



Ibmec MG Working Paper – WP42

**CICLOS POLÍTICOS: UM ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO
ENTRE FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS E CALENDÁRIO
ELEITORAL NO BRASIL, 1985-2006**

**Márcio Antônio Salvato (PUC Minas e Ibmec Minas)
Pietro Calixto Antunes (PUC Minas)
Ari Francisco de Araujo Jr. (Ibmec Minas e PUC Minas)
Cláudio D. Shikida (Ibmec Minas)**

(2007)

CICLOS POLÍTICOS: UM ESTUDO SOBRE A RELAÇÃO ENTRE FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS E CALENDÁRIO ELEITORAL NO BRASIL, 1985-2006

Márcio Antônio Salvato (PUC Minas e Ibmec Minas)
Pietro Calixto Antunes (PUC Minas)
Ari Francisco de Araujo Jr. (PUC Minas e Ibmec Minas)
Cláudio D. Shikida (Ibmec Minas)

Resumo:

Este artigo estuda a hipótese de que os formuladores de política econômica não estão unicamente preocupados com a maximização do bem-estar social, mas, visando a maximização da probabilidade de sua (re)eleição, afetam o comportamento das séries econômicas no período pré e pós-eleitoral. Esta literatura de escolha pública ficou conhecida como ciclos político-econômicos a partir do trabalho seminal de Nordhaus (1975). Este artigo tratará a possibilidade de as variáveis macroeconômicas e os instrumentos de política terem sido influenciados pela combinação de oportunismo político e calendário eleitoral no Brasil de 1985 a 2006, usando um modelo com componentes auto-regressivos e média móvel, conforme Preussler e Portugal (2002), com a inclusão de duas variáveis *dummies* de intercepto (uma responsável por captar oportunismo político na série em período pré-eleitoral e outra no período pós-eleitoral). As variáveis analisadas foram a taxa de crescimento do PIB, taxa de desemprego, taxa de inflação, despesa governamental e déficit público. Além disso, estima-se um modelo multivariado a partir do modelo autorregressivo vetorial (VAR). Como principais resultados pode-se citar: *i*) fortes evidências estatísticas de manipulação oportunista pré-eleitoral sobre a taxa de inflação no período após implementação do Plano Real, e sobre as taxas de desemprego e crescimento do produto; *ii*) não rejeição da hipótese de ação oportunista sobre o gasto público e o déficit governamental.

INTRODUÇÃO

É razoavelmente intuitivo supor que políticas econômicas bem-sucedidas sejam um fator determinante na (re)eleição de um político. Esta suposição, contudo, enseja duas questões adicionais, importantes para o entendimento do bem-estar associado à política econômica. Primeiro, quais são as políticas que maximizam a chance de um político ser “premiado” com sua eleição? Em segundo lugar, será que são estas as mesmas políticas que maximizam o bem-estar social? Não existe, necessariamente, uma identidade entre estas duas políticas. É bem possível que uma política econômica que maximize a utilidade individual do político – que pode ser representada, por exemplo, pela maximização da probabilidade de sua (re)eleição – não seja a mesma que maximize o bem-estar social.

A hipótese de que os formuladores de política econômica estão unicamente preocupados com a maximização de bem-estar social não é necessariamente a única possível para a análise e compreensão dos fatores geradores de determinadas políticas econômicas, como mostra a vasta literatura de Escolha Pública desde os anos 50. Esta pesquisa tratará a possibilidade de as variáveis macroeconômicas e os instrumentos de política terem sido influenciados pela combinação de oportunismo político e calendário eleitoral no Brasil de 1985 a 2006. Vale, já aqui, definir oportunismo político como a atitude governamental de influenciar a escolha de voto da população por meio da criação de um cenário econômico favorável no período pré-eleitoral.

Nas seções que se seguem, são discutidos o modelo seminal de Nordhaus (1975) e suas extensões. Em seguida, faz-se uma revisão da literatura que busca compreender os ciclos político-econômicos no caso do Brasil. A partir disto, apresentam-se os resultados econométricos deste trabalho. Como principais resultados encontrados neste trabalho pode-se citar: *i*) fortes evidências estatísticas de manipulação oportunista pré-eleitoral sobre a taxa de inflação no período após implementação do Plano Real, e sobre as taxas de desemprego e crescimento do produto; *ii*) não rejeição da hipótese de ação oportunista sobre o gasto público e o déficit governamental.

MODELOS DE CICLOS POLÍTICOS

Fialho (1996) afirma que a busca de evidências históricas e estatísticas que sinalizam uma conexão entre calendário eleitoral e flutuações econômicas procura, em última instância, oferecer uma explicação adicional para tais flutuações. Segundo a autora, este foco tomado pela teoria de ciclos políticos difere de outros estudos sobre flutuações econômicas de curto prazo “*fundamentalmente por tomarem como endógena e relevante a participação dos agentes políticos (ou do governo) na determinação da trajetória da economia*”. (FIALHO, 1996, p.5).

De acordo com Borsani (2003) tal debate apóia-se tanto na teoria econômica da democracia elaborada por Downs (1957)¹, na qual os partidos políticos são entendidos como agentes maximizadores de preferências eleitorais na competição de obter ou manter o poder, quanto na perspectiva shumpeteriana de classificação dos formuladores de política econômica como empresários maximizadores de votos. Neste mesmo sentido, os trabalhos de Kalecki (1943)² e Akerman (1947)³ são citados por Martins (2002) como precursores dos modelos formais que analisam o comportamento dos formuladores de política econômica e como tais

¹ Downs, A. “An Economic Theory of Democracy”. New York: Harper and Row. 1957.

² Kalecki, M. “Political Aspects of Full Employment,” in *Political Business Cycles*. B. S. Frey ed: The International Library of Critical Writing in Economics, Elgar Reference Collection. 1943.

³ Akerman, J. 1947. “Political Economic Cycles,” in *Ibid.*: The International Library of Critical Writing in Economics, Elgar Reference Collection. 1947.

escolhas criam flutuações de curto prazo nos indicadores econômicos.

Partindo destas obras, vários estudos formais sobre os ciclos políticos foram elaborados e contestados em suas premissas básicas, levando a uma subdivisão destes estudos de acordo como as hipóteses sobre o comportamento dos agentes econômicos envolvidos no processo eleitoral: eleitores e governantes. Temos então, pela dicotomia de hipóteses embutida tanto no comportamento do eleitorado quanto no dos *policymakers* e seus partidos políticos, a seguinte subdivisão dos modelos de ciclos políticos, resumida no Quadro 1.

Quadro 1 – Classificação dos Modelos de Ciclos Políticos

Hipóteses		PARTIDOS POLÍTICOS	
		<u>OPORTUNISTAS</u>	<u>IDEOLÓGICOS</u>
Eleitores	<u>IRRACIONAIS</u>	Teoria Oportunista Tradicional Nordhaus (1975) Lindbeck (1976)	Teoria Partidária Tradicional Hibbs (1977) Frey e Lau (1968)
	<u>RACIONAIS</u>	Teoria Oportunista Racional Rogoff e Sibert (1988) Rogoff (1990)	Teoria Partidária Racional Alesina (1987) Alesia e Sachs (1988)

Fonte: Adaptado de Borsani, 2003, p. 4.

O Quadro 1 apresenta as quatro vertentes dos modelos de ciclos políticos. Pode-se notar que, sobre o comportamento dos *policymakers*, há uma divisão entre aqueles que acreditam que os governantes fazem suas escolhas de política econômica por puro oportunismo político, e os que afirmam que partidos de direita e esquerda tendem a adotar políticas econômicas opostas por questões ideológicas. Já as hipóteses sobre o eleitorado dizem respeito à forma com que estes agentes eleitorais formulam suas expectativas, sendo de forma adaptativa pela teoria dos ciclos político-econômicos de Nordhaus (1975) e partidários de Hibbs (1977), e de forma racional pela teoria dos ciclos político-orçamentários de Rogoff e Sibert (1988) e partidário racional de Alesina (1987).

Os resultados teóricos das vertentes da Teoria dos Ciclos Políticos são resumidamente apresentados no Quadro 2.

Quadro 2 – Resumo dos Resultados Teóricos dos Modelos de Ciclos Políticos

	Teoria Oportunista		Teoria Partidária	
	Tradicional	Racional	Tradicional	Racional
Taxa de Inflação	Elevação da inflação no período pré-eleitoral estendendo-se durante alguns trimestres após as eleições. Em seguida diminui.	Comportamento indêntico aos dos modelos tradicionais, mas com efeitos menores tanto na duração quanto na dimensão.	Inflação permanentemente elevada quando um partido de esquerda está no poder e permanentemente baixa quando um partido de direita governa.	Inflação permanentemente elevada quando a esquerda governa.
Taxa de crescimento de PIB e Taxa de Desemprego	A partir do 3º ou 4º ano de mandato a taxa de crescimento do PIB encontra-se acima do normal (desemprego abaixo do normal). Há queda da taxa de crescimento do PIB após as eleições (aumento do desemprego).	Não existe um ciclo regular na taxa de crescimento do PIB e taxa de desemprego.	Taxa de crescimento do PIB permanentemente elevada e taxa de desemprego permanentemente baixa quando um partido de esquerda está no poder. O contrário quando um partido de direita governa.	Taxa de crescimento do PIB temporariamente acima do seu valor natural e desemprego temporariamente abaixo do seu valor natural após a vitória de um partido de esquerda. O contrário se ganhar um partido de direita.
Política Monetária	As políticas monetária e fiscal são expansionistas a partir do último ou penúltimo ano antes das eleições e contractionistas na primeira metade do mandato.	As políticas são expansionistas nos últimos 2 ou 3 trimestres que precedem uma eleição e contractionistas 2 ou 3 trimestres após as eleições. Os efeitos são menos entensos e de duração menor em relação ao modelo tradicional.	A taxa de crescimento da oferta de moeda deve ser mais elevada com governos de esquerda e, como a inflação é também mais elevada, as taxas de juros também o devem ser.	
Política Fiscal			Os governantes de esquerda são mais propensos a déficits orçamentais, apesar de também serem mais propensos a aumentar os impostos.	

Fonte: Adaptado de Martins, 2002, p.19.

EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DOS MODELOS DE CICLOS POLÍTICOS

Os modelos de ciclos político-econômicos tomam como pressuposto a crítica de Downs (1957) sobre a benevolência dos formuladores de política econômica e afirmam que estes *policymakers* desviam a condução da política econômica do “socialmente ótimo” com o objetivo de alcançar sucesso nas urnas. De acordo com estes modelos, a relação entre conjuntura econômica e calendário eleitoral pode ser percebida pela existência de flutuações econômicas de curto prazo politicamente induzidas, nas quais a trajetória das variáveis macroeconômicas encontra pontos de inflexão justamente nos períodos pré-eleitorais.

Simultaneamente ao crescimento dos estudos teóricos sobre ciclos políticos – advindos da refutação dos pressupostos básicos contidos no modelo oportunista tradicional de Nordhaus (1975) sobre o comportamento dos envolvidos no processo eleitoral, governantes e eleitorados –, vários trabalhos empíricos surgiram com o objetivo de encontrar evidências que sinalizassem a ocorrência de correlação entre a conjuntura econômica e o calendário eleitoral.

Afirmam Preussler e Portugal (2002) que a literatura sobre ciclos políticos pode ser dividida em dois principais grupos de estudos empíricos: aqueles que buscam a trajetória cíclica com quebra de tendência pós-eleitoral nas séries de tempo relativas às variáveis macroeconômicas desemprego, inflação e crescimento do produto; e os que tratam a manipulação pré-eleitoral em instrumentos de política econômica como emissão monetária, taxa de câmbio, arrecadação de impostos, transferências governamentais e gastos governamentais.⁴

Quanto ao primeiro grupo definido pelos autores, Nordhaus (1975) encontra uma fraca comprovação empírica de seu modelo. De posse de uma amostra de nove países,⁵ no período 1947-1972, o autor tentou buscar não refutar a hipótese de que, para um período de mandato específico, a taxa de desemprego estaria abaixo da natural na segunda metade deste mandato, e acima na segunda. O autor não refuta esta hipótese para os dados de Alemanha, Nova Zelândia e Estados Unidos, mas seus resultados são menos robustos para França e Suécia. Para os outros países da amostra não são encontradas evidências de oportunismo político. Apesar de fraca comprovação empírica, Nordhaus (1975) indicou como importante conclusão de seu estudo estatístico a adequação de sua proposição teórica para os Estados Unidos no período 1968-1972.⁶

Fialho (1996) aponta que, em um estudo similar ao de Nordhaus (1975), MacRae (1977)⁷ encontra evidências de oportunismo político sobre as séries de inflação e desemprego nos Estados Unidos no período 1957-1972. A autora afirma ainda que o período de estudo de MacRae (1977), compreendendo quatro eleições, encontrou interessante dinâmica. Em seu teste, MacRae (1977) adotou duas hipóteses alternativas sobre o comportamento do eleitorado, encontrando aceitáveis evidências de oportunismo político-eleitoral sob hipótese de eleitores míopes apenas na segunda e terceira eleições⁸. Já para o estudo considerando o comportamento racional e estratégico dos eleitores, a predição da variável política mostrou-se

⁴ Como já dito, os estudos empíricos que buscam evidências de oportunismo político nas séries relativas às variáveis macroeconômicas estão embasados nos modelos tradicionais oportunistas. Já para os modelos teóricos de ciclos políticos que pressupõem a racionalidade, a busca se dá nos instrumentos de política fiscal e monetária.

⁵ Austrália, Canadá, França, Alemanha, Japão, Nova Zelândia, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.

⁶ É amplamente reconhecido na literatura a fraca comprovação empírica dos resultados teóricos do modelo de Nordhaus (1975) pela fragilidade do procedimento estatístico incluso em seu estudo.

⁷ MacRae, D. “A Political Model of Business Cycle”. *Journal of Political Economy* 85, pp. 239-64. 1977.

⁸ Segunda eleição com a entrada no governo do Presidente Democrata John Fitzgerald Kennedy (mandato 1961-1963) e terceira com o também Democrata Lyndon Baines Johnson (mandato 1963-1969). Em <http://pt.wikipedia.org/wiki/Lista_de_presidentes_dos_Estados_Unidos_da_Am%C3%A9rica>

melhor para a primeira e quarta eleições⁹. Fialho (1996) aponta ainda como importante conclusão do estudo de MacRae (1977) a existência de um *trade-off* inflação-desemprego dinâmico no teste sob hipótese de miopia política, resultando em um ciclo estável, enquanto que, após relaxamento desta suposição e adoção de racionalidade do eleitor, a combinação inflação/desemprego de longo-prazo condiz com o ótimo social.

Sobre as análises empíricas de Tufte (1978), Frey e Schneider (1978), Laney e Willet (1983) e Haynes e Stones (1988), Fialho (1996) afirma que, respeitadas suas especificidades, todos não rejeitam a hipótese de ocorrências de oportunismo político previsto pela teoria de ciclos políticos de Nordhaus (1975).

Fialho (1996), utilizando modelos autoregressivos embasado nos testes desenvolvidos por Alesina, Roubini e Cohen (1992),¹⁰ testa a hipótese de ciclos políticos para o Brasil no período 1953-1995. Seus resultados apontaram evidência empírica parcialmente consistente como proposto pelos modelos de ciclos políticos, encontrando efeitos pré-eleitorais tanto sobre os indicadores econômicos – expresso fundamentalmente no maior crescimento do Produto Interno Bruto real (PIB real) – quanto nos instrumentos de política macroeconômica (meios de pagamento - M1). Dois fatores importantes devem ser salientados sobre suas conclusões: (i) os ciclos políticos aparentam ser um fenômeno recente na economia brasileira, com evidências estatísticas significantes para o período de abertura política e redemocratização do país (pós 1985) e, (ii) não se verifica, empiricamente, mudanças no comportamento das taxas de inflação e desemprego em coincidência com períodos eleitorais.

Sobre os resultados encontrados por Fialho (1996), Preussler e Portugal (2002) acusam a autora de quebrar princípios macroeconômicos básicos com a conclusão de ocorrência de oportunismo político sobre o comportamento da série temporal relativa ao PIB real e rejeição da hipótese para a taxa de desemprego. A autora afirma que o crescimento do produto nos períodos pré-eleitorais teve como fonte geradora o aumento da produtividade do trabalho e não a redução do desemprego. Esta justificativa é contestada por Preussler e Portugal (2002) pois, em seu artigo, a autora não apresenta nenhum teste que mostre sustentação empírica para a relação entre calendário eleitoral e produtividade do trabalho.

Em um teste sobre a validade do modelo oportunista de Nordhaus (1975) para os países da América Latina¹¹, Borsani (2003) afirma que, ao considerar o poder do formulador de política econômica, existem evidências de manipulação pré-eleitoral sobre o produto quando o governo controla a maioria na Câmara dos Representantes – com maioria de representantes sendo do partido do presidente ou por coalizão¹².

Preussler e Portugal (2003) utilizando, assim como Fialho (1996), modelos autoregressivos incluindo variáveis *dummies* de intercepto nos meses que antecedem às eleições, buscaram evidência de oportunismo político na economia brasileira. Tal estudo testa a hipótese de oportunismo tanto nas variáveis macroeconômicas quanto nos instrumentos de política econômica. Os resultados rejeitaram esta hipótese para as variáveis PIB a preço de mercado e taxa de desemprego. Contudo a variável *dummy* responsável por captar oportunismo na série temporal da taxa de inflação resultou em um coeficiente estatisticamente

⁹ Sendo a primeira eleição de estudo, o segundo governo do Presidente Republicano Dwight David Eisenhower (mandato 1953-1961) e quarta eleição a entrada do também Republicano Richard Milhous Nixon (mandato 1969-1974). Em http://pt.wikipedia.org/wiki/Lista_de_presidentes_dos_Estados_Unidos_da_Am%C3%A9rica

¹⁰ Alesina, R.; Cohen, G.; Roubini, N. 1992. “Macroeconomic Policy and Elections in OECD Democracies”. In Cukierman, A; Hercowitz, ZVI; Leiderman, I., (orgs) Political Economy, Growth and Business Cycles. Cambridge, MA: The MIT Press.

¹¹ Com período de análise de 1979 a 1998. Para os teste sobre PIB e inflação o autor considerou os países: Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Peru, República Dominicana Uruguai e Venezuela. Para as análises sobre desemprego desconsiderou os casos de El Salvador, Guatemala, Honduras e República Dominicana por falta ou descontinuidade de dados.

¹² Mais sobre os resultados do autor quando for exposto trabalhos que incluem o fator ideologia partidária.

diferente de zero e negativo, indicando, conforme o proposto pela teoria - e considerando a possibilidade de a desutilidade marginal da inflação superar a desutilidade marginal do desemprego para os agentes econômicos brasileiros -, haver manipulação pré-eleitoral nesta variável macroeconômica.

Já na busca de evidências de oportunismo político nos instrumentos de política econômica (como teoricamente previsto pelos modelos que admitem a racionalidade dos agentes econômicos) foram consideradas as séries de despesa total de Governo Federal, déficit de caixa do Tesouro Nacional¹³, gasto com pessoal e transferências do Governo Federal aos estados e municípios. Para tais, o estudo apontou coeficientes estatisticamente diferentes de zero apenas para as séries despesa total do Governo Nacional e déficit de caixa do Tesouro Nacional.

Supondo que não apenas o comportamento oportunista seja determinante no processo de manipulação política, Hibbs (1977) propõe que a ideologia seja incorporada à análise¹⁴. Assim, ele postula que governos de “esquerda” teriam preocupação maior com o desemprego do que com a inflação, *mutatis mutandis* para governos de “direita”¹⁵. Empiricamente, Hibbs (1977) segundo Fialho (1996), obtém, a partir de uma amostra de países da OCDE, a seguinte conclusão empírica: países regularmente governados por partidos políticos considerados de esquerda apresentam desempenho econômico caracterizado por baixo desemprego e elevada taxa de inflação. Por outro lado, para países dirigidos por partidos de centro e direita foram encontrados cenários econômicos com alto desemprego e baixa taxa de inflação.

Em um trabalho similar, Borsani (2003) procura evidências de relação entre a ideologia partidária do governo e resultados macroeconômicos para os países latino-americanos no período 1979-1998. Tal estudo conclui que, na América Latina, a taxa de desemprego observada durante governos de esquerda e de centro foi relativamente inferior àquela durante governos de direita, o que corrobora o previsto teoricamente por Hibbs (1977).

Objetivando relacionar o nível de independência da autoridade monetária da nação com a ocorrência de ciclos econômicos politicamente induzidos por meio de aumento na oferta monetária, vale aqui relatar os resultados empíricos de trabalhos que procuram manipulação pré-eleitoral sobre o instrumento de política monetária (M1). Sob tal ótica, os estudos de Tufte (1978) para o período 1948-1976 e Maloney e Smirlock (1981) para 1957-1976 encontram, segundo Fialho (1996), evidência de ciclos políticos monetários nos Estados Unidos, podendo então atribuir às oscilações verificadas na política monetária nestes períodos, em parte, ao comportamento maximizador de votos do governo. Esta comprovação entra em choque com o – supostamente elevado - nível de autonomia do Federal Reserve Bank (FED).

Resultado ainda mais surpreendente é encontrado no estudo de Alesina *et ali* (1992) para as economias desenvolvidas da OECD, onde não se rejeitou a existência de comportamento cíclico eleitoral na oferta monetária alemã, mesmo que sob a quase completa autonomia da autoridade monetária desta nação.

Ainda sobre esta questão, Martins (2002) em seu estudo para o caso português e

¹³ A excelente observação dos autores sobre o fato de a *dummy* incluída no estudo econométrico para as séries relativas à despesa governamental e déficit de caixa do Governo Federal devem ter valor 1 nos meses que sucedem às eleições, dado o fato de o registro dessas serem feitas pelo critério de caixa ao invés de competência, será levada em conta no estudo empírico deste trabalho na secção 2.3.

¹⁴ A incorporação da ideologia, teoricamente falando, não é trivial. Uma discussão sobre o tema pode ser encontrada em Higgs (1989).

¹⁵ Em outras palavras, no plano “taxa de inflação” e “taxa de desemprego”, as isovotos consideradas pelos políticos na minimização de perdas (já que inflação e desemprego são males) teriam inclinações distintas conforme as preferências ideológicas do político maximizador. Percebe-se que a ideologia, neste caso, reflete-se apenas na suposição *ad hoc* acerca da diferente taxa marginal de substituição dos políticos de esquerda ou de direita.

período de análise 1985-2002, apesar de não encontrar evidência de oportunismo sobre as taxas de desemprego e inflação, nem sobre o produto, concluiu ter existido para o período uma tendência oportunista sistemática na política monetária, destacando então a importância de uma maior independência do Banco de Portugal.

Esta passagem por alguns dos vários estudos similares ao proposto aqui serviu para direcionar os exercícios deste artigo. Na próxima seção será testada a validade empírica dos modelos teóricos de ciclos políticos para os dados econômicos brasileiros.

METODOLOGIA

Os modelos teóricos que objetivam explicar a relação entre flutuações econômicas de curto prazo e calendário eleitoral foram expostos durante toda a primeira parte deste estudo. Contudo tal pesquisa exige, de acordo com o proposto *a priori*, a análise econométrica dos dados para a busca de evidências que sinalizem a ocorrência de ação oportunista dos formuladores de política econômica no Brasil.

Seguindo os resultados propostos pelos modelos teóricos, é esperado encontrar-se, para o período de estudo (1985-2006), pontos de inflexão nas séries de inflação, desemprego e crescimento do produto nos períodos pré-eleitorais. Para a taxa de inflação espera-se uma tendência ascendente no período pré-eleitoral acompanhado por uma súbita redução no período imediatamente após a eleição. Aceita a curva de Phillips estável de curto prazo e, neste sentido, o *trade-off* entre inflação e desemprego, espera-se para a série temporal relativa ao desemprego uma tendência descendente durante todo o mandato, sendo observada a menor taxa no período pré-eleitoral, com forte elevação logo após as eleições. Este forte aumento da taxa de desemprego no período pós-eleitoral seria provocado com o objetivo de conter as pressões inflacionárias surgidas com as políticas implementadas no período pré-eleitoral. Finalmente para a taxa de crescimento do produto espera-se, supondo uma economia fora do pleno emprego e um desemprego sendo explicado não unicamente por fatores tecnológicos, um aquecimento da economia no período imediatamente anterior à eleição, acabando com uma fase de recessão surgida no período pós-eleitoral.

Deve ser lembrado aqui o argumento de Preussler e Portugal (2002) sobre a trajetória esperada para as variáveis macroeconômicas ao longo de um mandato. Seguindo os modelos dos ciclos político-econômicos oportunistas e considerando o passado brasileiro marcado por crônicas crises inflacionárias, os autores alertam que pode ser encontrado também comportamento contrário ao proposto pelos modelos teóricos. Esta opção do *policymaker* por uma combinação ótima entre inflação e desemprego que privilegia uma baixa taxa de inflação à custa de um elevado nível de desemprego é justificada pelo fato da desutilidade marginal da inflação, para uma população traumatizada com os anos de forte instabilidade dos preços na década de 1980, poder superar a desutilidade marginal do desemprego.

Para o estudo econométrico que busca evidências de oportunismo político sobre os instrumentos de política econômica, espera-se, com estudos estatísticos sobre as séries de déficit público e gastos governamentais, perceber distorções fiscais significativas geradas pela busca da reeleição por parte do governante nacional.

Para testar a existência de atitude oportunista dos *policymakers* no comportamento das séries econômicas referentes à inflação, desemprego, crescimento do produto, gasto governamental e déficit público, serão adotados aqui, assim como em Preussler e Portugal (2002), os modelos auto-regressivos integrados de médias móveis (ARIMA). São adicionados a estes modelos duas variáveis *dummies* de intercepto, uma responsável por captar oportunismo político na série em período pré-eleitoral e outra no período pós-eleitoral. Desta forma, o modelo geral pode ser representado nos seguintes termos:

$$Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + \lambda PPRE + \gamma PPSE + u_t \quad (1)$$

em que Z_t = variável explicada;

$PPRE$ = variável *dummy* para captar a manipulação pré-eleitoral, cujo valor é 1 no período pré-eleitoral (6 meses anteriores) e 0 nos demais meses;

$PPSE$ = variável *dummy* para captar a manipulação pós-eleitoral, cujo valor é 1 no período pós-eleitoral (6 meses posteriores) e 0 nos demais meses;

α = intercepto;

β_i = parâmetro do componente auto-regressivo de ordem p;

θ_i = parâmetro do componente da média móvel de ordem q;

u_t = perturbação estocástica.

Vale lembrar que, como os modelos teóricos sobre ciclos políticos afirmam existir uma mudança no nível da série econômica em período pré-eleitoral, faz-se justo, para observar tal fenômeno, a inclusão das *dummies* de intercepto com coeficientes controlados pela presença de valores defasados de tal série temporal. São considerados então como período pré-eleitoral e pós-eleitoral os seis meses que antecedem e sucedem às eleições respectivamente¹⁶.

Para a análise da influência do oportunismo político na atividade econômica brasileira, são observadas as séries mensais da taxa de crescimento do índice real do Produto Interno Bruto (PIB) a preços de mercado para período compreendido entre janeiro de 1985 e maio de 2006, taxa de desemprego aberto para regiões metropolitanas (RMs) estimada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período entre janeiro de 1985 e dezembro de 2002, taxa de desemprego aberto para a região metropolitana de São Paulo estimada pelo (IBGE) entre janeiro de 1985 e junho de 2006¹⁷. Com relação à taxa de inflação, será usada a série mensal da variação do Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), para o período entre janeiro de 1985 e junho de 2006¹⁸.

Contudo, conforme a Teoria dos Ciclos Político-Orçamentários de Rogoff e Sibert (1988), também serão analisadas as séries mensais relativas à Despesa Governamental e Déficit de Caixa do Tesouro Nacional, ambas com período compreendido entre janeiro de 1986 e agosto de 2006. Juntamente com a taxa de crescimento do índice real do PIB a preços de mercado, estas duas últimas séries foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), com mês base em junho de 2006¹⁹.

Para testar a hipótese de não estacionaridade destas séries econômicas temporais será utilizado o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) com hipótese nula H_0 indicando presença de raiz unitária²⁰. Caso não rejeitemos H_0 para a série em nível, o teste para a primeira

¹⁶ A inclusão de duas variáveis *dummies* responsáveis por captar mudanças de nível nas séries gera três níveis diferentes, dados por: α fora do período eleitoral, $\alpha + PPRE$ no período pré-eleitoral e $\alpha + PPSE$ no período pós-eleitoral.

¹⁷ Para o teste econométrico sobre a taxa de desemprego são consideradas as séries de taxa de desemprego aberto para as regiões metropolitanas de Recife, Salvador Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, e taxa de desemprego aberto para a região metropolitana de São Paulo.

¹⁸ Dados obtidos no *site* www.ipeadata.gov.br. Acesso em 03/11/2006.

¹⁹ Dados obtidos nos Boletins do Banco Central no *site* www.bcb.gov.br. Acesso em 04/11/2006.

²⁰ Para AR(n) o teste para a presença de raiz unitária se baseia na equação $\nabla Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_1 \nabla Y_{t-1} + \beta_2 \nabla Y_{t-2} + \dots + u_t$ em que α_1 é uma constante e t representa uma tendência determinística. Para tal equação estimada, têm-se como hipóteses: $H_0 : \gamma = 0$ (raiz unitária) e $H_1 : \gamma \leq 0$ (estacionaridade).

diferença torna-se necessário. Estão reportados o coeficiente de ADF, no nível e primeira diferença, para as séries estudadas na Tabela A.1, do Apêndice.

Não se rejeita a hipótese de estacionariedade das séries, em nível ou na diferença. O estudo do correlograma de cada série temporal é realizado para encontrar o provável número de componentes auto-regressivos e de média móveis, pré-adotando como 15 o número máximo de defasagens. As possíveis adequações indicadas pelas funções autocorrelação e autocorrelação parcial são apresentadas na Tabela A.2, do Apêndice. Com tais informações, a adequação da especificação do modelo ARIMA para cada série econômica temporal se sustentará no critério de informação Schwarz (SIC)²¹, sendo escolhido aquele com menor estatística SIC já que, de acordo com Enders (1995), citado por Preussler e Portugal (2002), a escolha da especificação do modelo deve ser feita de forma parcimoniosa, a fim de evitar a sobre-parametrização. As estatísticas SIC para adequação, assim como o número de componentes auto-regressivos e de média móvel são expostos na Tabela A.3, do Apêndice.

Acrescenta-se uma análise multivariada (análise de modelo auto-regressivo vetorial (VAR)) para explorar a endogeneidade conjunta das variáveis. Assim temos:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \Pi_i y_{t-i} + \lambda PPRE + \gamma PPSE + u_t \quad (2)$$

em que, y_t é um vetor de variáveis aleatórias endógenas do modelo, isto é, crescimento do PIB, taxa de desemprego, taxa de inflação, déficit público e gasto governamental.

Apresentada a metodologia de estimação, as próximas seções deste estudo são dedicadas aos resultados dos testes da hipótese de oportunismo político sobre os indicadores macroeconômicos e sobre os instrumentos de política fiscal no Brasil compreendendo o período 1985-2006.

RESULTADOS

Considerou-se nesse estudo, para a identificação de oportunismo político a análise dos coeficientes das variáveis *dummies* *PPSE* e/ou *PPRE*, controlados pela inclusão de componentes auto-regressivos e de média móvel, usando nível de significância de 1%, 5% ou 10%.

Evidência de oportunismo político sobre a taxa de crescimento do PIB

Seguindo o procedimento indicado na seção metodológica constatou-se que a série da taxa de crescimento do índice real do PIB, $d(\ln PIB)$, é estacionária. A análise do correlograma da série indicou um modelo auto-regressivo com dez defasagens AR(10) ou modelos mais parcimoniosos sendo que, pelo teste de adequação utilizando o critério de informação Schwarz (SIC), optou-se por:

$$d(\ln PIB)_t = \alpha + \lambda PPRE + \gamma PPSE + \sum_{i=1}^{10} \beta_i d(\ln PIB)_{t-i} + u_t \quad (3)$$

em que $d(\ln PIB)$ é a taxa de crescimento do índice real do PIB, *PPRE* é a variável *dummy* de intercepto incluída para controlar possível oportunismo político pré-eleitoral na série e *PPSE* a *dummy* de intercepto responsável por captar a mudança de nível no período pós-eleitoral.

Para este modelo os coeficientes λ e γ são estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5%, como mostra a Tabela A.4, do Apêndice. Este resultado indica haver

²¹ O critério de informação Schwarz (SIC) é especificado por $SIC(k) = n \ln(SQR) + k \ln(n)$, em que n é o número de observações, k é o número de parâmetros estimados e SQR é a soma dos quadrados dos resíduos.

evidências estatísticas significantivas para rejeitar a hipótese de não ocorrência do oportunismo político sobre a taxa de crescimento do PIB, corroborando o resultado esperado pelos modelos oportunistas tradicionais. Sobre o sinal observado de tais coeficientes têm-se, assim como o previsto pelos modelos teóricos, um aquecimento da economia no período pré-eleitoral, seguido de queda na taxa de crescimento do produto no período pós-eleitoral. Tal queda foi, provavelmente, provocada para conter os efeitos adversos surgidos com o anterior aquecimento levado a níveis não suportáveis a médio prazo.

Evidência de oportunismo político sobre a taxa de desemprego

Para o teste de existência de oportunismo político sobre a taxa de desemprego, foram analisadas duas séries temporais tendo em vista a não comprovação empírica sobre a taxa de desemprego no Brasil feito em outros estudos similares. São elas: taxa de desemprego aberto nas regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre (RMs) e taxa de desemprego aberto da região metropolitana de São Paulo (RMSP).

Para ambas o teste ADF rejeitou a hipótese de presença de raiz unitária no nível para (nível de significância de 10%), indicando estacionaridade destas séries. Sobre a adequação do modelo, a análise do correlograma das séries e da estatística SIC levaram às seguintes especificações:

$$(u_{RMs})_t = \alpha + \lambda PPRE + \gamma PPSE + \beta_1 (u_{RMs})_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$(u_{RMSP})_t = \alpha + \lambda PPRE + \gamma PPSE + \sum_{i=1}^{11} \beta_i (u_{RMSP})_{t-i} + u_t \quad (5)$$

Para a taxa de desemprego aberto RMs e taxa de desemprego aberto da região metropolitana de São Paulo (RMSP) os modelos escolhidos foram com AR(1) e AR(11), respectivamente.

De acordo com os resultados dos estudos empíricos de Preussler e Portugal (2002) e Fialho (1996), as variáveis *dummies* de intercepto não são estatisticamente diferente de zero na equação (4). Este resultado aponta para o fato de que a taxa de desemprego aberto das regiões metropolitanas já citadas pode não ter estado sujeita a flutuações de curto prazo politicamente induzidas no período de estudo.

Mais interessante são os resultados da estimação da equação (5): os mesmos sugerem evidências de oportunismo político sobre a taxa de desemprego aberto para a região metropolitana de São Paulo, conforme proposto pela Teoria do Ciclos Políticos. Este argumento se sustenta nos sinais negativo e positivo para os coeficientes λ e γ respectivamente, sendo que, tais coeficientes são significativos ao nível de 1%. Ou seja, reduz-se o desemprego no período pré-eleitoral e aumenta-se na seqüência. O distinto resultado encontrado para as duas taxas de desemprego analisadas pode estar relacionado com o peso da economia paulista para a economia brasileira como um todo.

Evidência estatística de oportunismo político sobre a taxa de inflação

Para testar a presença de oportunismo político sobre a taxa de inflação, foi adotado o mesmo procedimento exposto nas seções anteriores. Por meio do teste ADF rejeitou-se a presença de raiz unitária no nível da série inflação, indicando estacionaridade da mesma. A análise do correlograma da série e da estatística SIC levou à utilização de um modelo auto-regressivo de ordem 1, representado nos seguintes termos:

$$\pi_t = \alpha + \lambda PPRE + \gamma PPSE + \beta_1 \pi_{t-1} + u_t \quad (6)$$

O modelo acima indica uma equação ajustada no formato AR(1). Seguindo esta especificação não foram encontradas significativas evidências para afirmar existir relação

entre a taxa de inflação e calendário eleitoral no período 1985-2006 (Tabela A.4, Anexo). Este resultado deve aqui ser relacionado com três pontos deste estudo: (i) a taxa de inflação não é a variável de manipulação eleitoreira como afirma o modelo de Alesina (1987), com oportunismo político manifestado sobre a taxa de desemprego, de acordo com os resultados teóricos do modelo oportunista tradicional de Nordhaus (1975); (ii) este resultado da análise econométrica dos dados não condiz com as conclusões de Preussler e Portugal (2002) sobre a existência de ciclo político manifestado na taxa de inflação brasileira nas últimas décadas; e (iii) a suposição de que a atitude oportunista dos *policymakers* seriam refletidas sobre a taxa de inflação devido a possível maior desutilidade marginal da inflação em comparação à desutilidade marginal do desemprego para uma população traumatizada por crônicas crises inflacionárias dos anos oitenta não se realizou na série.

Contudo, como sabemos a série de inflação brasileira possui várias quebras no período analisado, uma vez que na década de 80 foram realizados vários planos heterodoxos para conter a tendência hiperinflacionária. Somente após o Plano Real temos uma trajetória sem quebras. Neste sentido, o resultado encontrado pode representar apenas um erro de especificação. Para verificar a prática de oportunismo político pós-estabilização dos preços, repetiu-se o procedimento usando a série de inflação do IGP-DI para o período de junho de 1994 até junho de 2006. Os resultados estão apresentados na Tabela 1, abaixo.

TABELA 1
Teste de ciclo político na taxa de inflação para período
de estabilidade de preços (1994-2006)

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA t*
Constante	0,67885 (0,0000)	6,104250
PPRE	-0,041568 (0,9140)	-0,112784
PPSE	0,815008 (0,0157)	2,445958
infla (-1)	0,550593 (0,0000)	24,24142
u (-1)	-0,737686 (0,0000)	-14,23688
R ² ajustado:	0,81359	
Schwarz (SIC):	4,249963	
Estatística F	158,1222 (0,0000)	

Fonte: Cálculo dos autores

Obs.: estão reportados o coeficiente dos regressores e p-valor do teste (em parênteses)

* teste t bi-caudal

Após a exclusão do período marcado por políticas de choque anti-inflacionárias, tem-se evidências estatísticas para a não-rejeição de oportunismo político sobre a inflação brasileira no período pós-eleitoral, mas não se pode dizer o mesmo para o período pré-eleitoral, o que deixa o resultado contraditório.

Evidência de oportunismo político sobre a despesa governamental

Para a série do gasto público foi feito o teste ADF para verificar a estacionaridade da série em escala logarítmica. No nível, a hipótese H_0 de presença de raiz unitária não foi rejeitada, nem mesmo após a exclusão de uma tendência determinística. Tornou-se necessário então considerar a série na primeira diferença. Neste caso, o teste ADF acusou a existência de

raiz unitária.

A análise do correlograma indicou, pela função autocorrelação (FAC) e função auto correlação parcial (FACP) um processo de estrutura de média móvel com uma defasagem MA(1), confirmado pelo critério de informação Schwarz (SIC). Este procedimento levou a:

$$d(\ln despesa)_t = \alpha + \lambda PPRE + \gamma PPSE + \theta_1 u_{t-1} + u_t \quad (7)$$

em que $d(\ln despesa)$ é a taxa de crescimento do índice real da despesa pública.

Para tal especificação foi encontrada significativa evidência de oportunismo político sobre a taxa de crescimento do gasto público apenas para o período pós-eleitoral, com o sinal negativo do coeficiente γ condizente com o proposto teoricamente e com os resultados encontrados para as outras variáveis econômicas (Tabela A.4, Anexo). Vale evidenciar que este sinal indica que, no período pós-eleitoral, a taxa de crescimento do gasto governamental tende a diminuir para amenizar as pressões inflacionárias surgidas pelas políticas expansionistas implementadas com objetivos político-eleitorais.

Evidência de oportunismo político sobre o déficit público

Ainda considerando a crítica de Rogoff e Sibert (1988) aos estudos empíricos que procuram observar atitude oportunista no comportamento dos indicadores macroeconômicos, o estudo econométrico da série de déficit governamental também foi realizado.

Pelo teste ADF constatou-se a estacionaridade no nível da série. Para ajuste da adequação do modelo recorreu-se a análise conjunta do correlograma da série e da estatística SIC definida pelo critério de informação Schwarz (SIC). Tal procedimento indicou a seguinte especificação:

$$Def_t = \alpha + \lambda PPRE + \gamma PPSE + \beta_t Def_{t-1} + \theta_1 u_{t-1} + u_t \quad (8)$$

em que Def_t é o déficit público no período t^{22} . O modelo ARMA(1,1) acima utilizado como controle para os coeficientes das variáveis *dummies* $PPRE$ e $PPSE$ levou a comprovação estatística de manipulação eleitoral sobre este instrumento de política macroeconômica (Tabela A.4, Anexo).

Ao nível de 10% de significância, rejeitou-se a hipótese de não-alteração do nível da série de déficit público para o período pré-eleitoral, indicando, conforme o proposto pelos modelos teóricos e os resultados obtidos para as outras variáveis econômicas estudadas, que a tentativa de se manter no poder leva o governante a adotar políticas econômicas expansionistas que geram distorções fiscais nas contas públicas.

Oportunismo político em um modelo multivariado

Como as séries econômicas não evoluem necessariamente de forma independente, testou-se um modelo multivariado de séries temporais. Já especificado em sua forma geral pela equação (2), o vetor coluna de variáveis econômicas no período t foi predita a partir de um processo auto-regressivo com 1 e 12 defasagens, incluindo as variáveis *dummies* $PPRE$ e $PPSE$.

A partir de tal modelo tem-se que a taxa de crescimento do PIB é explicada por suas próprias realizações a 1 e 12 defasagens e pela variável eleição $PPSE$, além dos valores observados para os outros indicadores macroeconômicos – taxa de desemprego e taxa de inflação para 1 e 12 defasagens,. Pelo estudo do coeficiente desta *dummy* de intercepto conclui-se que, ao nível de 1% de significância, a taxa de crescimento do PIB foi sistematicamente afetada por atitudes oportunistas dos *policymakers*, de forma que o sinal

²² Deve-se destacar que a série original corresponde ao Resultado de Caixa do Tesouro Nacional, sendo então necessário interpretar o sinal dos coeficientes de maneira cuidadosa. Neste sentido, a interpretação dos resultados reportados na Tabela A.5, do Anexo, deve incorporar este fato.

negativo do coeficiente γ indica recessão econômica no período pós-eleitoral induzida para conter as pressões inflacionárias advindas com as políticas oportunistas então implementadas.

CONCLUSÃO

A dúvida a respeito da possível incompatibilidade da maximização da satisfação do governante como indivíduo otimizador e a maximização do bem-estar social na escolha da política econômica a ser adotada por este *policymaker*, assim com a busca por explicação adicional para flutuações econômicas de curto prazo foram tratadas pelo estudo aqui proposto.

Após fundamentação teórica a respeito da relação existente entre calendário eleitoral e flutuações econômicas de curto prazo, o estudo econométrico dos dados relevantes não rejeita a hipótese de ter havido manipulações eleitorais sistemáticas no Brasil entre 1985 e 2006. Evidências estatísticas deste fenômeno são observáveis tanto nas séries de tempo relativas aos indicadores macroeconômicos, taxa de crescimento do PIB, taxa de desemprego e taxa de inflação, quanto nas séries ligadas aos instrumentos de política fiscal, gasto público e déficit orçamentário governamental.

Em consonância com os resultados teóricos propostos, o comportamento destas variáveis econômicas no período pós-redemocratização assumiu, no Brasil, um comportamento cíclico com quebra de tendência simultânea ao fim de processos eleitorais. Este comportamento indica que, devido a atitudes oportunistas com objetivos político-eleitorais dos formuladores de política econômica, a economia brasileira observou períodos de aquecimento pré-eleitoral inconsistente, levando a recessão econômica em períodos pós-eleitorais.

Consequência ainda mais grave observada diz respeito ao período pós-implementação do Plano Real. Pode-se afirmar, sustentado em evidências estatísticas, que a economia brasileira passou neste período por situações de estagflação pós-eleitoral induzidas. De acordo com o estudo econométrico dos dados, os formuladores de política econômica incumbidos a trabalhar de acordo com a finalidade clássica do Governo de promoção do bem-estar geral, desviaram a economia do “socialmente ótimo” ao adotar políticas que sobrepuseram a esta incumbência, seus interesses privados de atingir a reeleição.

Por tudo visto neste estudo tem-se que os sinais de elevação do nível de emprego e da taxa de crescimento do produto para níveis não-sustentáveis a médio prazo geradas de maneira oportunista merecem destaque em estudos subseqüentes relativos à normalização e controle no grau de autonomia dos formuladores de política econômica. Neste sentido, os resultados deste estudo podem ser pensados como subsídios adicionais aos debates sobre independência do Banco Central do Brasil e sobre a importância da Lei de Responsabilidade Fiscal no Brasil.

REFERÊNCIAS

AKERMAN, J. “*Political Economic Cycles,*” in *Political Business Cycles*. B. S. Frey ed: **The International Library of Critical Writing in Economics**, Elgar Reference Collection. 1947.

ALESINA, A. “*Macroeconomic Policy in a Two Party System as a Repeated Game*”. *Quarterly Journal of Economics*, v.102, p.651-78, 1987.

ALESINA, R; COHEN, G; ROUBINI, N. 1992. “*Macroeconomic Policy and Elections in OECD Democracies*”. **Political Economy, Growth and Business Cycles**. Cambridge, MA: The MIT Press. 1992.

BORSANI, Hugo. **Eleições e economia: instituições políticas e resultados macroeconômicos na América Latina (1979-1998)**. Belo Horizonte: Editora UFMG; Rio de Janeiro: IUPERJ, 2003.

DOWNS, A. “*An Economic Theory of Democracy*”. **New York: Harper and Row**. 1957.

ENDERS. W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, Inc. 1995.

FIALHO, Tânia Marta Maia. **Performance macroeconômica e política: análise da evidência de ciclos políticos no Brasil – 1953-1995**. 77f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 1996.

FREY, B. S; SCHNEIDER. F. “*An Empiric Study of Politic-Economic Interaction in the United States*”. *Review of Economics e Statistics*, May, p. 174-183. 1978.

HAYNES, S; STONES, J. “*An Integrated Test for Electoral Cycle in US Economy*”. *Review of Economics e Statistics*, August, p.426-434. 1989.

HIBBS, Douglas A. “*Political parties and macroeconomic policy*”. *American Political Science Review*, v.71, n.4, p.1467-1487, Dec. 1977.

HIGGS, Robert. *Crisis and Leviathan – critical episodes in the growth of American government*. Oxford University Press, 1989.

KALECKI, M. “*Political Aspects of Full Employment,*” in *Political Business Cycles*”. B. S. Frey ed: **The International Library of Critical Writing in Economics**, Elgar Reference Collection. 1943.

KEY, V. O. “*The responsible electorate: rationality in presidential voting 1936-1960*”. Cambridge: Harvard University Press. 1966.

KEYNES, John Maynard. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda; inflação e deflação**. Os Economistas. 2. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1985.

LANEY, L; WILLET, T. “*Presidential Politics, Budget Deficits and Monetary Policy in the United States: 1960-1976*”. *Public Choice* 40, p. 53-69. 1983.

MACRAE, D. “*A Political Model of Bussines Cycle*”. *Journal of Political Economy* 85, pp. 239-64. 1977.

MALONEY, K; SMIRLOCK, M. “*Business Cycle and the Political Process*”. *Southern Journal of Economics* 48, p.377-92. 1977.

MARTINS, Rodrigo Caldeira de Almeida. **As teorias de ciclos políticos e o caso português**. Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF). Nº 5. Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra. 2002.

NORDHAUS, William D. “*The Political Business Cycle*”. *Review of Economic Studies*, Bristol, England, v.42, p.169-190, Abr. 1975.

PERSSON, T; TABELLINI, G. *Macroeconomic policy, credibility, and politics*: **Harwood Academic Publishers**. 1990.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. **Microeconomia**. 5. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2002.

PREUSLER, Athos Prates de Silveira; PORTUGAL, Marcelo Salvino. **Um estudo empírico dos ciclos político-econômicos no Brasil**. Textos Para Discussão, n. 05, PPGE/Departamento de Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2002. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/ppge>>:. Acesso em: 05 mar. 2006.

SHEFFRIN, S. M. “*Strategic Models of Policymaking*”. The Making of Economic Policy, History, Theory, Politics. USA, **Cambridge MA e Oxford UK**: Blackwell. 1989.

TUFTE, E. “*Political Control of the Economy*”. Princeton, N J: Princeton University Press. 1978.

APÊNDICE

TABELA A.1 - Teste de Raiz Unitária (Augmented Dickey-Fuller)

Variável	Nível	1ª Diferença	Conclusão
Tx. Crescimento do PIB d(lnPIB)	-4,160771* (0,057)		Rejeita-se hipótese de raiz unitária no nível.
Desemprego RMs (u_{RMs})	-2,737976*** (0,0690)		Rejeita-se hipótese de raiz unitária no nível.
Desemprego RMSP (u_{RMSP})	-3,361518*** (0,0591)		Rejeita-se hipótese de raiz unitária no nível.
Taxa de Inflação (π)	-4,103897* (0,0069)		Rejeita-se hipótese de raiz unitária no nível.
Crescimento da Despesa Pública (lnDESPESA)	-2,281856*** (0,4418)	-12,19007 (0,0000)	- Não rejeita-se a hipótese de raiz unitária no nível; - Rejeita-se hipótese de raiz unitária na 1ª diferença.
Déficit Público (deficit)	-15,00509* (0,0000)		Rejeita-se hipótese de raiz unitária no nível

Fonte: Cálculo dos autores

Obs.: estão reportados o coeficiente de ADF e p-valor do teste (em parênteses)

(***) (**) (*) para níveis de significância de 10% 5% 1% respectivamente

TABELA A.2 - Resultado da Análise do Correlograma

Variável	Modelos Possíveis
Tx. Crescimento do PIB d(lnPIB)	AR(10) ou mais parcimoniosos
Desemprego RMs (u_{RMs})	AR(1)
Desemprego RMSP (u_{RMSP})	AR(13) ou mais parcimoniosos
Taxa de Inflação (π)	AR(1)
Tx. Crescimento da Despesa do Governo d(lnDESPESA)	ARMA(5,6) ou mais parcimoniosos
Déficit Público (deficit)	Sem componentes ARMA(p,q)

Fonte: Cálculo dos autores

TABELA A.3 - Definição do lag, incluindo variáveis exógenas PPRE e PPSE.

Variáveis	Componentes Auto-Regressivos (AR)	Componentes de Média Móvel (MA)	Critério de Informação Schwarz (SIC)
Tx. Crescimento do PIB $d(\ln\text{PIB})$	10	0	-7,357451
Desemprego RMs (u_{RMs})	1	0	1,697490
Desemprego RMSP (u_{RMSP})	11	0	0,346160
Taxa de Inflação (π)	1	0	6,248535
Tx. Crescimento da Despesa do Governo $d(\ln\text{DESPESA})$	0	1	-0,146864
Déficit Público (deficit)	1	1	19,58490

Fonte: Cálculo dos autores

TABELA A.4 - Teste de ciclos políticos sobre as variáveis econômicas brasileiras (1985-2006)

Regredido	Taxa de Crescimento do PIB $d(\ln\text{PIB})$	Desemprego RMs (u_{RMs})	Desemprego RMSP (u_{RMSP})	Taxa de Inflação (π)	Taxa de Crescimento da Despesa do Governo $d(\ln\text{DESPESA})$	Déficit Público (Def)
Regressores						
Constante	0,001830** (2,361178)	6,117145* (10,98539)	11,04878* (4,353830)	9,274603* (2,745132)	0,006142 (1,542391)	-499,3401** (-2,109732)
PPRE	0,002646** (2,116800)	0,061766 (0,311291)	-0,137451* (-2,672574)	-0,036073 (-0,019664)	0,023249 (1,551611)	-1364,463*** (-1,715128)
PPSE	-0,002979** (-2,341881)	-0,098735 (-0,467502)	0,140547* (2,653904)	1,403898 (0,717592)	-0,028063*** (-1,840113)	-903,2084 (-1,067880)
AR(1)	0,891477* (22,77157)	0,940614* (45,90246)	1,731375* (29,06609)	0,910884* (38,80554)		0,974173* (99,66016)
AR(2)	-0,002540 (-0,059598)		-0,811960* (-7,238468)			
AR(3)	-0,860159* (-20,13542)		-0,678076* (-5,630446)			
AR(4)	0,759603* (16,61112)		1,318505* (10,67692)			
AR(5)	-0,001376 (-0,039713)		-0,616042* (-4,555490)			
AR(6)	-0,918539* (-26,50040)		-0,563228* (-4,141164)			
AR(7)	0,819170* (17,98775)		1,042109* (7,732876)			
AR(8)	-0,000976 (-0,023046)		-0,507908* (-4,088472)			
AR(9)	-0,829345* (-19,57075)		-0,471481* (-3,918875)			
AR(10)	0,729003* (18,76210)		0,965528* (8,653474)			
AR(11)			-0,416888* (-7,045656)			
MA(1)					-0,762542* (-18,27947)	-0,997439* (-142,3676)
R ² ajustado	0,892931	0,885460	0,987005	0,827836	0,301634	0,031255
Schwarz (SIC)	-7,357451	1,697490	0,346160	6,248535	-0,146864	19,58490
Estatística F	212,2741	707,0609	1444,085	507,4865	36,41692	2,984178
p-valor	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,019731

Fonte: Cálculo dos autores

Obs.: estão reportados o coeficiente do regressor e a estatística t do teste bicauldal (em parênteses)

(***) (**) (*) para níveis de significância de 10% 5% 1% respectivamente

TABELA A.5 - Análise multivariada das séries de tempo (1985-2006)

Regressores	Tx. Crescimento do PIB d(lnPIB)	Tx. Crescimento da Despesa do Governo d(lnDESPESA)	Déficit Público (Def)	Desemprego d(lnDESEMP)	Tx. de Inflação (inflação-IGP)
Constante	0,000361 (0,00072) [0,49887]	0,025552 (0,01888) [1,35359]	-759,1506 (355,507) [-2,13540]	0,001499 (0,00274) [0,54777]	0,702145 (0,52838) [1,32886]
PPRE	0,00272 (0,00168) [1,61723]	0,03918 (0,04385) [0,89339]	(180,411) (825,866) [-0,21845]	(0,008310) (0,00636) [-1,30723]	0,183015 (1,22747) [0,14910]
PPSE	-0,004863 (0,00168) [-2,89436]	0,02216 (0,0438) [0,50590]	-994,4549 (824,916) [-1,20552]	0,001141 (0,00635) [0,17963]	-0,843764 (1,22606) [-0,68819]
Tx. Crescimento do PIB d(lnPIB) (-1)	0,331056 (0,04273) [7,74811]	-0,44428 (1,11399) [-0,39882]	7364,547 (20979,2) [0,35104]	-0,651362 (0,16148) [-4,03370]	3,653334 (31,1811) [0,11717]
Tx. Crescimento do PIB d(lnPIB) (-12)	0,525752 (0,04693) [11,2017]	0,038436 (1,2237) [0,03141]	7477,825 (23045,2) [0,32449]	0,224333 (0,17738) [1,26469]	-26,39904 (34,2517) [-0,77074]
Tx. Crescimento da Despesa do Governo d(lnDESPESA) (-1)	0,003628 (0,00225) [1,61369]	-0,286598 (0,05862) [-4,88906]	-1445,218 (1103,96) [-1,30912]	-0,022594 (0,0085) [-2,65891]	3,064589 (1,6408) [1,86774]
Tx. Crescimento da Despesa do Governo d(lnDESPESA) (-12)	0,002533 (0,00224) [1,13056]	0,159384 (0,0584) [2,72895]	1056,002 (1099,91) [0,96008]	-0,027951 (0,00847) [-3,30155]	-1,567277 (1,63477) [-0,95871]
Déficit Público (Def) (-1)	1,63E-07 (0,00000015) [1,06815]	1,94E-05 (0,0000040) [4,87522]	-0,095415 (0,07489) [-1,27402]	-7,64E-07 (0,00000058) [-1,32556]	-0,00016 (0,00011) [-1,43926]
Déficit Público (Def) (-12)	1,79E-07 (0,00000015) [1,18617]	2,41E-06 (0,0000039) [0,61289]	0,09088 (0,07398) [1,22839]	-8,40E-07 (0,00000057) [-1,47481]	0,000207 (0,00011) [1,87884]
Desemprego d(lnDESEMP) (-1)	0,030398 (0,01473) [2,06364]	0,431384 (0,38405) [1,12324]	18048,77 (7232,64) [2,49546]	0,352816 (0,05567) [6,3756]	-19,24101 (10,7498) [-1,78990]
Desemprego d(lnDESEMP) (-12)	0,046756 (0,01178) [3,96857]	-0,595051 (0,30717) [-1,93722]	-4869,759 (5784,72) [-0,84183]	0,484041 (0,04453) [10,8710]	6,712977 (8,59773) [0,78078]
Tx. de Inflação (inflação-IGP) (-1)	-0,000135 (0,000044) [-3,07850]	-0,000429 (0,00114) [-0,37509]	-70,90446 (21,5169) [-3,29529]	0,000305 (0,00017) [1,84384]	0,892136 (0,03198) [27,8964]
Tx. de Inflação (inflação-IGP) (-12)	0,000149 (0,000044) [3,40211]	0,000263 (0,00114) [0,23054]	39,75528 (21,4742) [1,85131]	-0,000331 (0,00017) [-2,00138]	0,058808 (0,03192) [1,84255]
R ² ajustado	0,771853	0,280709	0,069046	0,694249	0,848012
Schwarz (SIC)	-6,591972	-0,070236	19,61643	-3,932891	6,593481
Estatística F	66,12557	8,512479	2,427703	44,70972	108,4052

Fonte: Cálculo dos autores

Obs.: estão reportados o coeficiente do regressor, o p-valor (em parênteses) e a estatística t do teste bicaudal (em colchetes).