_{t+j}} \Big|_{g,r} \right]$ .

Da equação (42), sabemos que

$$\Phi|_{g,r} = \sum_{k=0}^{\infty} [\exp(g-r)^k - 1] = \frac{\exp(g-r)}{1 - \exp(g-r)}.$$

Para  $j = 0$ ,

$$\left. \frac{\partial \delta_t}{\partial \Delta d_t} \right|_{g,r} = \frac{1}{\Phi} \cdot \Phi|_{g,r} = 1.$$

Para  $j = 1$ ,

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial \delta_t}{\partial \Delta d_{t+1}} \right|_{g,r} &= \frac{1}{\Phi} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial \Delta d_{t+1}} \\ &= \frac{1}{\Phi} \cdot [\exp(\Delta d_t + \Delta d_{t+1} - r_t - r_{t+1}) + \dots] \\ &= \frac{1}{\Phi} \cdot [\Phi - \exp(\Delta d_t - r_t)]|_{g,r} = \left[ 1 - \frac{\exp(g-r)}{\Phi} \right], \\ \left. \frac{\partial \delta_t}{\partial \Delta d_{t+1}} \right|_{g,r} &= \exp(g-r). \end{aligned}$$

O termo geral é dado por

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial \delta_t}{\partial \Delta d_{t+j}} \right|_{g,r} &= \frac{1}{\Phi} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial \Delta d_{t+j}} \\ &= \frac{1}{\Phi} \cdot \left[ \Phi - \sum_{k=0}^{j-1} \exp \sum_{i=0}^k (\Delta d_{t+i} - r_{t+i}) \right] \\ &= 1 - \frac{\sum_{k=0}^{j-1} \exp \sum_{j=0}^k (g-r)}{\frac{\exp(g-r)}{1 - \exp(g-r)}} = 1 - \frac{\sum_{k=0}^{j-1} \exp(g-r)^{k+1}}{\frac{\exp(g-r)}{1 - \exp(g-r)}} \\ &= 1 - \sum_{k=0}^{j-1} \exp(g-r)^k \cdot [1 - \exp(g-r)] \\ &= 1 - \sum_{k=0}^{j-1} \exp(g-r)^k + \sum_{k=1}^j \exp(g-r)^k = 1 - 1 + \exp(g-r)^j, \\ \left. \frac{\partial \delta_t}{\partial \Delta d_{t+j}} \right|_{g,r} &= \exp(g-r)^j. \end{aligned}$$

para  $j = 0 \dots \infty$ ,

$$\sum_{j=0}^{\infty} \left[ (\Delta d_{t+j} - g) \left. \frac{\partial \delta_t}{\partial \Delta d_{t+j}} \right|_{g,r} \right] = \sum_{j=0}^{\infty} \exp(g-r)^j \cdot (\Delta d_{t+j} - g). \quad (44)$$

A dedução similar para  $r_{t+j}$  resulta em

$$\sum_{j=0}^{\infty} \left[ (r_{t+j} - r) \frac{\partial f}{\partial r_{t+j}} \Big|_{g,r} \right] = \sum_{j=0}^{\infty} -\exp(g - r)^j \cdot (r_{t+j} - r). \quad (45)$$

Somando-se as duas equações anteriores,

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^{\infty} \exp(g - r)^j \cdot (\Delta d_{t+j} - r_{t+j}) - \sum_{j=0}^{\infty} \exp(g - r)^j \cdot (g - r) \\ = \sum_{j=0}^{\infty} \exp(g - r)^j \cdot (\Delta d_{t+j} - r_{t+j}) - \frac{g - r}{1 - \exp(g - r)}. \end{aligned} \quad (46)$$

O resultado da expansão é dado pela soma da equação anterior e da equação (43):

$$sp_t - d_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \exp[-(r - g)]^j (\Delta d_{t+j} - r_{t+j}) - \log[\exp(r - g) - 1] - \frac{g - r}{1 - \exp(g - r)}. \quad (47)$$

Como mostrado nos resultados empíricos de Campbell & Shiller (1988), a utilização no modelo da taxa de juros  $r_{t+j}$  variando no tempo, em relação a utilização de uma taxa fixa, tem ganhos limitados, pois introduz ruído nos testes estatísticos. Considerando a taxa de juros fixa, a equação (47) pode ser reescrita na forma:

$$\begin{aligned} sp_t - d_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \exp[-(r - g)]^j \Delta d_{t+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \exp[-(r - g)]^j \cdot r \\ - \log[\exp(r - g) - 1] - \frac{g - r}{1 - \exp(g - r)}. \end{aligned}$$

Finalmente, a expressão linear procurada é dada por

$$sp_t - d_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \exp[-(r - g)]^j \Delta d_{t+j} - \log[\exp(r - g) - 1] - \frac{g}{1 - \exp(g - r)}. \quad (48)$$

## C Cálculo da Função de Expectativas Futuras

Dada a equação de expectativas a baixo,

$$y_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j x_{t+j}, \quad x_t \sim N(0, \sigma_x^2), \quad (49)$$

e o polinômio em defasagem  $C(L)$ , inversível, definido por  $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i$ , pode-se representar  $x_t$  por  $x_t = C(L)u_t$  tal que

$$x_{t+j} = \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i u_{t+j} = \sum_{i=0}^{\infty} c_i u_{t+j-i}.$$

Substituindo em (49),

$$y_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \sum_{i=0}^{\infty} c_i u_{t+j-i}. \quad (50)$$

A esperança de termos futuros é zero, portanto apenas os termos em  $t$  ou anteriores a  $t$  permanecem na equação ( $t + j - i \leq t$ ). Isto implica que  $j \leq i$ .

$$\begin{aligned} E_t(u_{t+j}) &= 0 & j > 0. \\ E_t(u_{t+j}) &= u_{t+j} & j \leq 0. \end{aligned}$$

Invertendo a ordem das somatórias,

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{j=0}^i \rho^j c_i u_{t+j-i} \quad (51)$$

Organizando os termos no diagrama abaixo,

$$\begin{array}{cccc} & j = 0 & j = 1 & j = 2 & \dots \\ i = 0 & c_0 u_t & & & \\ i = 1 & c_1 u_{t-1} & c_1 \rho u_t & & \\ i = 2 & c_2 u_{t-2} & c_2 \rho u_{t-1} & c_2 \rho^2 u_t & \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots \end{array}$$

e somando os termos das colunas, tem-se na expressão final:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} c_i u_{t-i} + \rho \sum_{i=1}^{\infty} c_i u_{t+1-i} + \rho^2 \sum_{i=2}^{\infty} c_i u_{t+2-i} + \dots$$



$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i u_t + \rho \sum_{i=1}^{\infty} c_i L^{-1} L^i u_t + \rho^2 \sum_{i=2}^{\infty} c_i L^{-2} L^i u_t + \dots \\
&= \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i u_t + \rho L^{-1} \sum_{i=1}^{\infty} c_i L^i u_t + \rho^2 L^{-2} \sum_{i=2}^{\infty} c_i L^i u_t + \dots \\
&= \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i u_t + \rho L^{-1} \left( \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i - c_0 \right) u_t + \rho^2 L^{-2} \left( \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i - c_0 - c_1 L \right) u_t + \dots \\
&= \left( \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i u_t + \rho L^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i u_t + \rho^2 L^{-2} \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i u_t + \dots \right) \\
&\quad - (c_0 \rho L^{-1}) u_t - (c_0 \rho^2 L^{-2} + c_1 L \rho^2 L^{-2}) u_t - (c_0 \rho^3 L^{-3} + c_1 L \rho^3 L^{-3} + c_2 L^2 \rho^3 L^{-3}) u_t - \dots \\
&= \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i (1 + \rho L^{-1} + \rho^2 L^{-2} + \dots) u_t + \\
&\quad [-c_0 (\rho L^{-1} + \rho^2 L^{-2} + \rho^3 L^{-3} + \dots) u_t - c_1 (\rho^2 L^{-1} + \rho^3 L^{-2} + \rho^4 L^{-3} + \dots) u_t + \dots] \\
&= \left( \sum_{i=0}^{\infty} c_i L^i \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j L^{-j} \right) u_t + \left( -c_0 \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j L^{-j} - c_1 \rho \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j L^{-j} - \dots \right) u_t \\
&= \left( C(L) \cdot \frac{1}{1 - \rho L^{-1}} \right) u_t + \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j L^{-j} (-c_0 - c_1 \rho - \dots) \right] u_t \\
&= \left( \frac{C(L)}{1 - \rho L^{-1}} \right) u_t - \left[ \frac{\rho L^{-1}}{1 - \rho L^{-1}} \cdot \sum_{i=0}^{\infty} c_i \rho^i \right] u_t \\
&= \left( \frac{C(L)}{1 - \rho L^{-1}} \right) u_t - \left[ \frac{\rho L^{-1} C(\rho)}{1 - \rho L^{-1}} \right] u_t \\
&= \left( \frac{C(L) - \rho L^{-1} C(\rho)}{1 - \rho L^{-1}} \right) u_t \\
y_t &= \left( \frac{LC(L) - \rho C(\rho)}{L - \rho} \right) u_t. \tag{52}
\end{aligned}$$

## D Decomposição de Blanchard e Quah

Este anexo apresenta o programa fonte escrito em R utilizado para a decomposição de Blanchard e Quah:

```
print(----B&Q - INÍCIO ----")

#---- Função para cálculo do número de Lags do VAR----
LagSpec <- function(data, lagmax){
  lag.spec <- var.lag.specification(data, lagmax)
  print(lag.spec)
  windows(width = 6, height = 4)
  plot(lag.spec$results[,2], xlab="Lags", ylab="Valor do teste AIC",
       main="Critério de AIC para número de Lags", type = "n")
  points(lag.spec$results[,2], bg = "limegreen", pch = 21)
  lines(lag.spec$results[,2], col = "green4", lty = "dotted")
  print(min(lag.spec$results[,2]))
}

#Período de análise
inicio=1969; fim=1989

#Número de lags do VAR
lags=3

#Períodos para Função Impulso e Decomposição de Var
sim_lag = 64

#---- Especificação das janelas de análise ----
dibov.win <- window(dibov,start=(inicio), end=(fim))
dipc.win <- window(dipc,start=(inicio), end=(fim))
data.win <- ts.union(dibov.win, dipc.win)

#Teste de Raiz unitária para cada seqüência
print(pp.test(dibov.win))
print(pp.test(dipc.win))

#Chamada da função para determinar o número de Lags do VAR
LagSpec(data.win, 18)

#---- VAR ----
rf.var <- reduced.form.var(data.win, p=lags)
Mcoefs <- rf.var$Bhat
M <- rf.var$mean.S

#Cálculo de CO
Id=matrix(c(1,0,0,1), nrow=2, ncol=2)
A11=0; A12=0; A21=0; A22=0
for(i in 1:lags) {
  A11=A11+Mcoefs[i*2,1]
  A12=A12+Mcoefs[i*2,2]
  A21=A21+Mcoefs[i*2+1,1]
  A22=A22+Mcoefs[i*2+1,2]
}
next
}
A1 <- matrix(c(A11, A21, A12, A22), nrow=2, ncol=2)
B1=Id-A1
C1 <- t(chol(B1^-1 %*% M %*% (t(B1))^2))
C0 <- B1 %*% C1
print("Matriz Co")
```

```

print(CO)

#Vetores de resíduos do VAR
us = rf.var$residuals[,1]
um = rf.var$residuals[,2]

#GRAFICO 1 [Resíduos do VAR]
windows(width = 12, height = 9)
old.par <- par(oma=c(0,0.3,0,0), mfrow=c(2,1))
plot(us,xlab="Observação", ylab="Resíduos", main="Resíduos do VAR - Choques de Oferta",
      tck=0.01, lwd=1, pch = 21,bg = 3, ylim=c(min(us),max(us)) )
mtext("1968-1 a 2005-12 - Dados Mensais")
grid(lwd=0.4,lty = 2)
plot(um,xlab="Observação", ylab="Resíduos do VAR", main="Resíduos do VAR - Choques Monetários",
      tck=0.01, lwd=1, pch = 21,bg = 5, ylim=c(min(us),max(us)) )
mtext("1968-1 a 2005-12 - Dados Mensais")
grid(lwd=.1,lty = 2)

us <- stats::ts(us,start=c(inicio,lags+1), frequency=freq)
um <- stats::ts(um,start=c(inicio,lags+1), frequency=freq)
u <- ts.union(us, um)

#Recuperação dos resíduos do VMA
CO_inv=CO^(-1)
Map11=CO_inv[1,1]
Map12=CO_inv[1,2]
Map21=CO_inv[2,1]
Map22=CO_inv[2,2]

es=0; em=0
for(i in 1:nrow(u))
{
  es[i]=Map11*us[i] + Map12*um[i]
  em[i]=Map21*us[i] + Map22*um[i]
}
next
}

#GRAFICO 2 [Resíduos do VMA]
windows(width = 12, height = 9)
old.par <- par(oma=c(0,0.3,0,0), mfrow=c(2,1))
plot(es,xlab="Observação",ylab="Resíduos", main="Resíduos do VMA - Choques de Oferta",
      tck=0.01, lwd=1, pch = 21,bg = 3, ylim=c(min(es),max(es)))
mtext("1968-1 a 2005-12 - Dados Mensais")
grid(lwd=0.4,lty = 2)
plot(em,xlab="Observação",ylab="Resíduos", main="Resíduos do VMA - Choques Monetários",
      tck=0.01,lwd=1, pch = 21,bg = 5, ylim=c(min(es),max(es)))
mtext("1968-1 a 2005-12 - Dados Mensais")
grid(lwd=.1,lty = 2)

es <- stats::ts(es,start=c(inicio, lags+1), frequency=freq)
em <- stats::ts(em,start=c(inicio, lags+1), frequency=freq)
e <- ts.union(es, em)

print(----B&Q - FIM ----)

```

## Referências

- Adrangi, B., Chatrath, A., Sanvicente, A. Z., 2000. Inflation, Output, and Stock Prices: Evidence from Brasil. *FinanceLab Working Paper*, FLWP-16-2000.
- Bai, J., Perron, P., 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, Volume 66, 47-78.
- Bai, J., Perron, P., 2003. Computation and analysis with multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, Volume 18, 1-22.
- Blanchard, O. J., Quah, D., 1989. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79, 655-673.
- Campbell, J. Y., Shiller, R. J., 1988. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of Financial Studies*, Volume 1, 195-228.
- Campbell, J. Y., Shiller, R. J., 1989. Stock prices, earnings, and expected dividends. *Journal of Finance*, Volume 43, 661-676.
- Du, D., 2006. Monetary Policy, Stock Returns and Inflation. *Journal of Economics and Business*, Volume 58, Issue 1, 36-54.
- Hansen, L. P., Sargent, T. J., 1980. Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 2, 7-46.
- Hess, P. J., Lee, B., 1999. Stock returns and inflation with supply and demand disturbances. *The Review of Financial Studies*, Volume 12, 1203-1218.
- Kaul, G., 1987. Stock return and inflation: the role of the monetary sector. *Journal of Financial Economics*, Volume 18, 253-276.
- Keating, J. W., 2004. Interpreting permanent and transitory shocks to output when aggregate demand may not be neutral in the long run. *Working Paper Series in Theoretical and Applied Economics - University of Kansas*, Paper # 200408.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)