

# UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DOS MODELOS DE CICLOS ELEITORAIS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA (1980~1999)\*

Laudo Massaharu Ogura \*\*

RESUMO: Este artigo testa empiricamente, com dados da economia brasileira, os modelos teóricos de ciclos eleitorais. Esses modelos sugerem empiricamente que o comportamento das variáveis de estado e de política macroeconômica seriam influenciados pelo calendário eleitoral, uma vez que os governantes estariam interessados em se reeleger e isso dependeria da percepção dos eleitores em relação à performance da economia (Nordhaus, 1975) ou à competência dos administradores públicos (Rogoff e Sibert, 1988 / Rogoff, 1990). Nossa avaliação, abrangendo o período de 1980~1999, resultou em evidências favoráveis aos modelos teóricos.

## 1. Introdução

Os primeiros estudos relevantes a estudar os ciclos políticos na economia, isto é, a influência de variáveis políticas no comportamento dinâmico da economia, surgiram na década de 70 com Nordhaus (1975) e Hibbs (1977).

Nordhaus ressaltava a influência do calendário eleitoral sobre a performance das economias, sustentando que os governantes estimulariam o nível de emprego nos períodos pré-eleitorais visando melhorar seu desempenho eleitoral. Como consequência, baseada na curva de Phillips, a inflação se elevaria. Após as eleições, esses movimentos seriam reverteridos.

Hibbs, por sua vez, sugeria que o desempenho econômico estaria relacionado às diferentes tendências ideológicas dos governantes, uma vez que adotariam políticas econômicas distintas. Assim, durante governos de esquerda, que privilegiariam emprego, o nível produto e emprego tenderia a ser mais alto, porém, com maior inflação. Em governos de direita, que privilegiariam estabilidade monetária, a inflação seria mais baixa, porém, com maior desemprego.

Na década de 80, a hipótese de expectativas racionais dos agentes e a abordagem de teoria dos jogos (comportamento estratégico e assimetria de informação) foram incorporadas nesses modelos por diversos autores. Em lugar do modelo de Nordhaus, que ficou conhecido por “political business cycle”, surgiram novas contribuições, das quais as mais relevantes foram as de Rogoff e Sibert (1988) e Rogoff (1990). Esses novos modelos ficaram conhecidos como “rational political business cycle” e sugeriam uma menor influência das variáveis políticas sobre a performance econômica, na medida em que os agentes econômicos fossem capazes de antecipar-se às políticas governamentais e os eleitores baseassem suas escolhas na competência do administrador e não no desempenho da economia durante o período eleitoral. Haveria movimentos cíclicos em determinadas políticas econômicas, mas não necessariamente movimentos no nível de atividade, já que o objetivo de tais políticas não

---

\* O autor agradece aos comentários do Prof. João Ricardo Faria à versão anterior deste trabalho.

\*\* Pós-Graduando em Economia pela Universidade de Brasília.

seria afetar a performance da economia, mas sinalizar a competência do governo. Os movimentos típicos sugeridos pelos autores para o período pré-eleitoral seriam: aumento de despesas de consumo e das transferências do governo, redução da carga tributária, aumento do déficit fiscal, expansão monetária e aumento da inflação. Esses comportamentos tenderiam a ser revertidos após as eleições.

Dadas as implicações empíricas sugeridas, esses modelos são facilmente testáveis, o que tem gerado uma série de trabalhos acadêmicos nesse sentido<sup>1</sup>.

Em nosso trabalho realizamos uma avaliação empírica dos modelos de ciclos eleitorais utilizando, desta vez, dados da economia brasileira. Os dados utilizados são do período iniciado em 1980, quando o processo de abertura política ganhava forma, após o regime militar iniciado em 1964. Antes disso, a existência de um regime autoritário iria contra a premissa, implícita nos modelos, de governantes representativos dos eleitores. Limitamo-nos, aqui, a analisar apenas os ciclos eleitorais, deixando de lado a questão da ideologia do governante e outras hipóteses existentes na literatura de ciclos políticos. Essa restrição, além de delimitar a análise, é motivada também pela dificuldade em distinguir ideologicamente os ocupantes do governo.

Antes de nosso trabalho, Paiva (1994) encontrou uma relação negativa entre preços da gasolina e eleições no Brasil. Fialho (1997) testou a teoria de ciclos eleitorais com dados para crescimento do PIB, inflação e moeda (desde 1953) e para o desemprego (desde 1985), encontrando evidências de ciclos eleitorais apenas no PIB e na oferta monetária, principalmente quando se restringiu a amostra ao período pós-1975, caracterizado pela abertura política e redemocratização. Bonomo e Terra (1999), pesquisando a relação entre política cambial e eleições, encontram evidências de câmbio defasado no período pré-eleitoral, o que possivelmente visaria uma redistribuição de renda em favor da sociedade em geral, em detrimento do setor exportador. Nesses trabalhos citados, os autores consideram todas as eleições realizadas, desde as municipais<sup>2</sup>.

Como variáveis de políticas fiscal e monetária são controladas principalmente pelo governo central, fizemos uma consideração à possível existência de diferenças nos resultados ao se abranger apenas eleições presidenciais ou eleições presidenciais e estaduais/parlamentares<sup>3</sup> ou todas as eleições (incluindo municipais). Isso torna-se especialmente válido porque não dispúnhamos de dados de gastos públicos e/ou endividamento a nível estadual e municipal.

Devido à pequena extensão do período analisado (relativamente à periodicidade das eleições) e diante da instabilidade da economia (provocada por crises fiscais, cambiais e descontroladas sobre a inflação), nossa análise dos resultados procurou levar em consideração a conjuntura econômica de cada momento, ao invés de concluir apenas com resultados econométricos. Podemos lembrar que o período é marcado por recessões em 1981~1983 e em 1990~1992. A inflação manteve tendência crescente até jun/1994 e as inúmeras tentativas de estabilização monetária apenas aprofundaram a instabilidade econômica. Em 1988, a promulgação da nova Constituição agravou a situação fiscal da União, com aumento das despesas sem contrapartidas nas receitas. Em 1998 e 1999, a crise cambial motivada por movimentos de capitais internacionais desfavoráveis, e a elevação dos juros internos manteve a economia estagnada.

---

<sup>1</sup> Para um sumário teórico e empírico dessa literatura, ver Alesina (1988), Alesina e Roubini (1992), Price (1997) ou Alesina, Cohen e Roubini (1997), por exemplo.

<sup>2</sup> Exclui eleições extraordinárias realizadas em um número restrito de municípios.

<sup>3</sup> As eleições estaduais (para governos e assembleias legislativas) e parlamentares (para Senado e Câmara Federal) ocorreram sempre nas mesmas datas.

Na seção 2, a seguir, apresentamos a descrição dos dados utilizados. A metodologia econométrica é discutida na seção 3 e os resultados das estimações, assim como suas análises, são apresentadas na seção 4. Completamos o trabalho com as conclusões, na seção 5.

## **2. Descrição dos Dados**

Adotamos a periodicidade mensal das observações. As variáveis analisadas e os respectivos dados utilizados foram os seguintes:

- desemprego: Taxa de Desemprego Aberto<sup>4</sup> (em %);
- inflação: variação do IGP-DI<sup>5</sup> (em %);
- produto: PIB<sup>6</sup> em índice;
- gastos públicos: itens “Pessoal e Encargos Sociais” e “Outras Despesas” (custeio e investimento) das Despesas Realizadas do Tesouro Nacional - Execução Financeira<sup>7</sup>, deflacionadas;
- oferta monetária: saldo de final de mês do M1 (papel moeda + depósitos à vista) deflacionados;
- taxa de juros real: Taxa Efetiva do Over-Selic, que é a média ponderada, por volume, da taxa efetiva de juros em operações com títulos públicos federais;
- crédito ao setor privado: saldos de final de mês de Empréstimos do Setor Financeiro ao Setor Privado – Total (incluindo atrasados), deflacionado;
- taxa de câmbio efetiva: taxa de câmbio real deflacionada por um índice de preços ao produtor dos EUA;

A fonte dos dados, quando não especificados, foram os Boletins Mensais do Banco Central do Brasil.

No caso dos gastos públicos, a disponibilidade de dados para os itens analisados inicia-se somente em 1986. Além disso, é possível que tais dados, apresentados no conceito de caixa, estejam distorcidos por atrasos de pagamento, mudanças de periodicidade dos reajustes salariais, alterações na legislação, etc, mas dados pelo conceito de competência estariam provavelmente ainda mais distorcidos pelos efeitos da inflação (que foi inconstante). Outra restrição é que tais dados representam apenas a política fiscal do governo central.

A utilização do M1 como próxi para política monetária pode ser criticada também, pois esta variável é endogeneamente afetada, do lado da demanda, pelo nível de inflação, pela taxa de juros real, pelas restrições institucionais às aplicações financeiras e pelo nível de atividade econômica. Pelo lado da oferta, poder-se-ia aceitar a hipótese de endogeneidade<sup>8</sup>, o que tornaria a análise inconclusiva.

---

<sup>4</sup> Refere-se à porcentagem da população economicamente ativa que procurou trabalho nos últimos trinta dias e não trabalhou nos últimos sete anteriores ao da pesquisa (apurado pelo IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística).

<sup>5</sup> O Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna é uma média ponderada entre um índice de preços ao consumidor, um de preços no atacado e outro de custos da construção civil (calculado pela Fundação Getúlio Vargas).

<sup>6</sup> Estimção apresentada pelo Banco Central.

<sup>7</sup> Regime contábil de caixa.

<sup>8</sup> Ver uma discussão sobre o assunto em, por exemplo, Bacha (1988).

Dessa forma, em relação aos gastos públicos e oferta monetária, nosso estudo deixa em aberto a possibilidade de utilização de variáveis mais representativas.

O comportamento das séries foi analisado por duas medidas, dependendo do caso.

Nas variáveis em valores (PIB, gastos, moeda e crédito), após a logaritmização, foi computada a variação anual (VA), isto é:

$$VA x_t = \frac{x_t - x_{t-12}}{x_{t-12}} \cdot 100$$

Nas variáveis em taxas (desemprego, inflação, juros e câmbio), primeiro foi realizada uma transformação para reduzir a heterocedasticidade nas séries em nível. Para as taxas de desemprego e câmbio foi adotada a logaritmização. Para a inflação e juro, devido a valores negativos na amostra, utilizamos a raiz quadrada, com inversão sinal antes e depois da transformação. Após a transformação, tiramos a diferença anual (D12), ou seja:

$$D12 x_t = x_t - x_{t-12}$$

A adoção de tais medidas (VA e D12) justificam-se por estarmos interessados em saber qual o comportamento recente da variável em cada período, isto é, como ela se comportou em relação a um certo tempo atrás. Além disso, o tipo de análise<sup>9</sup> adotado tem ainda a vantagem de eliminar a sazonalidade e a não-estacionariedade das séries, quando presentes.

Para representar os períodos relacionados às eleições foram utilizadas variáveis *dummies* de nível (valor 1 no período eleitoral e zero caso contrário) denominadas por:

- **dp-n** ou **dp+n** se foram consideradas apenas eleições presidenciais<sup>10</sup>,
- **den** ou **de+n** se incluíram também eleições estaduais/parlamentares<sup>11</sup> ou
- **dm-n** ou **de+n** se consideraram todas as eleições (ou seja, inclusive as municipais)<sup>12</sup>.

Os sinais “-” e “+” representam respectivamente os períodos pré e pós-eleitorais. O “n” representa o número de meses considerados antes da eleição ou depois da posse do novo governo (ou da eleição, no caso de eleições sem escolha de novo Presidente). As variáveis para períodos pré-eleitorais incluem o(s) mês(es) da eleição, além dos n meses anteriores (eleições em dois turnos eram realizadas em meses distintos até 1996). O período pós-eleitoral foi considerado, quando de eleições presidenciais, como os n meses após a posse (inclusive), pois supomos que o governo que estivesse saindo não teria compromisso em reverter a política econômica adotada antes e nem legitimidade para realizar mudanças na política. Em posses realizadas em 15/mar (1985 e 1990), o mês de posse considerado foi o de abril. Na eleição de 1998, como o Presidente foi reeleito, consideramos a posse como o mês seguinte à eleição, mesmo não sendo oficialmente o início do novo mandato.

O número de n meses considerados nos períodos pré-eleitorais foram 5, 8 ou 11, além do(s) mês(es) da eleição. No período pós-eleitoral foram considerados 6, 9 ou 12 meses

<sup>9</sup> Alesina e Roubini (1992) utilizam essa análise para produto e nível de preços, porém, descontando as variação médias dessas variáveis nas sete economias mais ricas da OCDE, para eliminar a influência externa na economia. No nosso caso, como a economia brasileira só iniciou sua abertura a partir da década de 90, não consideramos a influência externa.

<sup>10</sup> Em jan/1985, nov~dez/1989, out/1994 e out/1998 (a eleição indireta de 1985 foi incluída porque a liberdade política e a pressão popular existentes na época poderiam justificar manipulações das políticas).

<sup>11</sup> Incluem eleições em nov/1982, nov/1986, out~nov/1990 e também nov/1994, que foi um 2<sup>o</sup> turno.

<sup>12</sup> Incluem eleições em nov/1988, out/1992 e out/1996 (2<sup>os</sup> turnos de eleições municipais não foram considerados por terem se realizados em uma minoria de municípios).

incluindo o da posse. Os intervalos de tempo considerados como “eleitorais” foram mais curtos do que os adotados em alguns testes realizados para economias desenvolvidas<sup>13</sup>. Justificamos esse procedimento devido à curta duração dos contratos de preços e salários no Brasil, que diminuiria o horizonte de expectativas dos agentes e dificultaria a sustentação de políticas econômicas transitórias por um período longo.

### **3. Metodologia Econométrica**

Utilizamos uma especificação autorregressiva para as séries testadas :

$$AR(p): \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \alpha_{p+1} D_t + \varepsilon_t$$

onde  $p$  é a ordem de correlação e  $D$  é a variável eleitoral.

Essa especificação tem sido utilizada em diversos estudos sobre ciclos políticos e parte da premissa de que os movimentos na variável são originadas num processo estocástico de covariância estacionária<sup>14</sup>. Uma crítica que poderia surgir dessa forma de especificação é que restringimos as variáveis explicativas às próprias defasagens da variável dependente. No entanto, se outras variáveis econômicas fossem incluídas do lado direito, estas poderiam também estar correlacionadas com o período eleitoral, o que geraria um problema de multicolinearidade.

A variável eleitoral (dummy) irá capturar possíveis movimentos cíclicos na trajetória dos movimentos da variável econômica analisada. Há outras formas sugeridas na literatura para capturar os movimentos cíclicos das variáveis eleitorais, sendo que esta utilizada por nós é uma das mais simples, porém bastante intuitiva. Nordhaus (1975), por exemplo, apenas observa o sentido do movimento da variável em cada período eleitoral sem se preocupar com o grau de significância estatística, ou seja, o autor conta quantas vezes o desemprego diminuiu nos períodos pré-eleitorais e compara com o número de vezes em que aumentou.

A ordem de correlação do processo  $AR(p)$  foi especificada usando-se método conhecido como “geral para específico”, ou seja, eliminação sucessiva de defasagens superiores não significantes, partindo-se de um número elevado de defasagens definido previamente. No caso, escolhemos 18 como sendo o número máximo de defasagens possíveis. Na especificação de todas as variáveis testadas foram necessárias *dummies* de impulso em determinados meses para corrigir *outliers* nos resíduos, provocados por choques gerados por processos hiperinflacionários ou por políticas econômicas discricionárias. Devido a utilização de estimação por mínimos quadrados, esses *outliers* geravam distorções sérias, tornando as estimações mau especificadas. Esse tipo de problema poderia ser contornado por outros meios<sup>15</sup>, sob o custo, porém, de tornar o trabalho mais complexo. Como o número de intervenções necessárias não foi muito grande, resolvemos manter esse tipo de estimação, por ser a mais utilizada e conhecida. Trabalhos futuros poderiam, já prevendo tais problemas, utilizar outros métodos de estimação sugeridos pela literatura econométrica.

Conforme as implicações empíricas dos modelos teóricos, o sinal esperado para as variáveis eleitorais seriam, no período pré-eleitoral, positivo para PIB, moeda, crédito e gastos públicos e negativo para desemprego e juros reais. No caso da inflação, seria provavelmente positivo antes das eleições, mas isso dependeria do tempo de ajustamento dos preços às

<sup>13</sup> Alesina e Roubini (1992), por exemplo, consideram até dois anos como período eleitoral.

<sup>14</sup> Ver por exemplo, McCallum (1978) e Alesina e Roubini (1992).

<sup>15</sup> Por exemplo, estimação robusta não-linear ou não-paramétrica.

políticas econômicas; como no Brasil esse ajustamento era rápido, poder-se-ia esperar os sinais mencionados, mas é conhecido o fato de que os governos tentavam conter<sup>16</sup> a elevação dos preços no período eleitoral, visto que a inflação era considerada no período um dos piores problemas da sociedade, por corroer o poder de compra das famílias e implicar em custos para as empresas não-financeiras. Assim, poder-se-ia esperar um sinal negativo para movimentos na inflação antes das eleições (Paiva, 1994, mostra esse sinal com preços públicos). No caso da taxa de câmbio, ela poderia ser um instrumento de expansão do produto (se as exportações respondessem positivamente às desvalorizações) ou transferência de renda (do setor exportador para as famílias) e contenção da inflação; no primeiro caso, o sinal seria positivo, mas no segundo, o sinal seria negativo. No Brasil, como as exportações não representavam uma grande parcela do produto e por causa da questão do controle sobre a inflação, preferimos supor a priori o segundo caso (sinal negativo), como encontraram Bonomo e Terra (1999).

No período pós-eleitoral, o sinal da variável eleitoral implicado pela teoria seria positivo para desemprego e juros reais e negativo para PIB, moeda, crédito e gastos públicos. A inflação, se não fosse o processo de hiperinflação brasileira, teria um sinal negativo, sob premissa de ajustamento rápido dos preços. Mas no caso brasileiro, tanto poderia ocorrer um aumento da inflação em relação ao período anterior, quando o governo teria contido a elevação dos preços, como poderia haver uma redução quando se considera somente as eleições presidenciais, pois os governos eleitos tentariam controlar a inflação. Em relação ao câmbio, vale o raciocínio inverso para o período pré-eleitoral e supomos um sinal positivo, a priori, sustentado pelos achados de Bonomo e Terra (1999).

#### **4. Resultados**

Nas tabelas desta seção, restringimos a apresentação de parâmetros e estatísticas-teste ao mínimo necessário, por uma questão de espaço e clareza. Os resultados completos podem ser obtidos sob pedido, incluindo os testes de estacionariedade das séries estimadas.

As estimações foram realizadas através do *Pc-Give 9.1*<sup>®</sup>, enquanto a análise de estacionariedade foi procedida com o uso do *Eviews 3.0*<sup>®</sup>, por uma questão de facilidade de manuseio. Os testes de especificação das regressões apresentados são os seguintes:

- *AR 1-p* é um teste para autocorrelação residual até a ordem  $p$  (white-noise vs residual serial correlation)
- *ARCH p* refere-se a um teste de heterocedasticidade em processos autorregressivos (constant variance vs residual ARCH)
- *Normality* é um teste  $\chi^2_{(2)}$  de normalidade dos resíduos (normality vs residual non-normality).
- *$X_i^2$*  é um teste de heterocedasticidade para os resíduos (homoscedasticity vs residual heteroscedasticity)
- *$X_i \times X_j$*  é um teste de especificação contra regressões com os produtos das variáveis explicativas (linearity vs functional form mis-specification)
- *RESET* é um teste de especificação contra potências da variável dependente (functional form mis-specification).

---

<sup>16</sup> Os instrumentos usuais para conter a inflação eram principalmente controle de preços públicos e privados, salários, aluguéis e taxa de câmbio; restrição monetária e a credibilidade fiscal quase nunca foram importantes nesses processos.

Em todas as estimações consideradas, as estatísticas-teste rejeitam problemas nos resíduos a intervalos de confiança de no mínimo 5% (quase sempre a mais de 10%).

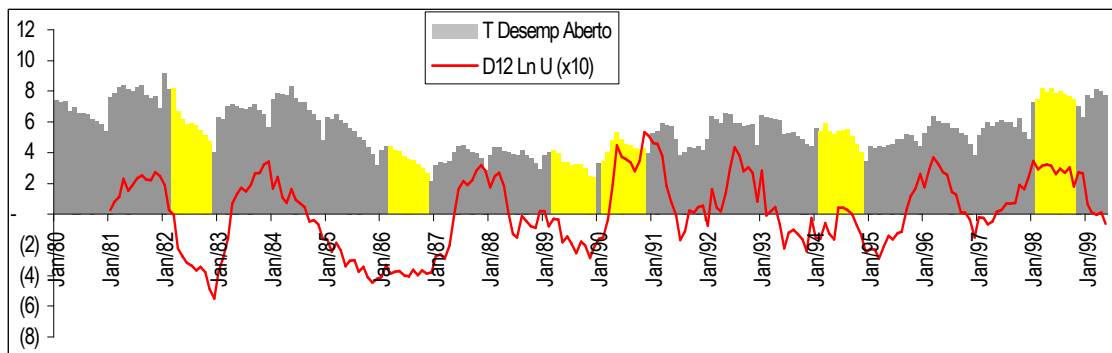
#### 4.1. Taxa de Desemprego

TABELA 1:

| <b>Variável dependente: D12 Ln U</b>                    |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
|---|---------|---------|---------|---------|---------------|--------------|---------|---------|---------|
| U = taxa de desemprego aberto em %, mensal, fonte: IBGE |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| Período da amostra (U): jun/80 à mai/99.                |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| D12 Ln U = Ln U(t) - Ln U(t-12)                         |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| Especificação da regressão: AR13                        |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| Dummies incluídas: 04/90, 02/92                         |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| Período da estimação: jul/82 à mai/99                   |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| Período pré-eleitoral                                   |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| variável eleitoral                                      | dp-5    | dp-8    | dp-11   | de-5    | de-8          | de-11        | dm-5    | dm-8    | dm-11   |
| coeficiente   | -0,012  | -0,015  | -0,003  | -0,016  | -0,021        | -0,011       | -0,009  | -0,017  | -0,010  |
| t-estatística   | -0,761  | -1,134  | -0,258  | -1,307  | <b>-1,830</b> | -1,020       | -0,817  | -1,619  | -0,994  |
| (t-probabilidade)                                       | (0,448) | (0,258) | (0,796) | (0,193) | (0,069)       | (0,309)      | (0,415) | (0,107) | (0,321) |
| R <sup>2</sup>  | 0,92    | 0,92    | 0,92    | 0,92    | 0,92          | 0,92         | 0,92    | 0,92    | 0,92    |
| Período pós-eleitoral                                   |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| variável eleitoral                                      | dp+6    | dp+9    | dp+12   | de+6    | de+9          | de+12        | dm+6    | dm+9    | dm+12   |
| coeficiente   | -0,013  | -0,006  | -0,001  | 0,006   | 0,006         | 0,020        | 2E-04   | 0,003   | 0,012   |
| t-estatística   | -0,779  | -0,405  | -0,103  | 0,486   | 0,553         | <b>1,789</b> | 0,015   | 0,328   | 1,154   |
| (t-probabilidade)                                       | (0,437) | (0,686) | (0,918) | (0,628) | (0,581)       | (0,075)      | (0,988) | (0,743) | (0,250) |
| R <sup>2</sup>  | 0,92    | 0,92    | 0,92    | 0,92    | 0,92          | 0,92         | 0,92    | 0,92    | 0,92    |
| Testes (na regressão sem variável eleitoral)            |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| AR 1- 7 F( 7,180) = 0.5666 [0.7824]                     |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| ARCH 7 F( 7,173) = 0.51788 [0.8203]                     |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| Normality Chi <sup>2</sup> (2)= 4.1455 [0.1258]         |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| xi <sup>2</sup> F(28,158) = 0.80617 [0.7435]            |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| xi*xj F(106, 80) = 0.75093 [0.9163]                     |         |         |         |         |               |              |         |         |         |
| RESET F( 1,186) = 1.0777 [0.3006]                       |         |         |         |         |               |              |         |         |         |

A variável eleitoral teve sempre os sinais esperados no período pré-eleitoral, mas significativa apenas para **de8**, que representa os 8 meses anteriores (além dos meses de eleição) às eleições presidenciais e estaduais/parlamentares. Analisando os períodos abrangidos, notamos que os períodos pré-eleitorais de 1990 e 1998 são exceções, quando o País vivia respectivamente sob a recessão imposta pelo Plano Collor e pela estagnação econômica oriunda da crise cambial. Uma análise centrada nas eleições presidenciais mostrará que o desemprego caiu de forma sensível antes das eleições de 1989 e de 1994. Em 1984, não houve queda expressiva em relação ao ano anterior e em 1998, a recessão foi caracterizada por aumento drástico do desemprego. No gráfico, a seguir, as faixas claras representam os períodos englobados por **de8**.

GRÁFICO 1:



Em relação ao período pós-eleitoral, **de+12** indica aumento do desemprego após eleições presidenciais e estaduais/parlamentares, de acordo com o esperado pelo modelo de Nordhaus (1975).

## 4.2. Produto

TABELA 2:

### Variável dependente: Variação anual do Ln iPIB

iPIB = índice de PIB mensal, dez/77 = 100, fonte: Bacen

Período da amostra (iPIB): jan/80 à set/98.

Variação anual do Ln iPIB =  $[\text{Ln iPIB}(t) / \text{Ln iPIB}(t-12) - 1] \times 100$

Especificação da regressão: AR17

Dummies incluídas: 04/90, 04/91

Período da estimação: jun/82 à set/98

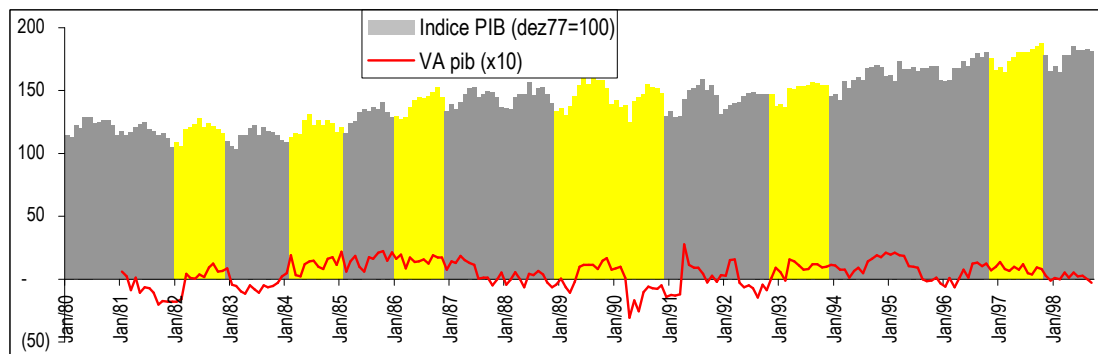
| Período pré-eleitoral                        |                       |                  |              |              |              |               |             |             |              |
|--|-----------------------|------------------|--------------|--------------|--------------|---------------|-------------|-------------|--------------|
| <u>variável eleitoral</u>                    | <u>dp-5</u>           | <u>dp-8</u>      | <u>dp-11</u> | <u>de-5</u>  | <u>de-8</u>  | <u>de-11</u>  | <u>dm-5</u> | <u>dm-8</u> | <u>dm-11</u> |
| coeficiente                                  | 0,219                 | 0,224            | 0,157        | 0,204        | 0,179        | 0,153         | 0,097       | 0,117       | 0,072        |
| t-estatística                                | <b>2,031</b>          | <b>2,478</b>     | <b>1,920</b> | <b>2,415</b> | <b>2,367</b> | <b>2,122</b>  | 1,264       | 1,640       | 0,977        |
| (t-probabilidade)                            | (0,044)               | (0,014)          | (0,565)      | (0,017)      | (0,019)      | (0,035)       | (0,208)     | (0,103)     | (0,330)      |
| R <sup>2</sup>                               | 0,77                  | 0,78             | 0,77         | 0,77         | 0,77         | 0,77          | 0,77        | 0,77        | 0,77         |
| Período pós-eleitoral                        |                       |                  |              |              |              |               |             |             |              |
| <u>variável eleitoral</u>                    | <u>dp+6</u>           | <u>dp+9</u>      | <u>dp+12</u> | <u>de+6</u>  | <u>de+9</u>  | <u>de+12</u>  | <u>de+6</u> | <u>de+9</u> | <u>de+12</u> |
| coeficiente                                  | 0,193                 | 0,035            | -0,015       | -0,030       | -0,127       | -0,148        | 0,047       | -0,020      | -0,016       |
| t-estatística                                | 1,461                 | 0,318            | -0,154       | -0,312       | -1,555       | <b>-1,913</b> | 0,565       | -0,269      | -0,231       |
| (t-probabilidade)                            | (0,146)               | (0,750)          | (0,878)      | (0,755)      | (0,122)      | (0,057)       | (0,573)     | (0,788)     | (0,817)      |
| R <sup>2</sup>                               | 0,77                  | 0,77             | 0,77         | 0,77         | 0,77         | 0,77          | 0,77        | 0,77        | 0,77         |
| Testes (na regressão sem variável eleitoral) |                       |                  |              |              |              |               |             |             |              |
| AR 1- 7                                      | F( 7,169) =           | 1.4665 [0.1823]  |              |              |              |               |             |             |              |
| ARCH 7                                       | F( 7,162) =           | 0.65893 [0.7065] |              |              |              |               |             |             |              |
| Normality                                    | Chi <sup>2</sup> (2)= | 1.215 [0.5447]   |              |              |              |               |             |             |              |
| xi <sup>2</sup>                              | F(36,139) =           | 0.96348 [0.5349] |              |              |              |               |             |             |              |
| RESET  | F( 1,175) =           | 0.18545 [0.6673] |              |              |              |               |             |             |              |

O coeficiente da variável eleitoral nos períodos pré-eleitorais apresentou sinal sempre positivo e significativo (a 10%) para eleições presidenciais e eleições presidenciais/estaduais/parlamentares. Analisando esses períodos, notamos que a única exceção foi o ano de 1998, quando o crescimento do produto foi praticamente nulo, devido à recessão gerada pela crise cambial.

Para períodos pós-eleitorais o sinal é predominantemente negativo, mas somente **de+12** é estatisticamente significativo, o que coincide com o encontrado para a taxa de desemprego e está de acordo com a o modelo de political business cycle.

No gráfico abaixo, as faixas claras representam períodos pré-eleitorais de eleições presidenciais/estaduais/parlamentares (eleição e 11 meses ante).

GRÁFICO 2:



### 4.3. Inflação

TABELA 3:

#### Variável dependente: D12 R2 Infl

Infl = taxa de inflação (variação do IGP-DI) em %, mensal, fonte: FGV

Período da amostra (IGP-DI): jan/80 à jun/99.

D12 R2 Infl = R2 Infl(t) - R2 Infl(t-12); R2 X = raiz quadrada de X (-R2 |X|, se X<0).

Especificação da regressão: AR13

Dummies incluídas: 04/86, 04/87, 02/89, 04/90, 04/91, 08/94

Período da estimação: fev/82 à jun/99

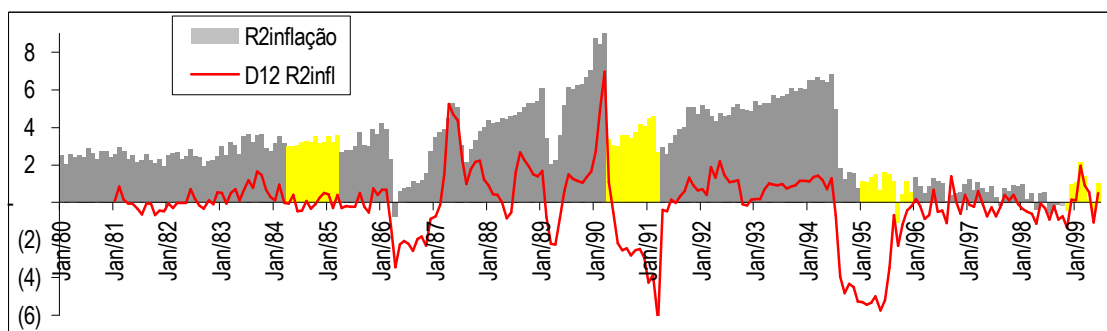
| Período pré-eleitoral                        |                       |                  |               |         |         |         |         |         |         |
|--|-----------------------|------------------|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| variável eleitoral                           | dp-5                  | dp-8             | dp-11         | de-5    | de-8    | de-11   | dm-5    | dm-8    | dm-11   |
| coeficiente                                  | 0,094                 | 0,018            | -0,001        | -0,096  | -0,051  | -0,039  | -0,021  | 0,030   | 0,001   |
| t-estatística                                | 0,584                 | 0,127            | -0,009        | -0,738  | -0,436  | -0,347  | -0,019  | 0,272   | 0,012   |
| (t-probabilidade)                            | (0,560)               | (0,899)          | (0,993)       | (0,462) | (0,664) | (0,729) | (0,853) | (0,786) | (0,990) |
| R <sup>2</sup>                               | 0,87                  | 0,87             | 0,87          | 0,87    | 0,87    | 0,87    | 0,87    | 0,87    | 0,87    |
| Período pós-eleitoral                        |                       |                  |               |         |         |         |         |         |         |
| variável eleitoral                           | dp+6                  | dp+9             | dp+12         | de+6    | de+9    | de+12   | dm+6    | dm+9    | dm+12   |
| coeficiente                                  | -0,327                | -0,125           | -0,237        | -0,206  | -0,118  | -0,119  | -0,126  | -0,021  | -0,004  |
| t-estatística                                | <b>-1,930</b>         | -0,837           | <b>-1,688</b> | -1,485  | -0,972  | -0,983  | -1,045  | -0,191  | -0,040  |
| (t-probabilidade)                            | (0,055)               | (0,404)          | (0,093)       | (0,139) | (0,332) | (0,327) | (0,298) | (0,849) | (0,968) |
| R <sup>2</sup>                               | 0,87                  | 0,87             | 0,87          | 0,87    | 0,87    | 0,87    | 0,87    | 0,87    | 0,87    |
| Testes (na regressão sem variável eleitoral) |                       |                  |               |         |         |         |         |         |         |
| AR 1- 7                                      | F( 7,182) =           | 0.74381 [0.6351] |               |         |         |         |         |         |         |
| ARCH 7                                       | F( 7,175) =           | 0.87091 [0.5307] |               |         |         |         |         |         |         |
| Normality                                    | chi <sup>2</sup> (2)= | 2.8272 [0.2433]  |               |         |         |         |         |         |         |
| xi <sup>2</sup>                              | F(32,156) =           | 0.8262 [0.7318]  |               |         |         |         |         |         |         |
| RESET  | F( 1,188) =           | 0.35525 [0.5519] |               |         |         |         |         |         |         |

Antes das eleições, as variáveis eleitorais não foram estatisticamente significantes. Analisando esses períodos, verificamos que a inflação caiu, em relação ao ano anterior, nos períodos pré-eleitorais de 1986, 1990, 1994 e 1998, porém aumentou em 1988, 1989 e 1992.

Em 1988 e 1989, a inflação estava fora do controle do governo, que perdera a credibilidade após inúmeros planos de estabilização monetária fracassados. Em 1992, adotava-se uma política mais ortodoxa, porém incapaz de reduzir a inflação que crescera a partir de meados de 1991, com o fracasso do Plano Collor. No período da amostra, é mais razoável supor que os governos buscavam conter o crescimento da inflação nos períodos pré-eleitorais como uma forma de sinalização de competência (o que seria uma extensão dos modelos de rational political business cycle).

Nos períodos pós-eleitorais, a variável política mostrou sinal negativo e significância estatística a 10% para eleições presidenciais. De fato, das 4 eleições presidenciais, em duas houve queda da inflação (em relação ao ano anterior) após a posse do novo governo (em 1990 e 1994). Em 1985, o governo tentou reduzir a inflação através de uma política econômica ortodoxa (restrição fiscal e monetária), mas devido à indexação, não obteve sucesso. Apenas em mar/1986 foi instituído um plano mais concreto de estabilização monetária, o Plano Cruzado, que inaugura a série de planos heterodoxos que seriam adotados a partir de então. Em 1999, a elevação da inflação foi uma consequência da desvalorização cambial, que por sua vez foi adiada durante meses, mesmo com o agravamento da crise cambial, possivelmente por motivos eleitorais.

GRÁFICO 3:



A redução pós-eleitoral da inflação poderia ser vista, numa interpretação dentro dos argumentos de ciclos eleitorais, como tentativas de conter pressões inflacionárias criadas pela expansão do nível de atividade criada antes das eleições (Nordhaus, 1975). Em 1989, porém o que se viu foi uma expectativa de que o novo governo mudasse a política econômica, adotando algum tipo de plano de estabilização, o que provocou uma aceleração da inflação por motivos de prevenção à políticas esperadas de controle sobre preços e salários (muito usadas até 1991). O novo governo (que assumia com inflação de cerca de mais de 80%) foi então obrigado a adotar um pacote econômico de emergência.

#### 4.4. Política Monetária

##### 4.4.1. Oferta Monetária

Na estimação de M1, consideradas as ressalvas já comentadas na descrição de dados, o sinal da variável eleitoral apresentou sempre o sinal previsto pelos modelos teóricos, porém quase nunca significância estatística.

Apenas para os períodos pós-eleitorais de eleições presidenciais/estaduais/parlamentares/municipais a variável eleitoral foi significativa. Isso implica que o acréscimo dos anos de 1989, 1993 e 1997 (que são anos após eleições exclusivamente municipais) na variável eleitoral foi estatisticamente relevante. De fato, a maior retração em M1 ocorreu em entre 1987 e 1989, mas tratou-se de um fenômeno de retração da demanda por moeda, provocada pela aceleração da inflação.

TABELA 4:

| <b>Variável dependente: Variação anual do Ln M1</b>                                  |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
|--|-----------------------|------------------|--------------|-------------|-------------|--------------|-------------|---------------|---------------|
| M1 = papel moeda + depósitos à vista deflacionados para jun/99, mensal, fonte: Bacen |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| Período da amostra (M1 nominal): jan/80 à jun/99.                                    |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| Variação anual do Ln iPIB = [Ln M1(t)/Ln M1(t-12) - 1]x100                           |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| Especificação da regressão: AR16   |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| Dummies incluídas:   |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| 03/86, 03/87, 04/87, 04/89, 07/89, 01/90, 03/90, 05/90, 03/91, 03/92, 09/94, 01/97   |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| Período da estimação: mai/82 à jun/99  |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| Período pré-eleitoral  |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| <u>variável eleitoral</u>  | <u>dp-5</u>           | <u>dp-8</u>      | <u>dp-11</u> | <u>de-5</u> | <u>de-8</u> | <u>de-11</u> | <u>dm-5</u> | <u>dm-8</u>   | <u>dm-11</u>  |
| coeficiente  | 0,002                 | 0,001            | 0,001        | 0,002       | 0,002       | 0,002        | 0,001       | 0,001         | 0,002         |
| t-estatística  | 1,081                 | 0,436            | 0,684        | 1,085       | 1,209       | (1,307)      | 0,593       | 1,007         | 1,272         |
| (t-probabilidade)  | (0,281)               | (0,664)          | (0,495)      | (0,280)     | (0,228)     | (0,193)      | (0,554)     | (0,315)       | (0,205)       |
| R <sup>2</sup>   | 0,97                  | 0,97             | 0,97         | 0,97        | 0,97        | 0,97         | 0,97        | 0,97          | 0,97          |
| Período pós-eleitoral  |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| <u>variável eleitoral</u>  | <u>dp+6</u>           | <u>dp+9</u>      | <u>dp+12</u> | <u>de+6</u> | <u>de+9</u> | <u>de+12</u> | <u>dm+6</u> | <u>dm+9</u>   | <u>dm+12</u>  |
| coeficiente  | -8E-05                | -5E-04           | 2E-04        | -0,002      | -0,001      | -0,002       | -0,002      | -0,002        | -0,003        |
| t-estatística  | -0,050                | -0,305           | 0,146        | -1,057      | -1,099      | -1,628       | -1,467      | <b>-2,050</b> | <b>-2,462</b> |
| (t-probabilidade)  | (0,961)               | (0,761)          | (0,884)      | (0,292)     | (0,273)     | (0,105)      | (0,144)     | (0,042)       | (0,015)       |
| R <sup>2</sup>   | 0,97                  | 0,97             | 0,97         | 0,97        | 0,97        | 0,97         | 0,97        | 0,97          | 0,97          |
| Testes (na regressão sem variável eleitoral)   |                       |                  |              |             |             |              |             |               |               |
| AR 1- 7  | F( 7,170) =           | 0.54879 [0.7964] |              |             |             |              |             |               |               |
| ARCH 7   | F( 7,163) =           | 0.9311 [0.4841]  |              |             |             |              |             |               |               |
| Normality  | Chi <sup>2</sup> (2)= | 4.2875 [0.1172]  |              |             |             |              |             |               |               |
| xi <sup>2</sup>  | F(44,132) =           | 0.65326 [0.9473] |              |             |             |              |             |               |               |
| RESET  | F( 1,176) =           | 2.0221 [0.1568]  |              |             |             |              |             |               |               |

#### 4.4.2. Juros Reais

O comportamento dos juros reais, em relação às eleições, como podemos ver na TABELA 5, não corresponde ao que poderíamos esperar diretamente dos modelos teóricos de ciclos eleitorais. As variáveis eleitorais das nossas estimações rejeitaram qualquer movimento cíclico significativo no período pós-eleitoral, mas no período pré-eleitoral, o sinal encontrado foi positivo e houve significância para **de5**, **de-8**, **dm-5** e **dm-8**. Uma interpretação para esse resultado é que os juros reais foram mais elevados no período pré-eleitoral para conter a inflação. Desta forma, juros elevados contribuiriam para a tentativa de sinalizar competência por parte dos governantes. Resta a dúvida sobre como o produto e emprego teriam sido estimulados nos períodos pré-eleitorais. Uma hipótese é de que, como existe uma defasagem entre redução de juros e expansão do nível de atividade, os juros reais podem ter sido menores em algum período anterior ao eleitoral. Como a definição de períodos é necessariamente ad hoc, exige-se algum tipo de teste para determinar a defasagem; antes disso, um teste de causalidade seria recomendável, mas esses procedimentos fogem ao escopo do nosso trabalho. Além disso, no caso brasileiro, durante o período anterior ao plano Real, as variações dos juros reais podem ter refletido muito mais os erros de previsão dos juros nominais em relação à inflação do que a política monetária.

TABELA 5:

| <b>Variável dependente: D12 R2 Selic</b>  |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
|---|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Selic = taxa de juros real Selic-over efetiva em %, mensal, fonte: Bacen                  |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| Período da amostra (Selic-over efetiva): jan/80 à jun/99.                                 |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| D12 R2 Selic = R2 Selic(t) - R2 Selic(t-12); R2 X = raiz quadrada de X (-R2  X , se X<0). |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| Especificação da regressão: AR17  |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| Dummies incluídas: 11/85,04/87, 03/89, 07/89, 03/90, 02/91, 03/91, 02/92, 07/94, 0299     |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| Período da estimação: jun/82 à jun/99   |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| Período pré-eleitoral   |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| <u>variável eleitoral</u>   | <u>dp-5</u> | <u>dp-8</u> | <u>dp-11</u> | <u>de-5</u>  | <u>de-8</u>  | <u>de-11</u> | <u>dm-5</u>  | <u>dm-8</u>  | <u>dm-11</u> |
| coeficiente   | 0,471       | 0,359       | 0,317        | 0,544        | 0,358        | 0,275        | 0,390        | 0,311        | 0,253        |
| t-estatística   | 1,630       | 1,455       | 1,442        | <b>2,551</b> | <b>1,846</b> | 1,489        | <b>2,046</b> | <b>1,731</b> | 1,394        |
| (t-probabilidade)   | (0,105)     | (0,148)     | (0,151)      | (0,012)      | (0,067)      | (0,138)      | (0,042)      | (0,085)      | (0,165)      |
| R <sup>2</sup>  | 0,60        | 0,60        | 0,60         | 0,61         | 0,60         | 0,60         | 0,60         | 0,60         | 0,60         |
| Período pós-eleitoral   |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| <u>variável eleitoral</u>   | <u>dp+6</u> | <u>dp+9</u> | <u>dp+12</u> | <u>de+6</u>  | <u>de+9</u>  | <u>de+12</u> | <u>dm+6</u>  | <u>dm+9</u>  | <u>dm+12</u> |
| coeficiente   | 0,207       | 0,281       | 0,172        | 0,253        | 0,191        | -0,182       | 0,039        | 0,060        | -0,282       |
| t-estatística   | 0,716       | 1,148       | 0,757        | 1,087        | 0,956        | -0,964       | 0,189        | 0,325        | -1,551       |
| (t-probabilidade)   | (0,475)     | (0,253)     | (0,450)      | (0,278)      | (0,340)      | (0,336)      | (0,850)      | (0,745)      | (0,123)      |
| R <sup>2</sup>  | 0,59        | 0,59        | 0,59         | 0,59         | 0,59         | 0,59         | 0,59         | 0,59         | 0,60         |
| Testes (na regressão sem variável eleitoral)  |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| AR 1- 7 F( 7,170) = 1.6694 [0.1195]   |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| ARCH 7 F( 7,163) = 1.3082 [0.2494]  |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| Normality Chi <sup>2</sup> (2)= 1.6227 [0.4443]   |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| xi <sup>2</sup> F(44,132) = 0.57819 [0.9809]  |             |             |              |              |              |              |              |              |              |
| RESET F( 1,176) = 0.90895 [0.3417]  |             |             |              |              |              |              |              |              |              |

## 4.4.3. Crédito ao Setor Privado

TABELA 6:

| <b>Variável dependente: Variação anual do Ln ESP</b>                               |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
|--|-------------|-------------|--------------|-------------|--------------|---------------|-------------|-------------|--------------|
| ESP = empréstimos ao setor privado deflacionados para jun/99, mensal, fonte: Bacen |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
| Período da amostra (ESP): jan/80 à jun/99.   |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
| Variação anual do Ln ESP = [Ln ESP(t)/Ln ESP(t-12) - 1]x100                        |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
| Especificação da regressão: AR16 com trend   |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
| Dummies incluídas: 06/88, 01/90, 05/90, 07/94, 07/96, 09/98                        |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
| Período da estimação: jul/82 à jun/99  |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
| Período pré-eleitoral  |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
| <u>variável eleitoral</u>  | <u>dp-5</u> | <u>dp-8</u> | <u>dp-11</u> | <u>de-5</u> | <u>de-8</u>  | <u>de-11</u>  | <u>dm-5</u> | <u>dm-8</u> | <u>dm-11</u> |
| coeficiente  | -0,002      | 0,032       | 0,033        | 0,059       | 0,058        | 0,056         | 0,010       | 0,024       | 0,026        |
| t-estatística  | -0,046      | 0,829       | 0,937        | 1,621       | <b>1,802</b> | <b>1,843</b>  | 0,307       | 0,813       | 0,873        |
| (t-probabilidade)  | (0,964)     | (0,408)     | (0,350)      | (0,107)     | (0,073)      | (0,067)       | (0,759)     | (0,417)     | (0,384)      |
| R <sup>2</sup>   | 0,94        | 0,94        | 0,94         | 0,95        | 0,95         | 0,95          | 0,94        | 0,94        | 0,94         |
| Período pós-eleitoral  |             |             |              |             |              |               |             |             |              |
| <u>variável eleitoral</u>  | <u>dp+6</u> | <u>dp+9</u> | <u>dp+12</u> | <u>de+6</u> | <u>de+9</u>  | <u>de+12</u>  | <u>dm+6</u> | <u>dm+9</u> | <u>dm+12</u> |
| coeficiente  | 0,024       | 0,032       | 0,008        | -0,033      | -0,031       | -0,056        | -0,013      | -0,033      | -0,048       |
| t-estatística  | 0,046       | 0,732       | 0,208        | -0,860      | -0,907       | <b>-1,734</b> | -0,393      | -1,089      | -1,605       |
| (t-probabilidade)  | (0,646)     | (0,465)     | (0,836)      | (0,391)     | (0,365)      | (0,085)       | (0,695)     | (0,278)     | (0,110)      |
| R <sup>2</sup>   | 0,94        | 0,94        | 0,94         | 0,94        | 0,94         | 0,95          | 0,94        | 0,95        | 0,95         |

Testes (na regressão sem variável eleitoral)

|                 |                       |         |          |
|-----------------|-----------------------|---------|----------|
| AR 1- 7         | F( 7,167) =           | 0.19615 | [0.9859] |
| ARCH 7          | F( 7,160) =           | 1.5733  | [0.1469] |
| Normality       | Chi <sup>2</sup> (2)= | 4.3826  | [0.1118] |
| xi <sup>2</sup> | F(44,129) =           | 0.76152 | [0.8495] |
| RESET           | F( 1,173) =           | 0.32635 | [0.5686] |

Os resultados para a variável crédito foram razoavelmente favoráveis aos modelos teóricos, uma vez que as variáveis eleitorais que mostraram-se estatisticamente significantes apresentaram sinal correto.

Para os períodos pré-eleitorais, as variáveis **de-n** foram significantes (ou quase) a 10%, indicando aumento do crédito ao setor privado, que poderia ter sido um dos fatores de estímulo ao nível de atividade antes das eleições. Um teste de causalidade seria necessário para fortalecer esta hipótese.

Nos períodos pós-eleitorais, a única variável significativa foi **de+12**, indicando redução do crédito em relação ao ano anterior. Esse resultado corresponde ao encontrado para PIB e desemprego.

#### 4.5. Política Fiscal

##### 4.5.1. Despesas com Pessoal e Encargos Sociais (Governo Central)

Consideramos apenas eleições presidenciais, visto que o impacto em termos macroeconômico (como política fiscal) parece ser pequeno. Supomos que o impacto se restringiria apenas aos funcionários do governo central.

TABELA 7:

**variável dependente: variação anual do Ln PE**

PE = despesas com pessoal e encargos sociais deflacionados para abr/99, regime de caixa, mensal, fonte: Bacen

Período da amostra (ESP): jan/86 à abr/99.

Varição anual do Ln PE =  $[\text{Ln PE}(t)/\text{Ln PE}(t-12) - 1] \times 100$

Especificação da regressão: AR13

Dummies incluídas: 04/95, 12/90, 04/96

Período da estimação: fev/88 à abr/99

Período pré-eleitoral

| <u>variável eleitoral</u> | <u>dp-5</u> | <u>dp-8</u> | <u>dp-11</u> |
|---------------------------|-------------|-------------|--------------|
| coeficiente               | -0,596      | 0,140       | 0,134        |
| t-estatística             | -0,862      | 0,237       | 0,247        |
| (t-probabilidade)         | (0,390)     | (0,812)     | (0,805)      |
| R <sup>2</sup>            | 0,56        | 0,55        | 0,55         |

Período pós-eleitoral

| <u>variável eleitoral</u> | <u>dp+6</u> | <u>dp+9</u>  | <u>dp+12</u> |
|---------------------------|-------------|--------------|--------------|
| coeficiente               | 1,090       | 1,103        | 1,305        |
| t-estatística             | 1,510       | <b>1,696</b> | <b>2,154</b> |
| (t-probabilidade)         | (0,133)     | (0,092)      | (0,003)      |
| R <sup>2</sup>            | 0,56        | 0,56         | 0,57         |

Testes (na regressão sem variável eleitoral)

|                 |                       |           |          |
|-----------------|-----------------------|-----------|----------|
| AR 1- 7         | F( 7,111) =           | 1.5447    | [0.1596] |
| ARCH 7          | F( 7,104) =           | 0.38666   | [0.9083] |
| Normality       | Chi <sup>2</sup> (2)= | 2.3927    | [0.3023] |
| xi <sup>2</sup> | F(29, 88) =           | 1.2359    | [0.2238] |
| RESET           | F( 1,117) =           | 0.0071928 | [0.9326] |

Os resultados das estimações sugeriram que as despesas pessoais aumentam no primeiro ano de mandato, mas não antes das eleições (eleição de 1985 não está presente na amostra restrita). Isso estaria de acordo com os modelos de sinalização de racional political business cycle, pois os aumentos salariais para o funcionalismo público federal podem ter sido determinados antes das eleições, com efeitos somente no ano seguinte. Os aumentos salariais serviriam como sinal de competência para essa parcela do eleitorado, uma vez que provavelmente não teriam efeitos macroeconômicos diretos (a não ser via déficit fiscal).

#### 4.5.2 Despesas com Custeio e Investimentos (Governo Central)

TABELA 8:

| <b>Variável dependente: Variação anual do Ln OD</b>  |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
|--|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|--------------|---------------|---------------|---------------|
| OD = outras despesas (custeio + investimento) deflacionados para abr/99, regime de caixa, mensal, fonte: Bacen |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| Período da amostra (ESP): jan/86 à abr/99.   |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| Variação anual do Ln OD = $[\text{Ln OD}(t)/\text{Ln OD}(t-12) - 1] \times 100$                                |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| Especificação da regressão: AR12   |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| Dummies incluídas: 01/90, 06/90, 06/91, 10/93  |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| Período da estimação: jan/88 à abr/99  |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| Período pré-eleitoral  |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| <u>variável eleitoral</u>  | <u>dp-5</u> | <u>dp-8</u> | <u>dp-11</u> | <u>de-5</u> | <u>de-8</u> | <u>de-11</u> | <u>dm-5</u>   | <u>dm-8</u>   | <u>dm-11</u>  |
| coeficiente  | 0,377       | 1,910       | 1,822        | 0,332       | 0,536       | 0,687        | -1,523        | -0,811        | -0,519        |
| t-estatística  | 0,200       | 1,186       | 1,243        | 0,197       | 0,365       | 0,496        | -1,060        | -0,584        | -0,355        |
| (t-probabilidade)  | (0,842)     | (0,238)     | (0,216)      | (0,844)     | (0,716)     | (0,621)      | (0,291)       | (0,561)       | (0,723)       |
| R <sup>2</sup>   | 0,88        | 0,88        | 0,88         | 0,88        | 0,88        | 0,88         | 0,88          | 0,88          | 0,88          |
| Período pós-eleitoral  |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| <u>variável eleitoral</u>  | <u>dp+6</u> | <u>dp+9</u> | <u>dp+12</u> | <u>de+6</u> | <u>de+9</u> | <u>de+12</u> | <u>dm+6</u>   | <u>dm+9</u>   | <u>dm+12</u>  |
| coeficiente  | -1,384      | -1,806      | -2,130       | -1,384      | -1,553      | -1,855       | -3,391        | -3,067        | -3,172        |
| t-estatística  | -0,688      | -1,027      | -1,307       | -0,782      | -0,960      | -1,237       | <b>-2,256</b> | <b>-2,094</b> | <b>-2,187</b> |
| (t-probabilidade)  | (0,493)     | (0,306)     | (0,194)      | (0,436)     | (0,339)     | (0,219)      | (0,026)       | (0,038)       | (0,031)       |
| R <sup>2</sup>   | 0,88        | 0,88        | 0,88         | 0,88        | 0,88        | 0,88         | 0,88          | 0,88          | 0,88          |
| Testes (na regressão sem variável eleitoral)   |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| AR 1- 7 F( 7,112) = 1.6739 [0.1225]  |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| ARCH 7 F( 7,105) = 0.56955 [0.7792]  |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| Normality Chi <sup>2</sup> (2)= 4.781 [0.0916]   |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| xi <sup>2</sup> F(28, 90) = 0.80812 [0.7343]   |             |             |              |             |             |              |               |               |               |
| RESET F( 1,118) = 0.92876 [0.3372]   |             |             |              |             |             |              |               |               |               |

Aqui consideramos todas as possibilidade de eleições, pois gastos com custeio e investimento, mesmo que os valores não tenham sido tão expressivos nesse período a ponto de afetar produto e emprego, poderiam servir como sinalização para o eleitorado como um todo.

Porém, o resultado das estimações, não obstante o sinal das variáveis eleitorais ter sido sempre correto (positivo antes das eleições e negativo depois), sugeriu ciclos eleitorais apenas no período pós-eleitoral quando se engloba todas as eleições, o que não é intuitivo. Uma interpretação possível para o fato de que não se tenha evidenciado ciclos sistemáticos é que, dada a crise fiscal que acompanhou o governo durante todo o período, a sinalização de competência poder ter ocorrido através de alocação diferenciada dos recursos ao invés de aumentos de gastos. Essa hipótese, levantada em Rogoff (1990), não pôde ser testada por falta de dados de despesas por área de aplicação.

## 4.6. Política Cambial

TABELA 9:

| <b>Variável dependente: D12 Ln iCâmb</b>   |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
|--|---------|--------------|--------------|---------|--------------|---------|---------|---------|---------|
| icâmb = índice mensal de taxa de câmbio deflacionada e descontada pela inflação nos EUA, jun/99=100, fonte: calculado com dados do Bacen |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| Período da amostra (Câmbio nominal): jan/80 à jun/99.  |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| D12 Ln iCâmb = Ln iCâmb(t) - Ln iCâmb(t-12).   |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| Especificação da regressão: AR18   |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| Dummies incluídas:   |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| 02/83, 03/83, 01/90, 03/90, 04/90, 11/90, 01/91, 04/91, 07/94, 01/99, 02/99, 04/99   |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| Período da estimação: jul/82 à jun/99  |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| Período pré-eleitoral  |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| variável eleitoral   | dp-5    | dp-8         | dp-11        | de-5    | de-8         | de-11   | dm-5    | dm-8    | dm-11   |
| coeficiente  | -0,008  | -0,005       | -0,007       | -0,001  | -0,002       | -0,005  | -0,003  | -0,002  | -0,008  |
| t-estatística  | -1,085  | -0,893       | -1,213       | -0,206  | -0,374       | -1,036  | -0,675  | -0,452  | -1,589  |
| (t-probabilidade)  | (0,280) | (0,373)      | (0,227)      | (0,837) | (0,709)      | (0,302) | (0,501) | (0,652) | (0,114) |
| R <sup>2</sup>   | 0,96    | 0,96         | 0,96         | 0,96    | 0,96         | 0,96    | 0,96    | 0,96    | 0,96    |
| Período pós-eleitoral  |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| variável eleitoral   | dp+6    | dp+9         | dp+12        | de+6    | de+9         | de+12   | dm+6    | dm+9    | dm+12   |
| coeficiente  | 0,013   | 0,017        | 0,017        | 0,007   | 0,011        | 0,009   | 3E-04   | 0,003   | 5E-04   |
| t-estatística  | 1,528   | <b>2,533</b> | <b>2,710</b> | 1,050   | <b>1,923</b> | 1,628   | 0,047   | 0,653   | 0,095   |
| (t-probabilidade)  | (0,129) | (0,012)      | (0,007)      | (0,295) | (0,056)      | (0,106) | (0,962) | (0,515) | (0,924) |
| R <sup>2</sup>   | 0,96    | 0,97         | 0,97         | 0,96    | 0,97         | 0,96    | 0,96    | 0,96    | 0,96    |
| Testes (na regressão sem variável eleitoral)   |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| AR 1- 7 F( 7,166) = 1.6287 [0.1305]  |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| ARCH 7 F( 7,159) = 1.1689 [0.3236]   |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| Normality Chi <sup>2</sup> (2)= 3.4236 [0.1805]  |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| xi <sup>2</sup> F(48,124) = 0.92607 [0.6107]   |         |              |              |         |              |         |         |         |         |
| RESET F( 1,172) = 1.6367 [0.2025]  |         |              |              |         |              |         |         |         |         |

Os resultados mostrados na TABELA 9 sugerem que houve desvalorização cambial após eleições presidenciais (e talvez também estaduais/parlamentares). Analisando os períodos pós-eleitorais, verificamos que houve desvalorização sensível apenas após a eleição de 1998 e em parte do período pós-eleitoral da eleição de 1989. Em 1985 o câmbio efetivo foi um pouco desvalorizado, mas em 1995 esteve defasado em relação ano anterior (exceto nos meses finais do ano, quando o governo modificou a política cambial, permitindo uma valorização gradual).

Antes das eleições o sinal da variável eleitoral sugere que o câmbio estava valorizado, mas isso não fica evidenciado pela significância estatística. Bonomo e Terra (1999) interpretam a valorização cambial antes das eleições como motivados eleitoralmente em dois sentidos: controle da inflação e distribuição de renda (do setor exportando para os consumidores internos). Ambos os movimentos correspondem, por extensão, à implicações dos modelos de rational business cycle.

## **5. Conclusões**

Resumindo os resultados encontrados, observamos que o comportamento das variáveis de estado e política macroeconômica sugerem uma relação cíclica com os períodos eleitorais (pré e/ou pós-eleitorais). No caso do desemprego, houve redução antes das eleições e aumento depois. Para o PIB, a variação anual foi maior antes das eleições e menor depois. Para estas duas variáveis, o resultado não foi evidenciado quando se incluem eleições municipais. A inflação sofreu movimentos negativos em relação ao ano anterior em anos que sucederam eleições presidenciais. Analisando a conjuntura econômica do período identificamos a existência de exceções nos ciclos sugeridos. O fato de contarmos com apenas 4 eleições presidenciais na amostra (1980~1999) torna questionável se os movimentos observados são realmente sistemáticos ou meramente conjunturais. Evitamos, no entanto, analisar politicamente cada período, para nos restringir apenas a fatos econômicos. De qualquer maneira, os resultados são fortemente favoráveis ao modelo de political business cycle de Nordhaus (1975).

A avaliação empírica resultou também em evidências favoráveis, em diversos graus, ao modelo de rational political business cycle para as variáveis crédito ao setor privado, despesas de pessoal e taxa de câmbio. Para juros reais, se controle da inflação pode ser visto como uma sinalização de competência, juros mais altos encontrados nos períodos pré-eleitorais poderia ter servido como um instrumento para tal sinalização, estando de acordo como o modelo teórico.

Em relação a implicações normativas desses resultados, a constatação da existência de fatores políticos na administração da economia, poderia levar-nos a pensar em limitar ou eliminar tais influências (e as consequentes flutuações indesejáveis da economia). Meios para isso tem sido estudados, por exemplo, adoção de regras para a política monetária (como banco central independente e *inflation target*) e para a política fiscal (como restrição constitucional ao endividamento público e ao déficit fiscal)<sup>17</sup>. Rogoff (1990), no entanto, questiona se os ciclos políticos<sup>18</sup> são realmente danosos ao bem-estar da sociedade, uma vez que as mudanças de política econômica retratadas por esses ciclos podem ser apenas respostas dos governantes às demandas da sociedade que o elegeu. Além disso, podem ser instrumentos de sinalização da competência dos administradores, cuja percepção pelos eleitores ficaria prejudicada se fosse eliminada a liberdade de condução de políticas pelos governantes. De fato, o engessamento da política econômica pode ser prejudicial, mesmo porque reduz a capacidade do governo de regular a economia diante de choques exógenos adversos; mas quando a política econômica é muito permissiva, limitações para evitar o excesso de discricionariedade e o oportunismo político seriam desejáveis. Os impactos no médio e longo prazo dessas práticas tem sido danosos, no caso brasileiro, se considerarmos que agravam o ambiente de incerteza que o descontrole sobre a inflação, contas públicas e/ou balanço de pagamentos tem gerado nas últimas décadas. Além disso, cria-se a necessidade de um esforço adicional em corrigir os rumos da economia sempre que se adotam políticas inconsistentes.

---

<sup>17</sup> Persson e Tabellini (1997) resumem a literatura sobre esses estudos.

<sup>18</sup> O autor se refere apenas aos ciclos eleitorais, mas a extensão é imediata.

### **Referências Bibliográficas**

- Alesina, A. (1988). "Macroeconomics and Politics", in *NBER Macroeconomics Annual - 1988*, Cambridge: MIT Press.
- Alesina, A. e Roubini, N. (1992). "Political Cycles in OECD Economies", *Review of Economics Studies*, 59, 663-688.
- Alesina, A., Cohen, G. e Roubini, N. (1997). *Political Cycles and the Macroeconomy*, Cambridge: MIT Press.
- Bacha, E. L. (1988). "Moeda, Inércia e Conflito: Reflexões sobre Políticas de Estabilização no Brasil", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 18, 01-16.
- Bonomo, M. e Terra, C. (1999). "The Political Economy of Exchange Rate Policy in Brazil: 1964-1997", *Ensaços Econômicos da EPGE-FGV*, N<sup>o</sup> 341.
- Fialho, T. M. M. (1997). "Testando a Evidência de Ciclos Políticos no Brasil", *Revista Brasileira de Economia*, 51(3), 379-389.
- Hibbs, D. (1977). "Political Parties and Macroeconomic Policy", *The American Political Science Review*, 7, 1467-1487.
- McCallun, B. (1978). "The Political Business Cycle: An Empirical Test", *Southern Economic Journal*, 44, 504-515.
- Nordhaus, W. (1975). "The Political Business Cycles", *Review of Economics Studies*, 42, 169-190.
- Paiva, C. A. C. (1994). "Interesses Eleitorais e Flutuações de Preços em Mercados Regulados", *Revista de Economia Política*, 56, 31-40.
- Persson, T. e Tabellini, G. (1997). "Political Economics and Macroeconomic Policy", *NBER Working Paper* N<sup>o</sup> W6329.
- Price, S. (1997). "Political Business Cycles and Macroeconomic Credibility: a Survey", *Public Choice*, 92, 407-427.
- Rogoff, K. (1990). "Equilibrium Political Budget Cycles", *American Economic Review*, 80, 21-36.
- Rogoff, K. e Sibert, A. (1988). "Equilibrium Political Business Cycles", *Review of Economic Studies*, 55, 01-16.
-