

DETERMINANTES POLÍTICOS DO DÉFICIT FISCAL NOS ESTADOS BRASILEIROS (1987-1997)¹

Cristiane Batista

Ximena Simpson

RESUMO

O objetivo do trabalho é analisar os determinantes do balanço fiscal nos estados brasileiros em um período de grande instabilidade da economia do país: as décadas de 1980 e 1990. O argumento principal do trabalho postula que, mesmo em um contexto de ajuste fiscal, fatores ligados à inclinação ideológica do chefe do poder Executivo estadual, à capacidade decisória do poder Legislativo nesse nível de governo, bem como a relação entre estados e governo federal são parâmetros fundamentais para o entendimento da situação fiscal da federação brasileira. A metodologia empregada para verificar o modelo teórico corresponde à análise econométrica de painel, também conhecida como séries agregadas (em inglês: pooled time series – cross section analysis), que nos permite considerar concomitantemente a dimensão espaço (estados) e a dimensão tempo (ano). Na estimação dos parâmetros do modelo, seguimos o método “panel corrected standard error” (OLS com erro padrão corrigido), sugerido por Beck e Katz para análises de painel de dimensões similares às do presente trabalho. Nossos resultados corroboram a previsão da importância de se considerar as subunidades da federação. As análises que buscam explicar o desempenho da administração macroeconômica nacional não podem deixar de levar em conta a relevância das instituições subnacionais e seu impacto na estrutura de incentivos dos atores envolvidos nos processos decisórios.

PALAVRAS-CHAVE: instituições políticas; política fiscal; desempenho econômico; estados brasileiros; eleições.

I. INTRODUÇÃO

Os tradicionais estudos dos determinantes políticos do desempenho econômico adquiriram maior relevância em decorrência da recente democratização dos países latino-americanos, Europa Oriental, África e Ásia, bem como da globalização. Ademais, as freqüentes crises econômicas nessas regiões durante as décadas de 1980 e 1990 evidenciaram a necessidade de ajustes estruturais e de formulação de teorias explicativas que relacionassem a ineficiência econômica à instabilidade das instituições políticas (KAUFMAN, 1985; FRIEDEN, 1991). Tal contexto realçou a importância da discussão a respeito da relevância das instituições democráticas e sua influência nos processos de tomada de decisão (REMMER, 1986; MAINWARING, 1993;

MAINWARING & SCULLY, 1995).

No Brasil, a década de 1980 representou o início de profundas transformações para a federação, oriundas tanto do compromisso assumido com a redemocratização, como pelo novo paradigma econômico. Neste período, estados e municípios adquiriram poder de participar mais ativa e diretamente do processo decisório nacional, em consequência do processo de descentralização ocorrido principalmente a partir do II Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND/ 1975-1979)². Esse aumento da autonomia representou, por um lado, uma ampliação na demanda dos estados ao Governo Federal por maior quantidade de recursos públicos disponíveis, e por outro, um aumento do peso político estadual no

¹ As autoras agradecem a Octavio Amorim Neto e Acir Almeida pela leitura precisa e inestimáveis comentários. Agradecemos também as valiosas sugestões dos pareceristas anônimos, fundamentais para o aperfeiçoamento do presente trabalho.

² O II PND foi realizado durante o Governo de Ernesto Geisel e enfatizou o investimento em indústrias de base e a busca de maior autonomia nacional no que concerne a insumos básicos. Nesse período, a preocupação com o problema energético levou o governo a estimular pesquisas de petróleo e à construção de hidrelétricas.

processo decisório³. Além disso, o país experimentou, nessa época, um desequilíbrio fiscal que culminou em aumento considerável da dívida pública na década subsequente.

Características político-institucionais dos governos, como estrutura do sistema político partidário, regras eleitorais, formas de governo, ideologia dos governantes, existência ou não de maiorias legislativas sólidas e estrutura das regras que regulamentam a relação entre os poderes Executivo e Legislativo são apontadas como as principais causas das dificuldades enfrentadas pelos entes federados em realizar políticas fiscais mais contracionistas (STEIN, TALVI & GRISANTI, 1999; TABELLINI, 2000). Com relação à ideologia do governo, por exemplo, alguns estudos aplicados ao contexto latino-americano atestam que o gasto público em governos de esquerda é relativamente mais alto do que em governos de direita (AMES, 1987) e que, por sua vez, o desemprego aumenta menos sob governos de esquerda ou centro do que sob governos de direita (BORSANI, 2003). Observa-se também que o tamanho e a persistência de déficits estão associados à existência de elevados índices de fragmentação partidária (BLANCO, 2001; SIMPSON, 2003) e que governos inclinados à direita do espectro ideológico e sustentados por partidos fortes são mais propensos a reduzir o gasto público e a alcançar um equilíbrio fiscal (AMORIM NETO & BORSANI, 2004).

Diferente linha de investigação, conhecida como teoria de ciclos econômico-eleitorais, confere peso menor a características institucionais. De acordo com tal teoria, o governante aumenta o gasto público como forma de impulsionar a atividade econômica em períodos de eleição e, assim, maximizar suas chances de vitória eleitoral (NORDHAUS, 1975; HIBBS, 1977; ALESINA, 1987).

O objetivo deste trabalho é analisar os determinantes do balanço fiscal nos estados brasileiros em um período crítico da economia do país – décadas de 1980 e 1990. Nessa época, o Brasil vivenciava profundas transformações

trazidas tanto pelo compromisso assumido com a redemocratização, como pelo novo paradigma econômico, que consistia, fundamentalmente, em reduzir, no curto prazo, o déficit fiscal por meio da diminuição do gasto público. No presente artigo, postulamos que, mesmo em um contexto de ajuste fiscal, fatores ligados à inclinação ideológica do chefe do poder Executivo estadual, à capacidade decisória do poder Legislativo neste nível de governo, bem como a relação entre estados e Governo Federal são parâmetros fundamentais para o entendimento da situação fiscal da federação brasileira.

O artigo encontra-se estruturado da seguinte forma: a Seção II abarca a discussão presente na literatura sobre os determinantes político-institucionais do desempenho fiscal em diversos países. Na mesma seção, apresentamos a discussão teórica sobre as variáveis analisadas no presente trabalho. A Seção III apresenta as hipóteses a serem testadas, todas inspiradas na extensa literatura internacional e nacional, o método de análise, os modelos estatísticos e as especificações das variáveis incluídas em cada um deles. A Seção IV oferece os resultados dos testes estatísticos e a Seção V, as principais conclusões.

II. DETERMINANTES DO DESEMPENHO FISCAL DOS GOVERNOS

A literatura acadêmica sobre os determinantes políticos e econômicos das políticas públicas no contexto latino-americano destacou-se e expandiu-se nos últimos anos. Uma vertente dessa literatura concentra a investigação nos efeitos dos tipos de regime – autoritário ou democrático – sobre tais políticas (BROWN & HUNTER, 1999; KAUFMAN & UBIEGO, 2001; AVELINO, BROWN & HUNTER, 2005). Outros estudos concentram a atenção no desempenho fiscal dos países democráticos da região, procurando investigar os impactos das instituições políticas sobre o déficit fiscal e o gasto público (ALESINA *et alii*, 1999; JONES, SANGUINETTI & TOMMASI, 1999; MEJÍA ACOSTA & COPPEDGE, 2001; AMORIM NETO & BORSANI, 2004; HALLERBERG & MARIER, 2004).

Mejía Acosta e Coppedge (2001), em sua análise dos determinantes políticos da disciplina fiscal na América Latina, defendem que ela depende da vontade dos governos e ressaltam a importância do estudo dos aspectos institucionais e políti-

³ A partir das eleições de 1986, verifica-se uma ampliação das legendas concorrentes à eleição para cargos estaduais, bem como o aumento do número efetivo de partidos das assembleias legislativas (NICOLAU, 1996), ampliando, assim, o escopo de competição política.

cos específicos dos países da região. Amorim Neto e Borsani (2004) mostram ainda que governos inclinados à direita do espectro ideológico e sustentados por partidos fortes são mais propensos a reduzir o gasto público e a alcançar um equilíbrio fiscal. Além disso, corroboram a idéia clássica de que eleições causam deterioração no desempenho fiscal, outra preocupação recorrente na literatura.

Estudos aplicados especificamente ao contexto brasileiro demonstram a importância da análise da política econômica dos governos subnacionais para o melhor entendimento da política macroeconômica (BEVILAQUA, 1999; REMMER & WIBBELS 2000; BLANCO, 2001). Nesta linha de pesquisa, Blanco (2001), buscando compreender de que maneira as características do sistema político, a orientação ideológica dos governadores, o federalismo e a estrutura partidária refletem no comportamento fiscal dos estados brasileiros, chama a atenção para o aumento do desequilíbrio das finanças públicas estaduais no período compreendido entre 1994 e 1998. Observa ainda que os administradores subnacionais, livres de responsabilidade pelo desempenho macroeconômico e isolados de pressões externas, têm fortes incentivos para aumentar o gasto público e exportar o custo de suas decisões para o resto da federação. Assim, segundo o autor, é razoável esperar que em períodos eleitorais as principais categorias de despesa estadual experimentem elevações pouco comuns. A análise do efeito do calendário eleitoral nos resultados de políticas públicas é tratada pela literatura sobre *ciclos econômico-eleitorais*, cuja discussão teórica será vista mais adiante.

Tendo por base a literatura acima citada, as próximas seções apresentam as variáveis político-institucionais que serão analisadas no presente trabalho. São elas: ideologia dos governos estaduais; grau de fragmentação do sistema partidário; e identificação política entre as administrações dos distintos níveis de governo. Por último, servindo de base para teste de robustez, apresentam-se as variáveis previstas na teoria de ciclos econômico-eleitorais.

II.1. Ideologia do poder Executivo

A existência de distinção ideológica entre partidos políticos é defendida por Hicks e Swank (1984). Os autores sustentam que em países governados por partidos de esquerda os gastos com bem-estar social são significativamente mais al-

tos, enquanto países governados por partidos de direita têm os gastos nas áreas sociais reduzidos. Blais, Blake e Dion (1993), entretanto, argumentam que partidos políticos fazem diferença, porém moderadamente. Verificam que mudanças na composição partidária do governo não estão associadas a mudanças instantâneas na orientação das políticas, ou seja, a alteração entre partidos de esquerda e de direita no governo não é sistematicamente seguida pelo aumento ou diminuição dos gastos públicos. Governos de esquerda, segundo os referidos autores, gastam apenas um pouco mais do que governos de direita, mas a diferença não é significativa.

Alesina e Rosenthal (1995), ao examinar o comportamento da taxa de crescimento econômico e do voto nas eleições executivas e legislativas norte-americanas, no período compreendido entre 1915 e 1988, detectam que a polarização política existente nos Estados Unidos contribuiu para uma definição mais clara da ideologia dos partidos Democrata e Republicano. Os autores chamam a atenção também para a importância da força política determinante no poder Legislativo. Seus achados atestam que políticas públicas promovidas por governos Republicanos que contam com maioria legislativa republicana são mais conservadoras do que as políticas levadas a cabo pelos mesmos governos com maioria legislativa democrata.

Em trabalho similar, Alt e Lowry (1994) constatam que governos Democratas tendem a conviver com gasto público maior, financiado por impostos mais elevados. Entretanto, assim como Alesina e Rosenthal, os autores ressaltam a relevância da composição do governo na determinação dos resultados fiscais de cada estado, variável esta influenciada também pela existência ou não de restrições orçamentárias. Segundo os autores, governos unificados, sujeitos a restrições orçamentárias, respondem mais rapidamente a choques econômicos do que governos divididos ou que não incorrem em restrições de gasto.

Os trabalhos acima mencionados referem-se a contextos nacionais. No que concerne a governos subnacionais, Seitz (2000) verifica que, em estudo sobre os *Länder* alemães, as diferenças ideológicas não incidem nas decisões de gasto. Ou melhor, não são produzidos incentivos políticos direcionados a uma estabilização fiscal, pois as instituições fiscais federais ultrapassam as pos-

síveis diferenças partidárias. O que se observa é um sistema centralizado, ancorado em regras e instituições econômicas responsáveis pela determinação e distribuição de impostos e pelas políticas de gestão de déficits e de gastos. De acordo com o autor, nesse contexto, o gasto público não pode ser tomado como uma variável dependente, pois está controlado (ou medianamente controlado) por contratos de longo prazo – como é o caso do funcionalismo público – ou compromissos legais e/ou políticos. A variável flexível adequada seria o investimento público, mas tampouco é usado como estabilizador. Sendo assim, os dados sugerem que não existe nenhuma política ativa de estabilização fiscal nos estados alemães, ao contrário, a gestão econômica dos governos locais caracteriza-se por pronunciadas políticas pró-cíclicas.

Trazendo tal discussão para o contexto brasileiro, teria a posição ideológica dos governadores de cada um dos 27 estados da federação impacto sobre seu desempenho fiscal? Esta é uma das questões às quais este trabalho propõe-se a responder.

II.2. Fragmentação do sistema partidário

Alt e Lowry (1994) e Alesina e Rosenthal (1995) ressaltam que a análise de resultados de política pública deve considerar as características político-institucionais das unidades de análise, como o apoio partidário do poder Executivo e a composição partidária dominante no Legislativo. Disto decorre que a relação entre partido político e políticas públicas é mais bem compreendida quando se acrescenta à explicação a possibilidade de ocorrência de governos divididos, isto é, um poder Executivo apoiado por tendências ideológicas distintas daquelas majoritárias no Legislativo⁴. É natural imaginar que quando os poderes Executivo e Legislativo são dominados por tendências ideológicas conflitantes, a variação nas políticas públicas é menor do que quando os partidos que apoiam o governo e dominam o Legislativo convergem quanto a sua tendência programática (TSEBELIS, 1995; HAGGARD & MCCUBBINS, 2001).

A fragmentação legislativa, não obstante, dificulta a formação de maiorias sólidas. Assim sendo, governos que atuam em sistemas partidários

fragmentados são levados, freqüentemente, a negociar para obter uma maioria parlamentar. Roubini e Sachs (1989) constatam, em estudo sobre países da Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), que o tamanho e a persistência de déficits nas economias industrializadas durante a última década foi maior sob governos de coalizão do que sob governos majoritários⁵. Em vista disso, argumentam que o problema dos governos de coalizão está na sua inabilidade para alcançar acordos entre seus integrantes. Os autores ressaltam que a freqüente instabilidade de governos de coalizão e o curto mandato governamental diminuem os incentivos dos membros para agir de forma cooperativa. Para Roubini e Sachs, a situação fiscal, tanto do nível federal, quanto do nível estadual, está diretamente relacionada ao número de atores envolvidos no processo decisório e a sua percepção de permanência dentro do jogo político.

De acordo com tal premissa, poder-se-ia inferir que em sistemas federais com elevado grau de fragmentação partidária a necessidade dos governadores comporem maiorias legislativas pode levar não só à instabilidade governamental, mas também à ineficiência do ponto de vista econômico. Os resultados da relação entre os poderes Executivo e Legislativo espelhariam problemas de atendimento político a grupos de interesses preferenciais, tendendo a tornar o processo legislativo economicamente ineficiente. Ou seja, a necessidade do poder Executivo manter apoio político, indispensável para executar sua agenda nas assembleias legislativas, requer uma contínua redistribuição de benefícios, o que geraria uma tendência expansiva de gastos e contribuiria com a dispersão não eficiente de recursos públicos.

Em contrapartida a esse argumento, Per-Anders e Ohlsson (1991) defendem que o indicador operacional elaborado por Roubini e Sachs não é eficiente e afirmam que a tendência à geração de déficits deve-se muito mais à existência de governos minoritários do que a problemas advindos

⁴ Para exemplo dessa linha de análise, ver Fiorina (1996).

⁵ Estudo similar, de Alesina e Perotti (1995), também aplicado a países da Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), mostra que governos de coalizão enfrentam maiores dificuldades na execução de políticas de ajuste. Seguindo essa lógica, a probabilidade de sucesso de políticas de ajuste seria menor em governos multipartidários.

de governos de coalizão. Tal idéia baseia-se na argumentação de que: a) governos minoritários são, geralmente, conseqüência de governos multipartidários; e b) mesmo que os governos minoritários sejam formados por apenas um partido, sua sobrevivência depende do apoio (explícito ou implícito) de outros partidos.

No caso específico do Brasil, observa-se, em grande parte dos estados, um aumento significativo do número efetivo de partidos nas assembleias legislativas (NICOLAU, 1996; LIMA JR., 1997; MAINWARING, 1999)⁶, a partir de 1986. Em alguns estados – como Espírito Santo – esse nú-

mero quase triplicou. O mesmo é verificado em São Paulo, que passou de 3,9 partidos, em 1986, para 7,3, em 1990. Por sua vez, ao comparar os dados referentes aos anos de 1990 e 1994, verifica-se que a tendência não é a mesma em toda a nação: enquanto em Rondônia, o número de partidos efetivos passou de 5,7, em 1990, para 9,4, em 1994, no Distrito Federal, o número caiu de 9,0 para 5,2 de um ano a outro. Em Pernambuco, o número de partidos efetivos na Assembléia Legislativa também diminuiu, passou de 5,7 para 3,8; no Rio de Janeiro, ao contrário, aumentou, passando de 7,1 para 8,7.

QUADRO 1 – NÚMERO EFETIVO DE PARTIDOS NAS ASSEMBLÉIAS LEGISLATIVAS: 1986 – 1994

	1986	1990	1994
Rondônia	2,4	5,7	9,4
Acre	1,8	4	4,3
Amazonas	3	5,9	6,3
Roraima	-	6,4	5,6
Pará	2,4	6,1	5,8
Amapá	-	6,3	5,6
Tocantins	-	3,6	3,2
Maranhão	3,1	5,1	8,4
Piauí	2,5	3,6	3,4
Ceará	2,7	5,1	4,4
Rio Grande do Norte	2,8	3,8	3,4
Paraíba	2,7	4,4	2,9
Pernambuco	3,3	5,7	3,8
Alagoas	3,7	5,9	6,8
Sergipe	2,9	4,2	6
Bahia	2,4	4,9	6,6
Minas Gerais	2,9	7,8	8,8
Espírito Santo	2,8	7,4	8,8
Rio de Janeiro	6,5	7,1	8,7
São Paulo	3,9	7,3	7,2
Paraná	2	5,9	6,8
Santa Catarina	2,9	5,3	4,4
Rio Grande do Sul	3,2	5,2	6,1
Mato Grosso do Sul	2,6	5,4	6,9
Mato Grosso	2,4	3,5	6,1
Goiás	2,1	4,9	7
Distrito Federal	-	9	5,2
Média	2,9	5,5	5,9
Desvio Padrão	0,9	1,4	1,8

FONTE: Laboratório de Estudos Experimentais (2009).

Da mesma forma como verificamos um aumento do número de partidos na maioria dos estados brasileiros, nota-se uma elevação da dívida

pública interna nas três esferas de governo no mesmo período: a dívida da União passou de 2,5% do Produto Interno Bruto (PIB), em 1986, para 13,3%, em 1997, ao passo que a dos estados e

⁶ Para a medição do *Número de Partidos Efetivos*, foi empregado o índice proposto por Laakso e Taagepera (1979), sendo $N = 1/Sxi^2$, em que N é o número efetivo de partidos

legislativos; S , o Somatório; e xi , a proporção de votos de cada partido.

municípios passou de 4,7 % do PIB, em 1986, para 12,5 %, em 1997⁷. Tais fatos são ilustrativos e ajudam a entender porque a estrutura política dos estados torna-se uma importante variável explicativa da persistência de déficits fiscais.

Como podemos perceber, a estrutura dos sistemas partidários estaduais não segue um padrão único, mas varia de acordo com as correlações de força entre as elites políticas de cada região. Em outras palavras, o sistema eleitoral brasileiro, em seu conjunto, não se compõe de uma série de subsistemas homogêneos e análogos ao sistema eleitoral federal⁸. A comparação da estrutura eleitoral dos estados brasileiros permite visualizar nitidamente esse aspecto. No Quadro 1, podemos

notar a dessemelhança quanto ao grau de fragmentação entre os estados, o que sugere possíveis diferenças comportamentais - maiores custos na barganha política pelo aumento do número de atores em determinados estados.

No Quadro 2, observamos que grande parte dos partidos que conseguiram eleger seu candidato a governador entre 1987 e 1997 não alcançou, sozinho, a maioria em suas respectivas assembleias legislativas. Das 27 unidades da federação brasileira, em um período de 10 anos, apenas em dez ocasiões o partido do governador atingiu mais de 50% das cadeiras legislativas, a maior parte delas em 1986, quando o índice de fragmentação partidário era menor⁹.

QUADRO 2 – PORCENTAGEM DE CADEIRAS DO PARTIDO DO GOVERNADOR NAS ASSEMBLÉIAS LEGISLATIVAS – 1986, 1990 E 1994

ESTADOS	1986		1990		1994	
	% cad/gov	partido gov	% cad/gov	partido gov	% cad/gov	partido gov
Acre	58,3	PMDB	29,2	PDS	33,3	PPR
Alagoas	37	PMDB	14,8	PSC	22,2	PMDB
Amazonas	45,8	PMDB	16,7	PMDB	29,2	PPR
Amapá	*		25	PFL	5,9	PSB
Bahia	54	PMDB	34,9	PFL	30,2	PFL
Ceará	52,2	PMDB	39,1	PSDB	43,5	PSDB
Distrito Federal	*		16,7	PTR	29,2	PT
Espírito Santo	50	PMDB	10	PDT	13,3	PT
Goiás	65,9	PMDB	39	PMDB	26,8	PMDB
Maranhão	26,2	PMDB	35,7	PFL	23,8	PFL
Minas Gerais	53,2	PMDB	7,8	PRS	10,4	PSDB
M. G. do Sul	50	PMDB	29,2	PTB	20,8	PMDB
Mato Grosso	54,2	PMDB	45,8	PFL	20,8	PDT
Pará	61	PMDB	24,4	PMDB	4,9	PSDB
Paraíba	47,2	PMDB	22,2	PMDB	52,8	PMDB
Pernambuco	38,8	PMDB	30,6	PFL	32,7	PSB
Piauí	26,7	PMDB	43,3	PFL	16,7	PMDB
Paraná	68,5	PMDB	29,6	PMDB	16,7	PDT
Rio de Janeiro	25,7	PMDB	30	PDT	22,9	PSDB
Rio G. do Norte	41,7	PMDB	12,5	PDS	33,3	PMDB
Rondônia	54,2	PMDB	4,2	PTR	16,7	PMDB
R. G. do Sul	49,1	PMDB	23,6	PDT	18,2	PMDB
Roraima	*		25	PTB	29,4	PTB
Santa Catarina	47,5	PMDB	17,5	PFL	25	PMDB
Sergipe	45,8	PFL	12,5	PMDB	4,2	PSDB
São Paulo	44	PMDB	22,6	PMDB	18,1	PSDB
Tocantins	**		37,5	PMDB	37,5	PPR

FONTE: Nicolau (2009).

NOTAS: * Não havia eleição para governador; ** Estado criado apenas em 1988; Siglas partidárias: PMDB (Partido do Movimento Democrático Brasileiro); PFL (Partido da Frente Liberal); PDS (Partido Democrático Social); PSC (Partido Social Cristão); PSDB (Partido da Social-Democracia Brasileiro); PTR (Partido Trabalhista Renovador); PDT (Partido Democrático Trabalhista); PRS (Partido de Renovação Social); PTB (Partido Trabalhista Brasileiro); PPR (Partido Progressista Trabalhador); PSB (Partido Socialista Brasileiro); PT (Partido dos Trabalhadores).

⁷ É mister ressaltar que, a partir de 1998, verifica-se um aumento na responsabilidade dos estados em relação aos

seus gastos públicos, o que gerou melhora fiscal primária de 0,6% do PIB entre 1998 e 1999. Esse fato sugere que as

Dito isto, o trabalho propõe-se a investigar se a incidência de altos índices de fragmentação compromete direta e significativamente a formação de governos majoritários, aumentando os custos de transação e, conseqüentemente, contribuindo para um maior desequilíbrio das contas públicas.

II.3. A identificação política entre as administrações dos distintos níveis de governo

Existe uma discussão na literatura segundo a qual a “solidariedade ideológica” ou partidária entre o governo central e as administrações dos níveis inferiores de governo permite que o governo federal opte por “premiar” seus “correligionários” estaduais com maiores repasses e, portanto, o incentivo à ampliação do gasto público das unidades da federação ideologicamente mais próximas do governo federal é maior (BEVILAQUA, 1999; BLANCO, 2001; ARRETCHÉ & RODDEN, 2004). Outra vertente de opinião, no entanto, defende que tal “coincidência ideológica” estimula uma maior cooperação dos governos subnacionais no que concerne às políticas de ajuste apreendidas pela União (JONES, SANGUINETTI & TOMMASI, 1999; REMMER & WIBBELS, 2000; TOMMASI, SAIEGH & SANGUINETTI, 2001). Neste caso, teríamos uma postura de gasto estadual mais contracionista.

Blanco (2001) sustenta que, em estruturas federativas, o sistema de transferência intergovernamental é o canal pelo qual a “solidariedade ideológica” ou partidária entre o governo central e as administrações dos níveis inferiores de governo expressa-se de forma tal que estas últimas podem contar com maiores recursos à sua disposição e, assim, expandir seu gasto público. Nas palavras de Blanco, “a identidade partidária ou da coalizão política à qual pertence o presidente e os governadores pode determinar um maior espaço para posturas fiscais expansivas por parte dos governos subnacionais” (*idem*, p. 23).

Por sua vez, Bevilaqua (1999), analisando as operações de resgate (*bailout*) ocorridas no Bra-

sil durante a década de 1990, atesta que, por um lado, o peso eleitoral dos estados, em termos de sua população, incide no montante dos valores a serem negociados com o governo federal. Os resultados empíricos de sua análise mostraram que aqueles estados cujo partido do governador pertencia à coalizão nacional de apoio ao então presidente Fernando Henrique Cardoso foram os que obtiveram operações de resgate mais expressivas por parte do Governo Federal. Estados como Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo, por exemplo, cujos governadores pertenciam ao partido do Presidente da República ou à sua coalizão de apoio (no caso do primeiro estado), tiveram 20,9%, 10,7% e 48,4%, respectivamente, de suas dívidas perdoadas.

Neste mesmo sentido, Arretche e Rodden (2004) argumentam que o exame da distribuição de recursos fiscais leva a um maior entendimento acerca das estratégias eleitorais e legislativas dos governantes brasileiros. De acordo com o estudo, de todas as variáveis testadas, o pertencimento à coalizão de governo do presidente apresenta os mais elevados índices de correlação. Os autores demonstram que os acordos entre os presidentes e o parlamento tendem a ser de longo prazo, e não aleatórios, em torno a cada votação legislativa. Os resultados contrariam a visão de um “mercado caótico” de votos legislativos, em favor de uma visão de que há acordos de longo prazo e relativamente estáveis entre o presidente e sua coalizão de sustentação legislativa. Destarte os autores não encontram evidências de que o presidente favoreça diretamente governadores correligionários ou cujo partido pertença à sua coalizão de governo, os resultados constataam que o presidente usa as transferências voluntárias ou não constitucionais para manter uma coalizão legislativa estável e claramente identificada ao longo de seu mandato.

Análise desenvolvida por Remmer e Wibbels (2000), para o caso argentino, por sua vez, sustenta que unidades de federação governadas por partidos do mesmo espectro ideológico do partido que controla o governo central são mais propensas a cooperar com as políticas de ajuste nacional do que províncias controladas por partidos de oposição. Jones, Sanguinetti e Tommasi (2000) acompanham o raciocínio de Remmer e Wibbels e comprovam que, a partir da observação da experiência argentina, a coincidência partidária entre o Governo Federal e o local contribuiu para

mudanças recentes nas unidades federativas têm apresentado caráter estrutural (GIAMBIAGI & RIGOLON, 1999).

⁸ Ver Lima Jr. (1997).

⁹ Acre (1986), Bahia (1986), Ceará (1986), Goiás (1986), Minas Gerais (1986), Mato Grosso (1986), Pará (1986), Paraná (1986), Rondônia (1986) e Paraíba (1994).

que as contrações fiscais operadas pelo Governo Federal fossem acompanhadas pelos governos provinciais.

Os resultados encontrados por Bevilaqua (1999), Blanco (2001) e Arretche e Rodden (2004) para o contexto brasileiro podem sugerir que estados com maior representação na coalizão governativa do Presidente da República contam com maiores repasses federais provenientes de transferências não constitucionais e, por conta disto, o balanço primário é maior. É este argumento que será testado no presente trabalho.

Vale lembrar, contudo, que este artigo não abarca o período decorrido a partir da promulgação da Lei de Responsabilidade Fiscal, em 2000, portanto, não se propõe a analisar políticas de ajuste. Por esta razão, os pressupostos defendidos por Jones, Sanguinetti e Tommasi (1999) e Remmer e Wibbels (2000) não serão testados.

II.4. Ciclos econômico-eleitorais nos estados brasileiros

A análise das prioridades dos partidos em termos de políticas públicas é também tratada pela literatura sobre *ciclos econômico-eleitorais*. Teoricamente, tais ciclos dividem-se em dois grupos com perspectivas diferentes no que concerne às motivações dos partidos políticos: o primeiro focaliza sua análise nas motivações eleitorais; o segundo, nas preferências dos eleitores. Os trabalhos de Nordhaus (1975), por um lado, e de Hibbs (1977) e Alesina (1987), por outro, são tidos como pioneiros no estudo desses modelos. No primeiro, os governos assumem um comportamento exclusivamente “oportunista” e uma motivação essencialmente eleitoral. Com base no *trade off*¹⁰ entre inflação e desemprego (representado pela curva de *Phillips*¹¹), os governos possuem a liberdade e a habilidade de manipular os instrumentos de políticas econômicas antes das eleições a fim de obter um bom resultado a curto prazo – particularmente no que se refere ao nível de desemprego –, mas com custos a médio prazo, gerando, assim, uma queda dos indicadores econômicos no período pós-eleitoral. Nesse modelo,

alcançar o poder é a principal motivação dos partidos políticos, que tendem a assumir uma postura uniforme diante do eleitorado no que diz respeito à sua posição ideológica.

O segundo modelo de ciclo econômico-eleitoral, conhecido como modelo partidário, ou “racional partidário” (HIBBS, 1977; ALESINA, 1987), considera que as preferências por políticas e/ou resultados econômicos variam de acordo com os programas dos partidos políticos no poder. Neste modelo, as motivações dos partidos e de seus membros não estão centradas exclusivamente na busca pelo poder, mas orientadas para a execução de políticas de maior preferência de suas principais bases de apoio eleitoral.

Os dois tipos de modelos, oportunista e partidário (ou racional), fundamentam-se em diferentes pressupostos não só no que se refere ao comportamento dos partidos, mas também no que diz respeito ao comportamento dos eleitores. O modelo oportunista concebe os eleitores de forma homogênea, como portadores de interesses e motivações idênticas. Este modelo supõe uma atitude “miope” por parte do eleitor, isto é, a direção do seu voto é determinada pela experiência passada, mais especificamente, pelo último ano de mandato do governo (voto retrospectivo). Por consequência, uma melhora no desempenho econômico no ano das eleições será politicamente vantajosa para o governo apenas se os eleitores priorizarem a situação deste ano, não considerando os efeitos desse desempenho no resto do período. Já o modelo partidário atribui menor importância ao período pré-eleitoral nas escolhas de políticas econômicas e mais à orientação ideológica do partido do poder Executivo: “as prioridades econômicas e os resultados (dos partidos no governo) são ocasionalmente afetados pelo calendário eleitoral, mas dependem de forma mais sistemática da orientação política do partido na presidência” (HIBBS, 1987, p. 279). Neste caso, o eleitorado não é tratado de forma homogênea, mas como atores com diferentes interesses e preferências ideológicas.

No presente trabalho, entretanto, não levamos em conta os supostos racionais partidários, e trabalhamos apenas com as premissas do modelo clássico (oportunista)¹². A maioria dos estudos

¹⁰ Também conhecido como o problema do “cobertor curto”.

¹¹ Inflação e desemprego são inversamente proporcionais. Quanto maior a taxa de inflação, menor o índice de desemprego, e vice-versa.

¹² O tipo de ciclo econômico-eleitoral *racional partidário* forma-se a partir da chamada “surpresa eleitoral”, quer

que buscam testar o impacto de variáveis eleitorais nos resultados econômicos refere-se, principalmente, à política macroeconômica do governo central. Este trabalho, no entanto, focaliza a análise nas subunidades da federação brasileira. Portanto, adaptando a teoria sobre ciclos econômico-eleitorais aos objetivos do trabalho, será investigado se o balanço primário dos estados brasileiros diminui em anos eleitorais em decorrência de um aumento nos gastos públicos neste período.

Na próxima seção, serão apresentadas as hipóteses de trabalho, os modelos teóricos referentes à análise dos 27 estados brasileiros, bem como as especificações das variáveis dependentes e independentes.

III. HIPÓTESES DE TRABALHO, MODELO ESTATÍSTICO E METODOLOGIA DE ANÁLISE

A relevância das questões mencionadas no presente artigo, inspiradas na literatura nacional e internacional, reside no pressuposto de que as características que conformam as preferências dos atores envolvidos no processo decisório direcionam as prioridades referentes à alocação das verbas estaduais. Diante de tal suposição, propomos a primeira hipótese de trabalho:

H₁: O balanço primário é menor em governos de esquerda.

A expectativa é de que o balanço primário do estado cujo poder Executivo inclina-se à esquerda do espectro ideológico tenda a ser menor por conta, ao menos teoricamente, do seu perfil mais “gastador”.

dizer, não é promovido pelo partido político diretamente, mas pela percepção dos eleitores em relação aos resultados das políticas macroeconômicas do futuro governo. Por sua vez, toma por referência das preferências dos eleitores a “orientação política do partido na presidência”. No caso deste trabalho, os supostos racionais não foram testados, por um lado, por conta da heterogeneidade partidária observada nos estados brasileiros, o que dificulta a classificação ideológica do poder Executivo estadual tomando apenas como base o partido do governador (daí utilizarmos, neste trabalho, como indicador de ideologia do Executivo estadual, não o partido do governador apenas, mas a sua plataforma eleitoral como um todo). Por outro lado, nossa análise busca avaliar também o peso do calendário eleitoral nos resultados fiscais das subunidades da federação, neste caso, testados econometricamente pelo modelo oportunista.

A segunda hipótese a ser testada pela análise econométrica é:

H₂: O balanço primário tende a ser menor quanto maior a fragmentação partidária na Assembléia Legislativa.

Neste caso, espera-se que a fragmentação legislativa reduza o balanço primário por tornar mais complexa a negociação política. Como, em geral, essa negociação não é só programática, mas atende também a concessões de benefícios a distintos grupos de interesse, espera-se que quanto maior a fragmentação legislativa estadual maiores serão as tendências deficitárias por parte do estado. Trocando em miúdos, quanto maior o número efetivo de partidos nas respectivas assembleias legislativas, menor o resultado primário das contas públicas estaduais.

Outra variável política a ser considerada diz respeito ao peso do estado na coalizão presidencial. Existe uma discussão na literatura segundo a qual a “solidariedade ideológica” ou partidária entre o governo central e as administrações dos níveis inferiores de governo permite que o Governo Federal opte por “premiar” seus “correligionários” com maiores recursos à sua disposição (BEVILAQUA, 1999; BLANCO, 2001). Partido destas premissas, a terceira hipótese a ser testada neste trabalho baseia-se na argumentação de que as subunidades da federação com maior peso na coalizão parlamentar do Presidente da República apresentam balanços primários mais elevados em decorrência de maiores recursos a sua disposição. Dessa forma, o orçamento do estado apresentaria um balanço primário superavitário.

Dito isso, a terceira hipótese de trabalho é:

H₃: O balanço primário tende a ser maior quanto maior for o peso do estado no contingente parlamentar da coalizão presidencial.

No intuito de avaliar a influência das variáveis políticas no balanço primário¹³, como proporção do PIB estadual, dos estados brasileiros durante o período compreendido entre 1987 e 1997, propomos o seguinte modelo de análise¹⁴:

¹³ O balanço primário foi retirado de Brasil. Ministério da Fazenda. Secretária do Tesouro Nacional (2009).

¹⁴ As variáveis referentes à inflação e ao gasto público total dos estados não serão incluídas nos modelos por se tratarem de variáveis de maior impacto nacional.

QUADRO 3 – MODELO I

$$\begin{aligned}
 \text{BP/pib}_{i,t} = & b_0 + b_1 \text{Esq}_{it} \\
 & + b_2 \text{Cen}_{it} \\
 & + b_3 \text{Frag}_{it} \\
 & + b_4 \text{Repgov}_{it} \\
 & + b_5 \text{lgPIB}_{it}
 \end{aligned}$$

NOTAS: BP/pib = Saldo primário do estado *i* no ano *t* como porcentagem do PIB do estado *i* no ano *t*; Esq = *dummy* para governos de esquerda; Cen = *dummy* para governos de centro; Frag = índice de fragmentação do estado *i* no ano *t*; Repgov = peso das seções estaduais dos partidos que integram o ministério nacional dentro da base legislativa que estes mesmos partidos comandam na Câmara dos Deputados; LgPIB = PIB *per capita* do estado *i* no ano *t* na sua função logarítima (variável de controle); *i* = estados (1, 2, 3, ..., 27); *t* = 1987, 1988, 1989, ... 1997.

A variável *balanço primário* (BP/PIB) diz respeito ao saldo primário como porcentagem do PIB estadual (ver estatísticas descritivas na Tabela 1 em anexo). Diferente de Blanco (2001), que utiliza como indicador da variável dependente a *despesa primária per capita*, neste artigo utilizamos *balanço primário como porcentagem do PIB estadual* como indicador da variável dependente.

Para a análise dos estados brasileiros, a variável referente à ideologia do governo estadual foi constituída por meio de um *survey*, realizado em 2001 pelas autoras, à época mestrandas do Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (IUPERJ). Tal *survey* baseou-se em informações coletadas mediante o desenvolvimento de um questionário enviado a cientistas políticos, sociólogos, juristas e jornalistas ligados à área política em todos os estados da federação brasileira¹⁵. Neste

¹⁵ Dentre os entrevistados constam Alan Lacerda (RN), Marcelo Baquero (RS), Bruno Reis (ES, MG, RL e SP), Carlos Roberto Pio (DF, GO, MT e MS), Celina Souza (BA, CE, MA, PE e SE), Antônio Octávio Cintra (MG, RJ e SP), Cleber de Deus (BA, CE, MA, PB, PE, PI, RN e SE), Denise Paiva (GO, DF, MT e MS), Francisco Ferraz (PR, SC e RS), Helio Mairata (PA), José Filomeno (CE), Jussara Reis (PR, SC e RS), Marcelino (AC, AP, PA, RO, RR e TO), Maria Isabel Carvalho (DF, GO, MT e MS), André Marengo (PR, SC e RS), Francisco Meira (ES, MG, RJ e SP), Pedro Roberto Neiva (DF, GO, MT e MS), Roberto Corrêa (AP, AM, PA e RR) e Walder Góes (DF, GO, MT e MS).

questionário, os entrevistados classificaram ideologicamente¹⁶ os mandatos dos governadores dos seus respectivos estados, nas eleições de 1982, 1986, 1990, 1994 e 1998, em esquerda (1), centro-esquerda (2), centro (3), centro-direita (4) e direita (5), com base na plataforma eleitoral dos governadores, e não apenas utilizando seu partido como observação. A informação colhida foi posteriormente ponderada e utilizada na construção de um índice ideológico utilizado nesta análise. A ponderação consistiu em agrupar na esquerda os governos classificados pelos entrevistados como de centro-esquerda e esquerda, e na direita, os governos classificados como de centro-direita e direita. Os governos estaduais foram, então, agrupados em esquerda, centro e direita¹⁷. Trata-se, portanto, de uma medida inédita de ideologia dos governadores no Brasil. Em Blanco (2001), por exemplo, a classificação ideológica dos governos estaduais – orientada pelo trabalho de Kinzo (1993) – é feita com base nos partidos políticos, e testada com a inclusão de variáveis *dummy* esquerda-direita. Portanto, a classificação da ideologia dos governos estaduais tendo como base não só o partido do governador, mas também a orientação das políticas públicas adotadas pelo seu governo, é mais eficiente e aproxima-se mais da precisão do que a classificação ideológica com base apenas nos partidos de tais governadores.

QUADRO 4 – IDEOLOGIA DOS GOVERNOS ESTADUAIS: 1980-1997

ESTADO	GOVERNO	IDEOLOGIA DO GOVERNO
Acre	87 → 90	Direita
	91 → 94	Centro
	95 → 97	Direita
Amapá	91 → 94	Direita
	95 → 97	Esquerda
Amazonas	87 → 90	Esquerda
	91 → 97	Centro
Pará	87 → 94	Centro
	95 → 97	Esquerda
Rondônia	87 → 90	Centro
	91 → 94	Direita
	95 → 97	Centro
Roraima	91 → 94	Direita
	95 → 97	Centro

¹⁶ Baseados na classificação de Coppedge (1997).

¹⁷ Neste trabalho, a direita constitui-se na categoria de base comparativa.

Tocantins	91 → 94	Direita
	95 → 97	Centro
Distrito Federal	91 → 94	Direita
	95 → 97	Esquerda
Goiás	87 → 90	Esquerda
	91 → 97	Direita
Mato Grosso	87 → 90	Centro
	91 → 94	Direita
	95 → 97	Esquerda
Mato Grosso do Sul	87 → 90	Centro
	91 → 97	Direita
Espírito Santo	87 → 90	Centro
	91 → 97	Esquerda
Minas Gerais	87 → 90	Direita
	91 → 94	Centro
	95 → 97	Esquerda
Rio de Janeiro	87 → 90	Direita
	91 → 97	Esquerda
São Paulo	87 → 90	Centro
	91 → 94	Direita
	95 → 97	Esquerda
Paraná	87 → 94	Centro
	95 → 97	Direita
Rio Grande do Sul	87 → 90	Centro
	91 → 94	Esquerda
	95 → 97	Direita
Santa Catarina	87 → 90	Centro
	91 → 94	Direita
	95 → 97	Centro
Alagoas	87 → 97	Direita
Bahia	87 → 90	Centro
	91 → 97	Direita
Ceará	87 → 97	Centro
Maranhão	87 → 97	Direita
Paraíba	87 → 97	Direita
Pernambuco	87 → 90	Esquerda
	91 → 94	Direita
	95 → 97	Esquerda
Piauí	87 → 97	Direita
Rio Grande do Norte	87 → 97	Direita
Sergipe	87 → 97	Direita

FONTE: As autoras.

Por sua vez, a variável utilizada para medir o impacto da *fragmentação partidária* (*Frag*)¹⁸ nos resultados fiscais dos estados brasileiros refere-se ao *número efetivo de partidos legislativos* proposto por Laakso e Taagepera (1979)¹⁹.

Diferente de Blanco (2001), cuja variável referente a “coincidência com o governo nacional” está representada por uma *dummy* que assume

valor 1, caso o partido do governador pertença à coalizão presidencial, e 0, caso contrário, a variável correspondente utilizada neste artigo refere-se ao peso das seções estaduais dos partidos que integram a coalizão parlamentar do Presidente da República na Câmara dos Deputados²⁰. Por exemplo, em 1995, a coalizão de Fernando Henrique Cardoso era composta por quatro partidos, nomeadamente, PSDB, PMDB, PFL e PTB. Para calcular o valor que a variável *Repgov* assume para determinado estado a cada ano, deve-se somar, em primeiro lugar, o número de cadeiras na Câmara dos Deputados que estes cinco partidos têm em cada estado naquele ano. Assim, em 1995, da Bahia, o PSDB tinha quatro deputados; o PMDB, seis; o PFL, 15; e o PTB, um, somando 26 deputados da coalizão. Este é o numerador. O cálculo do denominador é bem simples, basta somar o número de cadeiras que cada um desses partidos tinha na Câmara dos Deputados em 1995, que era de 310 deputados. O valor dessa variável para a Bahia em 1995 é, portanto, igual a 26/310, ou seja, 0,083 (8,3%). Como a migração partidária na Câmara dos Deputados é alta, foi utilizado o tamanho das seções estaduais de cada partido na Câmara em bases anuais.

Optamos por esta conformação da variável, que mede o peso das seções estaduais dos partidos que integram a coalizão presidencial dentro da base legislativa que estes mesmos partidos comandam na Câmara dos Deputados, e não se o partido do governador pertence à coalizão presidencial, como em Blanco (2001), porque durante o período em análise – de 1987 a 1997 – a esquerda situou-se sempre na oposição e, portanto, os partidos com esta inclinação – por exemplo, o PT – não fizeram parte da coalizão governamental²¹.

Outra variável política recorrente na literatura, como vimos na Seção II, diz respeito à ocorrência de *ciclos econômico-eleitorais*. Em se tratando de análise de subunidades de federação, é preciso considerar, como bem observa Blanco (2001), que os limites encontrados pelo político ao assu-

¹⁸ Os dados utilizados para medir essa variável foram extraídos do banco de dados do Laboratório de Estudos Experimentais (2009).

¹⁹ $N = 1/Sx_i^2$, em que N é o número efetivo de partidos legislativos; S , o Somatório; e x_i , a proporção de votos de cada partido.

²⁰ Os dados que serviram de base para a construção dessa variável foram cedidos pelo professor Jairo Marconi Nicolau, do Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (Iuperj).

²¹ As estatísticas descritivas das variáveis explicativas encontram-se na Tabela 2, em anexo.

mir uma postura oportunista, uma vez que o aumento das despesas no ano eleitoral possui efeitos inflacionários não desejáveis para os políticos interessados em sua reeleição, são menos restritivos no nível subnacional. Isso porque as políticas dos níveis inferiores de governo têm, em geral, efeitos pouco significativos sobre a inflação. Além disso, e ainda mais relevante, a própria divisão de funções entre níveis de governo em estruturas federativas faz com que a avaliação do desempenho das autoridades dos níveis inferiores de governo tenha pouco a ver com o desempenho dos principais indicadores macroeconômicos e seja mais baseada na quantidade e na qualidade da provisão de bens e serviços públicos. Livres de responsabilidade pelo desempenho macroeconômico e isolados de pressões externas, os administradores subnacionais têm fortes incentivos para gastar além dos seus meios e exportar o custo de suas decisões para o resto da federação. Assim, segundo Blanco (2001), é razoável esperar que em períodos eleitorais as principais categorias de despesa estadual experimentem elevações pouco comuns.

Para verificar a incidência de tais ciclos nos estados brasileiros incluímos a variável *Anoeleit* (referente a ano eleitoral) no modelo de teste de robustez. A ocorrência de ciclos eleitorais nos estados brasileiros será verificada se os testes indicarem queda no balanço primário em anos de eleição. Assim, a variável referente a ano eleitoral (*Anoeleit*) assumirá valor 1, em anos eleitorais, e 0, caso contrário. Como as eleições estaduais no Brasil ocorrem no segundo semestre do ano, será considerado ano eleitoral o próprio ano em que ocorrem as eleições.

Os sinais esperados para os coeficientes das variáveis explicativas para a análise dos estados encontram-se no quadro a seguir:

QUADRO 5 – SINAIS DOS COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

VARIÁVEL EXPLICATIVA	SINAL ESPERADO
Esq	-
Cen	-
Frag	-
Repgov	+
IgPIB	+
Anoeleit	-

FONTE: As autoras.

A metodologia adotada para verificar as hipóteses de trabalho é a análise econométrica de painel, também conhecida como séries agregadas²². Este tipo de análise permite considerar concomitantemente a dimensão espaço (estados) e a dimensão tempo (ano)²³. Graças à utilização conjunta de informação temporal e de unidades individuais, os problemas de correlação de variáveis omitidas com as explicativas são menores do que aqueles encontrados em bases de dados apenas temporais, ou também chamadas de *time series*. Seguindo a sugestão de Beck e Katz (1995), o modelo baseia-se em uma estrutura auto-regressiva comum para todos os estados (*fixed effects*), em contraposição a uma estrutura diferente para cada um (*random effects*). De acordo com os autores, a superioridade deste tipo de modelagem encontra-se no fato de permitir capturar o efeito das especificidades de cada unidade de análise eventualmente omitidas no modelo, mas que podem estar relacionadas às variáveis explicativas.

Na estimação dos parâmetros do modelo seguimos o método “*panel corrected standard error*” (OLS com erro padrão corrigido), também sugerido por Beck e Katz (1995) para análises de painel de dimensões similares às do presente trabalho. Uma discussão presente na literatura refere-se à utilização do *lag* da variável dependente (BECK & KATZ, 1995; ACHEN, 2000; WAWRO, 2002). Enquanto Beck e Katz defendem que a inclusão de valores defasados da variável dependente contribui para o controle de problemas de autocorrelação²⁴, os outros dois autores são contrários a esse procedimento. Achen argumenta que a autoregressividade distorce os resultados, na

²² Em inglês: *pooled time series – cross section analysis*.

²³ Os dados foram ordenados por estado, ou seja, a segunda observação da base (anual) é a observação do estado codificado com o número 1 (Acre), no segundo período (ano). A observação seguinte à correspondente ao estado *i* no período *t* é a observação correspondente ao estado *i* no período *t+1*. A última observação do estado *i* é seguida pela primeira observação do estado *i+1*. Não foram incluídas variáveis dummies para anos no teste de robustez para não criar problemas de perda de graus de liberdade, o que prejudica a precisão do modelo, dado que nele já estão incluídas as *dummies* para anos eleitorais.

²⁴ A inclusão de um valor defasado (auto-regressivo) da variável dependente implica que o valor dessa variável no ano “*t*” está sendo explicado, em parte, pelo valor dessa variável no ano anterior (*t-1*) (BECK & KATZ, 1995).

medida em que infla o poder explicativo da variável, ofuscando os efeitos de outras variáveis explicativas e/ou provocando inversão de sinais.

O debate técnico sobre qual a melhor forma de especificação do modelo não está esgotado. Cabe aos adeptos da econometria optar por um dos lados. Para efeito deste artigo, optamos pela segunda posição. Entendemos que o uso da defasagem de primeira ordem da variável dependente é pertinente quando o modelo não corrige eventual correlação serial dos dados. Mas neste trabalho, para dissipar tal problema, utilizamos como recurso estatístico a correlação auto-regressiva de 1ª ordem (AR1), que também pressupõe uma autocorrelação comum a todos os estados. Pensamos que o uso concomitante do valor defasado da variável dependente e da correlação auto-regressiva de 1ª ordem é redundante, uma vez que ambos procuram dar conta do mesmo problema: correlação serial.

Os resultados dos testes estatísticos serão conhecidos na seção seguinte.

IV. TESTES DAS HIPÓTESES DE TRABALHO

Os testes aplicados ao modelo de análise, visto na seção anterior, obedecem à análise econométrica baseada em dados empilhados (em inglês, *pooled data*) de 22 estados brasileiros entre 1987 e 1997²⁵. Os estados do Amapá, Rondônia, Roraima, Tocantins e Distrito Federal foram excluídos da análise por tratar-se de observações discrepantes (em inglês, *outliers*²⁶). Apro-

²⁵ Os estados são: Acre, Amazonas, Pará, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe. O estado do Acre constituiu-se na categoria de base, assim como o ano de 1997.

²⁶ Para identificar os estados *outliers* aplicou-se o teste de *distância de cook* em um contexto de regressão linear e constatou-se a existência de observações discrepantes. Posteriormente, identificou-se que os casos com distância de *cook* maior que $4/N$ eram Amapá, Alagoas, Rondônia, Roraima, Tocantins e Distrito Federal, justamente os estados com menor observação no tempo. Mantemos Alagoas na amostra por apresentar apenas um caso *outlier* em 10. Excluíram-se os estados discrepantes da amostra porque os *outliers* podem levar a uma interpretação incorreta dos dados, uma vez que valores muito altos ou muito baixos modificam o valor médio da distribuição.

veitando a estrutura de painel do conjunto de dados, a amostra conta com 242 observações²⁷. Os resultados dos Modelos 1 e 2 podem ser vistos na Tabela 3, em anexo.

Os resultados da regressão do Modelo 1, cujo poder preditivo (R^2 ajustado) é de 53%, revelam significância estatística ao nível de 5% e sinal negativo, de acordo com o esperado, da variável referente a governos com índice de fragmentação elevado. Neste caso, observa-se uma redução de cerca de 0,22% no balanço primário de cada estado para cada unidade adicionada ao estimador de fragmentação (*Frag*), isto é, para cada partido adicionado à variável independente. Este achado corrobora a Hipótese 2, segundo a qual a fragmentação partidária nas assembleias legislativas é um fator interveniente da deterioração da situação fiscal dos estados. Dito de outra forma, a hipótese nula de não haver efeito negativo da fragmentação partidária sobre o balanço primário foi descartada a um nível de significância de 5%.

A segunda variável estatisticamente significativa do Modelo 1 refere-se ao peso do estado na coalizão governativa do Presidente da República (*Repgov*). Os resultados demonstram que, ao nível de 1% de significância estatística, o peso político do estado na base de apoio legislativo do Presidente da República, ou seja, na Câmara dos Deputados, tem impacto positivo nos resultados fiscais. Quer dizer, o balanço primário dos estados com maior peso na coalizão governista do Presidente aumenta, em média, 0,15%, corroborando a Hipótese 3 do trabalho. Mais uma vez, a hipótese nula de não haver efeito, neste caso positivo, do peso do estado na coalizão presidencial sobre o balanço primário foi descartada em um nível ainda maior de significância estatística: 1%.

Neste modelo, as variáveis referentes à ideologia do governo (esquerda e centro) não apresentaram a significância estatística esperada. Neste caso, não se pode descartar a hipótese nula de não haver relação entre governos de esquerda e equilíbrio fiscal, o que contraria a Hipótese 1 do

²⁷ A análise do modelo foi feita mediante teste Wald, que permite testar a hipótese de que os coeficientes dos efeitos fixos (estados e anos, separadamente) são todos iguais a zero. Por isso, as constantes foram excluídas dos modelos. Além disso, tais modelos pressupõem autocorrelação comum a todos os estados.

trabalho, segundo a qual o balanço primário tende a diminuir em governos de esquerda.

Os resultados do teste de robustez, que verificam a pré-disposição do governante de aumentar o gasto público como forma de maximizar suas chances de vitória eleitoral, estão expressos no Modelo 2, cujo poder explicativo do conjunto de variáveis é de 52%. As estimativas, neste caso, rejeitam a hipótese nula de não haver relação entre calendário eleitoral e balanço primário ao nível de significância estatística de 1%. Ou seja, os testes revelam que há uma diminuição, em média, de 1,54% do balanço primário dos estados em anos de eleição.

Contudo, neste mesmo Modelo 2, a variável referente à fragmentação legislativa perde a significância estatística ao nível de 5% do Modelo 1, ainda que preservado o sinal negativo esperado. Ou seja, ao incluir a variável referente a anos de eleição no modelo, a variável *frag* deixa de ser um preditor importante de balanço primário, enquanto a variável *Anoeleit* apresenta-se com um nível de significância (1%) ainda mais elevado do que a variável *frag*, no Modelo 1.

Já a variável *Repgov* permaneceu positiva e estatisticamente significativa ao nível de 1%, descartando a hipótese nula de não haver relação entre o peso do estado na coalizão governamental e o balanço primário. Tal achado corrobora a Hipótese 3, segundo a qual estados com maior representação na coalizão presidencial contam com maiores recursos a sua disposição, e, por consequência, seu balanço primário apresenta-se positivo.

Novamente, as variáveis que testam a influência da inclinação ideológica dos governos estaduais sobre o balanço primário não revelaram significância estatística a nenhum nível. A variável de controle PIB per capita também não apresentou significância estatística em nenhum dos dois modelos. Assim sendo, não é possível descartar a hipótese nula de não haver efeito de governos de esquerda e PIB *per capita* sobre o balanço primário.

Os resultados alcançados a partir da análise estatística revelaram que os principais preditores do balanço primário dos estados brasileiros nas décadas de 1980 e 1990 são: 1) o peso do estado na coalizão governativa do Presidente da República; 2) a fragmentação partidária; e 3) os anos de

eleição. No primeiro caso, a hipótese segundo a qual quanto maior a força política do estado na base de apoio legislativa do Presidente da República, isto é, na base de apoio presidencial na Câmara dos Deputados, maior seria o balanço primário das subunidades da federação, foi comprovada. A formulação de tal hipótese baseou-se na premissa de que estados com maior representação legislativa na coalizão presidencial recebam maiores repasses e, com isso, conseguem manter seu balanço primário superavitário. Tal suposição foi comprovada nos dois modelos com grau significativo de confiança.

Nos outros dois casos, os resultados indicam uma forte tendência à utilização de recursos públicos federais como ferramenta eleitoral. No modelo que atesta tal evidência, contudo, de teste de robustez, a variável referente à fragmentação partidária perde a significância estatística observada anteriormente (Modelo 1), ainda que mantenha o sinal negativo esperado.

V. CONCLUSÕES

Os resultados do presente trabalho corroboram nossa previsão da importância de se considerar as subunidades da federação. As análises que buscam explicar o desempenho da administração macroeconômica nacional não podem deixar de levar em conta a relevância das instituições subnacionais e seu impacto na estrutura de incentivos dos atores envolvidos nos processos decisórios.

A constatação do significativo peso das unidades nos resultados fiscais da federação brasileira nos permite fazer duas afirmações contundentes. Primeiro, o peso do estado na coalizão de apoio parlamentar do poder Executivo federal está diretamente relacionado a balanços primários positivos. Estados com maior representação legislativa na coalizão presidencial recebem maiores repasses e, assim, garantem o superávit do seu balanço primário. Segundo, a inclinação ideológica dos governos em nada afeta o equilíbrio fiscal dos estados. A suposição de que governos de esquerda tendem a assumir um perfil mais “gastador” e menos responsável em relação às contas públicas, afetando de forma significativa o equilíbrio fiscal, não se aplica aos estados brasileiros. Outra explicação para este resultado é que o mesmo pode estar refletindo os efeitos homogeneizantes das políticas econômicas inerentes à abertura de mercado e, desta forma, as diferenças entre governos

deixam de ser observadas nas políticas econômicas e passam a ser detectadas por outros indicadores, como o desemprego, por exemplo.

Contudo, verificou-se que o grau de dispersão de poder é também importante preditor do equilíbrio fiscal. Os resultados dos testes aplicados aos estados brasileiros indicam que o alto índice de fragmentação partidária produz efeito negativo sobre o balanço primário. Entretanto, as características da barganha política dentro das assembleias legislativas perdem poder explicativo sobre os resultados econômicos em períodos eleitorais. Tais achados indicam que o efeito deletério do aumento do gasto público assumido pelos gover-

nos em anos de eleição – como forma de maximizar as chances eleitorais dos seus correligionários – sobre o equilíbrio fiscal dos estados é ainda mais perverso do que o efeito dos gastos incorridos por tais governos para garantir apoio partidário e, assim, maioria legislativa. Não podemos deixar de mencionar que os resultados encontrados são datados. O período de análise deste trabalho é anterior à Lei de Responsabilidade Fiscal e à reeleição dos governadores. Portanto, as políticas de ajuste e o impacto do ano eleitoral, quando o governador tenta a reeleição, sobre o déficit fiscal não puderam ser observados. Fica assim sugerida uma nova linha de pesquisa.

Cristiane Batista (cristiane.batista@unirio.br) é Doutora em Ciência Política pelo Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (IUPERJ) e Professora da Universidade Federal do Estado do Rio de Janeiro (Unirio).

Ximena Simpson (xsimpson@unsam.edu.ar) é Doutoranda pelo Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro (IUPERJ) e Pesquisadora-Docente da Escuela de Política y Gobierno, da Universidad Nacional de San Martín (Argentina).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACHEN**, C. 2000. Why Lagged Dependent Variable Can Suppress the Explanatory Power of the Independent Variable. In : *Political Methodology Section of the American Political Science Association Annual Meeting*, UCLA. Disponível em : <http://www.princeton.edu/csdp/events/Achen121201/achen.pdf>. Acesso em : 1.dez.
- ALESINA**, A. 1987. Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, MA, v. 102, n. 3, p. 651-678.
- ALESINA**, A.; **HAUSMANN**, R.; **HOMMES**, R. & **STEIN**, E. Budget Institutions and Fiscal Performance in Latin America. *Working Paper Series*, Inter-American Development Bank, Washington, n. 394.
- ALESINA**, A. & **PEROTI**, R. 1995. Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries. *Economic Policy*, v. 10, n. 21, p. 205-248.
- ALESINA**, A. & **ROSENTAL**, H. 1995. *Partisan Politics, Divided Government, and the Economy*. Cambridge : Cambridge University.
- ALT**, J. & **LOWRY**, R. 1994. Divided Government, Fiscal Institutions and Budget Deficits : Evidence from the Status. *American Political Science Review*, Bloomington, v. 88, n. 4, p. 811-828.
- AMES**, B. 1987. *Political Survival : Politicians and Public Policy in Latin America*. Berkeley : University of California.
- AMORIM NETO**, O. & **BORSANI**, H. 2004. Presidents and Cabinets: The Political Determinants of Fiscal Behavior in Latin America. *Studies in Comparative International Development*, Providence, n. 39, p. 3-27.
- ARRETCHE**, M. & **RODDEN**, J. 2004. Política distributiva na federação : estratégias eleitorais, barganhas legislativas e coalizões de governo. *Dados*, Rio de Janeiro, v. 47, n. 3, p. 549-576.
- AVELINO**, G; **BROWN**, D. & **HUNTER**, W. 2005. The Effect of Capital Mobility, Trade Openness, and Democracy on Social Spending. *American Journal of Political Science*, Bloomington, v. 49, n. 3, p. 625-641.

- BECK, N. & KATZ, J.** 1995. What To Do (and Not To Do) With Time-Series – Cross-Section Data. *American Political Science Review*, Washington, v. 89, n. 3, p. 634-647.
- BEVILAQUA, A.** 1999. State-Government Bailouts in Brazil. *Research Network Working paper*, Latin American Research Network, #R-441. Disponível em : <http://idbdocs.iadb.org/wsdocs/getdocument.aspx?docnum=788068>. Acesso em : 1.dez.2009.
- BLAIS, A.; BLAKE, D. & DION, S.** 1993. Do Parties Make a Difference?. *American Journal of Political Science*, Bloomington, v. 37, n. 1, p. 40-62.
- BLANCO, F.** 2001. *O comportamento fiscal dos estados brasileiros e seus determinantes políticos*. Rio de Janeiro : IPEA.
- BORSANI, H.** 2003. *Eleições e Economia*. Instituições Políticas e Resultados Macroeconômicos na América Latina (1979-1998). Belo Horizonte : UFMG.
- BROWN, D. & HUNTER, W.** 1999. Democracy and Social Spending in Latin America, 1980-92. *American Political Science Review*, Washington, D.C., v. 93, n. 4, p. 779-790.
- COPPEDGE, M.** 1997. A Classification of Latin American Political Parties. *Working Paper #244*, University of Notre Dame, Kellogg Institute.
- FIORINA, M.** 1996. *Divided Government*. New York : Macmillan.
- FRIEDEN, J.** 1991. *Debt, development, and democracy*. Modern Political Economy and Latin America, 1965-1985. New Jersey : Princeton University.
- GIAMBIAGI, F. & RIGOLON, F.** 1999. A renegociação das dívidas e o regime fiscal dos estados. In : GIAMBIAGI, F. & MOREIRA, M. (orgs.). *A economia brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro : BNDES.
- HAGGARD, S. & MCCUBBINS, M.** (eds.). 2001. *Presidents, Parliaments, and Policy*. New York : Cambridge University.
- HALLERBERG, M. & MARIER, P.** 2004. Executive Authority, the Personal Vote, and Budget Discipline in Latin American and Caribbean Countries. *American Journal of Political Science*, Bloomington, v. 48, n. 3, p. 571-587.
- HIBBS, D.** 1977. Political Parties and Macroeconomic Policy. *American Political Science Review*, Washington, D.C., v. 71, n. 4, p. 1467-1487.
- _____. 1987. *The American Political Economy : Electoral Policy and Macroeconomics in Contemporary America*. Cambridge, MA : Harvard University.
- HICKS, A. & SWANK, D.** 1984. Governmental Redistribution in Rich Capitalist Democracies. *Policy Studies Journal*, Washington, D.C., v. 13, n. 2, p. 265-286.
- JONES, M.; SANGUINETTI, P. & TOMMASI, M.** 1999. Politics, Institutions, and Fiscal Performance in a Federal System : an Analysis of the Argentine Provinces. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 61, n. 2, p. 305-333.
- KAUFMAN, R.** 1985. Democratic and Authoritarian Responses to the Debt Issue : Argentina, Brazil and Mexico. *International Organization*, Cambridge, v. 39, n. 3, p. 473-503.
- KAUFMAN, R. & UBIERGO, A.** 2001. Globalization, Domestic Politics and Social Spending in Latin America : A Time-Series Cross-Section Analysis, 1973-1997. *World Politics*, Princeton, v. 53, n. 4, p. 553-87.
- KINZO, M.** 1993. Radiografia do quadro partidário brasileiro. São Paulo : Fundação Konrad Adenauer.
- LAAKSO, M. & TAAGEPERA, R.** 1979. Effective Number of Parties : A Measure with Application to West Europe. *Comparative Political Studies*, Thousand Oaks, v. 12, p. 3-27.
- LIMA JR., O. B.** (org.). 1997. *O Sistema Partidário Brasileiro*. Rio de Janeiro : FGV.
- MAINWARING, S.** 1993. Presidentialism, Multipartyism, and Democracy : the difficult combination. *Comparative Political Studies*, Thousand Oaks, v. 26, n. 2, p. 198-228.
- _____. 1999. *Rethinking Party Systems in the Third Wave of Democratization*. The case of Brazil. Stanford : Stanford University.
- MAINWARING, S. & SCULLY, T.** (orgs.). 1995. *Building Democratic Institutions : Party*

- Systems in Latin America. Stanford : Stanford University.
- MEJÍA ACOSTA, A. & COPPEDGE, M.** 2001. Political Determinants of Fiscal Discipline in Latin América, 1979-1998. In : *XXIII Congreso Internacional da Latin American Studies Association*, Washington, D.C., set.
- NICOLAU, J.** 1996. *Multipartidarismo e Democracia*. Rio de Janeiro : FGV.
- _____. 2009. *Dados Eleitorais do Brasil* (1982-2002). Banco de dados. Disponível em : <http://jaironicolau.iuperj.br/banco2004.html>. Acesso em: 1.dez.2009.
- NORDHAUS, W.** 1975. The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies*, Stockholm, n. 174, p. 169-190.
- PER-ANDERS, E. & OHLSSON, H.** 1991. Political Determinants of Budget Deficits : Coalition effects versus minority effects. *European Economic Review*, Amsterdam, v. 35, n. 8, p. 1597-1603.
- REMMER, K.** 1986. The Politics of Economic Stabilization. IMF Standby Programs in Latin America, 1954-1984. *Comparative Politics*, New York, NY. 19, n. 1, p. 1-24.
- REMMER, K. & WIBBELS, E.** 2000. The Subnational Politics of Economic Adjustment : Provincial Politics and Fiscal Performance in Argentina. *Comparative Political Studies*, Thousand Oaks, v. 33, n. 4, p. 419-451.
- ROUBINI, N. & SACHS, J.** 1989. Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies. *European Economic Review*, Amsterdam, v. 33, n. 5, p. 903-933.
- SEITZ, H.** 2000. Fiscal Policy, Deficits and Politics of Subnacional Governments : The Case of the German Laender. *Public Choice*, Amsterdam, v. 102, n. 3-4, p. 183-218.
- SIMPSON, X.** 2003. Fragmentação legislativa e déficit fiscal. Uma análise dos estados brasileiros no período de 1987 a 1997. *Revista Política y Gestión*, Buenos Aires, n. 6.
- STEIN, E; TALVI, E. & GRISANTI, A.** 1999. Institutional Arrangements and Fiscal Performance : The Latin American Experience. In : POTERBA, J. & VON HAGEN, J. (eds). *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*. Chicago : University of Chicago.
- TABELLINI, G.** 2000. Constitutional Determinants of Government Spending. *Working Papers*, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, Milano, n. 162.
- TOMMASI, M.; SAIEGH, S. & SANGUINETTI, P.** 2001. Fiscal Federalism in Argentina : Policies, Politics, and Institutional Reform. *Economia*, Washington, D.C., v. 1, n. 2, p.147-201.
- TSBELIS, G.** 1995. Decision Making in Political Systems : Veto Players in Presidentialism, Parliamentarism, Multicameralism and Multipartism. *British Journal of Political Science*, Cambridge, v. 25, n. 3, p. 289-325.
- WAWRO, G.** 2002. Estimating Dynamic Panel Data Models in Political Science. *Political Analysis*, Washington, D.C., v. 10, n. 1, p. 25-48.

OUTRAS FONTES

- BRASIL.** Ministério da Fazenda. Secretária do Tesouro Nacional. 2009. *Balances primários e Dívida Pública*. Relatórios dos anos de 1987 a 1997. Disponível em : http://www.tesouro.fazenda.gov.br/hp/resultado_historico.asp. Acesso em : 1.dez.2002.
- LABORATÓRIO DE ESTUDOS EXPERIMENTAIS.** 2009. *Almanaque de dados eleitorais : Brasil e outros países*. Disponível em : <http://www.ucam.edu.br/leex/>. Acesso em : 1.dez.2009.

ANEXOS

TABELA 1 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO BALANÇO PRIMÁRIO COMO PORCENTAGEM DO PIB ESTADUAL: 1987-1997

	BALANÇO PRIMÁRIO COMO PORCENTAGEM DO PIB ESTADUAL			
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Acre	-6.60	5.72	-19.48	0.75
Amazonas	-0.13	1.08	-2.26	1.38
Pará	0.36	0.53	-0.44	1.04
Goiás	-1.49	1.31	-3.90	-0.12
Mato Grosso	-2.40	2.61	-6.35	1.64
Mato Grosso do Sul	-0.74	1.37	-2.18	1.59
Espírito Santo	-1.04	1.33	-3.36	0.30
Minas Gerais	-0.66	1.02	-2.25	0.67
Rio de Janeiro	-0.94	0.92	-2.01	0.50
São Paulo	-0.86	0.94	-3.01	0.63
Paraná	0.08	1.44	-2.42	1.99
Rio Grande do Sul	0.11	0.61	-1.00	0.91
Santa Catarina	-0.26	0.28	-0.57	0.20
Alagoas	-0.02	1.61	-3.92	1.62
Bahia	-0.12	0.78	-1.18	1.62
Ceará	0.24	0.88	-1.30	2.00
Maranhão	1.17	1.34	-1.76	3.02
Paraíba	-0.84	1.56	-3.59	1.55
Pernambuco	-0.14	0.68	-2.02	0.45
Piauí	-2.68	2.29	-6.98	0.84
Rio Grande do Norte	-1.59	1.69	-4.52	1.13
Sergipe	-0.30	1.28	-2.84	1.20
Todos os estados	-0.86	2.29	-19.48	3.02

FONTE: As autoras.

TABELA 2 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES

	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES					
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Frequência 1	Frequência 0
Esquerda	45	197
Centro	72	170
Frag	4.65868	1.88748	1.9	9.4	.	.
Reproal	4.19959	3.12501	0	11.9	.	.
PIBpercapita	0,0045147	0,0023484	0,0012666	0,011712	.	.
Anoeleit	44	199

FONTE: As autoras.

TABELA 3 – DETERMINANTES POLÍTICOS DO BALANÇO PRIMÁRIO NOS ESTADOS BRASILEIROS: 1987-1997

VARIÁVEIS	MODELO (1)	MODELO (2)
Lgpibpc	-0.94 (1.25)	-1.02 (1.24)
Esquerda	-0.38 (0.26)	-0.39 (0.26)
Centro	0.01 (0.43)	0.00 (0.43)
Frag	-0.22** (0.11)	-0.08 (0.07)
Reprcoalgov	0.15*** (0.04)	0.15*** (0.04)
Anoeleit	-	-1.54*** (0.30)
R ² Ajustado	0.53	0.52
Pr (efeitos fixos uf=0) > chi2	0.000	0.000
Pr (efeitos fixos ano=0) > chi2	0.000	0.000
Rho	0.04	0.04
N	242	242

FONTE: As autoras.

NOTAS: Erro Padrão entre parênteses; * P < 0.1; ** P < 0.05; *** P < 0.01.

POLITICAL DETERMINANTS OF FISCAL DEFICITS IN BRAZILIAN STATES (1987-1997)

Cristiane Batista and Ximena Simpson

The purpose of this paper is to analyze the determinants of the fiscal balance within Brazilian states during a period of great economic instability: the decades of 1980 and 1990. Our main argument is that even within a context of fiscal adjustment, factors related to the ideological inclinations of the head of state-level executive power, to the decision-making capacity of legislative power at the state level and the relationship between the states and federal government are fundamental parameters for understanding the country's fiscal situation. The methodology we use to verify our theoretical model corresponds to economic analysis of the panel, also known as aggregate series (pooled time series – cross section analysis), which enables us to concomitantly consider space dimensions (states) and time dimensions (year). For estimating model parameters, we employ the “panel corrected standard error” method (OLS with standard error corrected) suggested by Beck and Katz for panel analyses similar to the one we present here. Our results corroborate the prediction of the importance of considering federation sub-units. Analyses that attempt to explain the performance of national macro-economic management are not able to neglect the relevance of sub-national institutions and their impact on the incentive structures of the actors who are involved in decision-making processes.

KEYWORDS: political institutions; fiscal policy; economic performance; Brazilian states; elections.

LES DÉTERMINANTS POLITIQUES DU DÉFICIT FISCAL DANS LES ÉTATS BRÉSILIENS (1987-1997)

Cristiane Batista et Ximena Simpson

L'objectif de cette étude est d'analyser les déterminants de l'équilibre bilan fiscal dans les états brésiliens dans une période de grande instabilité économique : les années 1980 et 1990. L'argument central de l'étude soutient que malgré un contexte d'ajustement budgétaire, des facteurs liés à l'orientation idéologique du chef du pouvoir exécutif de chaque état, à la capacité de décision du pouvoir législatif dans ce niveau de gouvernement, ainsi que le rapport entre les états et le gouvernement fédéral sont des paramètres essentiels à la compréhension de la situation financière de la fédération brésilienne. La méthodologie utilisée pour vérifier le modèle théorique correspond à l'analyse économétrique, connue sous le nom des séries chronologiques agrégées (en anglais : pooled time series – cross section analysis), ce qui nous permet de prendre en compte à la fois la dimension espace (les états) et la dimension temps (année). Lors de l'appréciation des paramètres du modèle, nous avons suivi la méthode "panel corrected standard error" (OLS avec erreur standard corrigé), inspiré de Bechk et Katz pour l'analyse de panel de dimensions similaires à celles de cette étude. Nos résultats confirment la prédiction de l'importance de considérer les sous-unités de la fédération. Les analyses qui cherchent à expliquer la performance de la gestion macro-économique nationale ne peuvent ne pas tenir compte de la pertinence des institutions sous-nationales et leur impact sur la structure de contribution des acteurs impliqués dans la prise de décision.

MOTS-CLÉS : institutions politiques ; politique budgétaire ; performance économique ; états du Brésil ; élections.