

Consolidação fiscal nos Estados brasileiros: uma análise de duração

Bruno de Paula Rocha
Doutorando em Economia, IPE-USP

Fabiana Rocha
Departamento de Economia, Universidade de São Paulo

Resumo

O objetivo desse artigo é examinar a persistência das consolidações fiscais dos Estados brasileiros no período 1986-2001, usando a metodologia dos modelos de duração. Dessa forma, procura-se estabelecer quais características dos Estados explicam a probabilidade de que este se mantenha numa situação de ajuste fiscal uma vez que já se encontrava na mesma anteriormente. Os resultados não-paramétricos sugerem que a probabilidade de que uma consolidação fiscal seja mantida cai rapidamente depois do primeiro ano e decresce dramaticamente depois do segundo ano. A análise paramétrica foi feita buscando-se controlar para mais variáveis, além do tempo, que pudessem influenciar a probabilidade de uma consolidação fiscal terminar. Várias especificações foram testadas e as variáveis que apareceram como importantes foram: o Número de Falhas, a razão Despesa com Pessoal/Receita Corrente Líquida, a *dummy* para a Constituição de 1988, a *dummy* para a Lei de Refinanciamento 9496/97 e a Polarização da Coligação.

Palavras-Chave: ajuste fiscal e análise de duração.

Classificação JEL: H70 e C41.

Abstract

The objective of this paper is to analyze the Brazilian state fiscal consolidation in the period 1986-2001. For that propose, we apply the duration models methodology. Henceforth, we try to list the main features that can explain the probability of the continuity of a state fiscal adjustment conditional to the duration of this adjustment up to this moment. The non-parametric results suggest that the probability of the continuity of a fiscal consolidation falls dramatically after the first year and even more after the second one. The parametric analysis shows that there is a core of relevant variables, such as: the Number of Fails, the ratio Personal Costs/Net Current Revenue, the *dummy* variable to the years before the Brazilian Constitution of 1988, the *dummy* variable to the years after the refinance law 9496/97 and the Polarization of the Political Colligation in the states.

Keywords: fiscal consolidation and duration analysis.

JEL Classification: H70 and C41.

Área ANPEC 4: Economia do Setor Público.

1. Introdução

A preocupação crescente com o equilíbrio fiscal tem levado ao aparecimento de alguns estudos avaliando diferentes aspectos dos ajustamentos fiscais. No que diz respeito às finanças públicas estaduais, a principal preocupação é com os determinantes do comportamento fiscal dos Estados. Cossío (2001) procura avaliar quais os principais fatores econômicos e políticos que explicam as despesas estaduais, enquanto Botelho (2002) busca determinar que características dos Estados aumentam a probabilidade de que esses realizem um ajustamento fiscal.

O que chama atenção nesses trabalhos é a pouca persistência dos ajustes fiscais. Como nota Cossío, durante o período 1985-1997,

a maioria dos Estados adotou uma política de stop-and-go, isto é, as contrações foram seguidas de expansões fiscais e vice-versa, impedindo que se extraia tendências regulares de deterioração ou de melhoras progressivas na situação fiscal dos Estados.

(Cossío, 2001, pág. 485).

Desse modo, o objetivo desse trabalho é avaliar os determinantes da duração dos ajustes fiscais dos Estados brasileiros. Mais precisamente, procura-se estabelecer quais características dos Estados explicam a probabilidade de que este se mantenha numa situação de ajuste fiscal uma vez que já se encontrava na mesma anteriormente.

O artigo está organizado da seguinte maneira. A segunda seção discute o critério usado para classificar os episódios de consolidação fiscal e apresenta os dados. Na terceira seção, apresentam-se os conceitos básicos dos modelos de duração. A quarta seção resume os resultados das estimações. Na quinta seção, faz-se uma análise de sensibilidade dos resultados a uma nova definição de postura fiscal. Por último, a sexta seção apresenta as conclusões finais e indicações para pesquisas futuras.

2. Definição de ajuste fiscal e duração das consolidações fiscais nos Estados

A definição de ajustamento fiscal e o estabelecimento de regras para identificação de episódios de consolidação e expansão são inevitavelmente marcados por algum grau de arbitrariedade.

De acordo com Alesina e Perotti (1997), um período de política fiscal apertada (consolidação fiscal) corresponde a um ano em que o déficit primário ciclicamente ajustado em porcentagem do PIB cai mais do que 1,5% ou um período de dois anos consecutivos nos quais o déficit primário ciclicamente ajustado em porcentagem do PIB cai pelo menos 1,25% ao ano em ambos os anos.

McDermott e Wescott (1996), por outro lado, apresentam três definições diferentes de uma política fiscal apertada:

- 1) Quando o saldo primário ciclicamente ajustado em relação ao PIB melhora pelo menos 1,5% ao longo de dois anos e não cai em nenhum dos dois anos.
- 2) Quando o saldo primário ciclicamente ajustado em relação ao PIB melhora pelo menos 1,5% em um ano. Esta regra tem dois problemas. Primeiro, ela inclui episódios que podem ser revertidos logo no ano seguinte. Segundo, ela não inclui episódios de melhoras pequenas mas persistentes (que ocorrem ao longo de mais de um ano).
- 3) Quando o saldo primário ciclicamente ajustado em relação ao PIB melhora pelo menos 2% ao longo de três anos e não cai em nenhum dos três anos. Essa regra, contudo, pode apontar para consolidações quando elas efetivamente já acabaram.

Min Shi (2002) segue Alesina e Perotti (1997) para avaliar os ajustamentos fiscais na América Latina. Define um episódio de ajustamento fiscal ou política de contração fiscal como um ano em que o saldo primário ciclicamente ajustado melhora pelo menos 3% do produto, ou o primeiro de alguns anos consecutivos em que o saldo primário ciclicamente ajustado melhora pelo menos 2% ao ano. Ele procura, assim, usar um critério mais rigoroso procurando eliminar ajustamentos pequenos mas prolongados e centrando nos casos em que houve de fato uma mudança clara de comportamento fiscal.

Assim, uma primeira tentativa para definir a variável dependente, seria usar um dos critérios acima para definir os episódios de consolidação fiscal e, então, determinar o intervalo de tempo que cada consolidação dura. Alguns problemas surgem imediatamente:

- 1) Que valor de corte usar. Caso se decida usar os 3% sugeridos por Min Shi, ainda que seja possível definir 45 episódios de consolidação fiscal, somente 5 duraram mais de um ano.
- 2) Os episódios fiscais são definidos com base no saldo primário ciclicamente ajustado. Existem diferentes maneiras de se calcular o saldo estrutural ou ciclicamente ajustado¹ e a falta de consenso com relação à melhor maneira de fazer isso seria um problema adicional. Em suma, à arbitrariedade com relação à escolha do valor de corte seria somada a arbitrariedade com relação ao procedimento para calcular o saldo primário estrutural.

Cossío (2001) usa uma variante da metodologia de Blanchard (1990) para identificar a postura fiscal dos Estados. Ao invés de calcular o saldo do Governo que teria ocorrido caso o desemprego tivesse sido o mesmo do ano anterior, ele ajusta o saldo primário para variações tanto no nível de atividade quanto na taxa de inflação.² A taxa de inflação é também considerada por causa da indexação assimétrica das receitas e despesas do Governo. A indexação menor das despesas, em contraposição à indexação da maior parte das receitas, pode explicar em grande medida as variações do resultado primário nos períodos de aceleração/desaceleração da inflação.

Tabela 1
Ajustamentos fiscais acima de 0,5% do PIB

Estado	Anos
Acre	1988, 1989, 1991, 1996, 2000
Alagoas	1988, 1989, 1991, 1992, 1994, 1995, 1997, 2000, 2001
Amazonas	1987, 1992, 1996, 1999, 2000
Amapá	1988, 1989, 1995, 1996, 1998, 1999, 2000
Bahia	1987, 1989, 1990, 1991, 1999, 2000
Ceará	1987, 1988, 1990, 1994, 2000
Distrito Federal	1992, 1993, 1999
Espírito Santo	1987, 1988, 1994, 1999, 2000, 2001
Goiás	1987, 1989, 1991, 1992, 1995, 1999, 2000
Maranhão	1987, 1988, 1990, 1991, 1995, 1997, 2000
Minas Gerais	1988, 1991, 1996, 1999
M. Grosso do Sul	1987, 1989, 1991, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001
Mato Grosso	1988, 1989, 1991, 1992, 1996, 1999, 2001
Pará	1988, 1991, 1999, 2000
Paraíba	1987, 1988, 1989, 1991, 1993, 1995, 2000
Pernambuco	1987, 1992, 1994, 1997, 1999, 2001
Piauí	1989, 1991, 1996, 1999, 2000
Paraná	1989, 1990, 2000, 2001
Rio de Janeiro	1989, 1991, 1992, 1999, 2000
Rio Gde do Norte	1988, 1989, 1991, 1995, 1999, 2000
Rondônia	1988, 1990, 1991, 1993, 1996, 1997, 1999, 2000
Roraima	1987, 1988, 1991, 1992, 1995, 1996, 1997, 1998
Rio Gde do Sul	1987, 1988, 1991, 1993, 1999
Santa Catarina	1987, 1991, 1999, 2001
Sergipe	1987, 1989, 1991, 1995, 1996, 1999, 2000
São Paulo	1991, 1994, 1995, 1998
Tocantins	1991, 1995, 1997, 1998, 1999, 2000

Para simplificar, será usado como medida de comportamento fiscal a variação no resultado primário efetivamente observado como porcentagem do produto de um ano em relação ao ano anterior.

¹ Para uma visão geral ver Chand (1999).

² Bevilaqua e Werneck (1997) também procedem da mesma maneira.

Seguindo Alesina e Cossío (2001), uma variação no resultado primário como porcentagem do PIB (ou impulso fiscal) superior a 0,5% do PIB representa uma contração fiscal. Se uma mudança dessa magnitude ocorre apenas uma vez, ou seja, o episódio fiscal durou um ano e, assim, sucessivamente.³

A Tabela 1 acima apresenta os ajustamentos fiscais para cada um dos Estados durante o período 1986-2001.

Tabela 2
Ajustamentos Fiscais

Duração dos Ajustes Fiscais	Freqüência	Percentual	Acumulado
1	67	61.47	61.47
2	36	33.03	94.5
3	4	3.67	98.17
4	2	1.83	100
Total	109	100	

Na Tabela 2, apresenta-se a estrutura dos dados de duração. Tem-se um total de 109 observações. A maior parte dos ajustamentos (61,47%) dura somente um ano, ou seja, observa-se a melhora na postura fiscal num ano e logo em seguida uma reversão desses resultados. Observam-se, ainda, 36 episódios de ajustamento de 2 anos, 4 episódios de ajustamento de 3 anos e 2 episódios de ajustamento de 4 anos. Min Shi (2002) define como ajustamentos fiscais bem sucedidos ou duradouros aqueles que duram pelo menos dois anos depois que começaram, ou seja, aqueles que começam no ano t e duram até o ano $t+k$ com $k \geq 2$. Percebe-se, dessa forma, uma dificuldade em fazer ajustamentos bem sucedidos (38,53%). Assim, os ajustamentos fiscais dos Estados são pouco sustentáveis, no sentido de que são rapidamente revertidos. Os ajustamentos fiscais duram em média 1,45 anos com desvio-padrão de 0,66.

Deve ser ainda mencionada a análise feita por Illera e Mulas-Granados (2002) da duração das consolidações fiscais na União Européia. Os autores definem anos de consolidação fiscal como aqueles em que a variação do saldo fiscal ciclicamente ajustado é maior do que zero. Tal como em Illera e Mulas-Granados (2002), o instrumental econométrico utilizado neste trabalho será a análise de duração, cujas principais características descrevemos a seguir.

3. Análise de duração

No presente artigo, onde o objetivo é avaliar a probabilidade de manutenção de um ajustamento fiscal, define-se T como uma variável aleatória que mede o intervalo de tempo entre o começo e o fim de um ajustamento fiscal. Mais precisamente, as observações consistem de durações observadas de cada episódio de consolidação fiscal na amostra. A probabilidade de um ajustamento fiscal durar mais do que t períodos é chamada função sobrevivência (*survivor function*) e tem a seguinte forma geral:

$$S(t) = \Pr[T > t] = 1 - F(t), \quad (1)$$

onde $F(t)$ é a função de distribuição cumulativa da variável de duração e a função densidade de probabilidade é igual a $f(t) = -S'(t)$. Embora a distribuição da variável de duração possa ser descrita por $F(t)$ ou $f(t)$ ela é, geralmente, caracterizada pela função risco (*hazard function*):

³ Cossío (2001) explicita mais o critério de classificação da postura fiscal. Dessa forma, uma contração fiscal corresponde a uma mudança no resultado primário como porcentagem do PIB maior do que 1,5%, uma contração média entre 0,5% e 1,5%, uma expansão média entre -0,5% e -1,5% e uma expansão forte mais do que -1,5%. Uma postura fiscal neutra corresponde a uma mudança no resultado primário entre 0,5% e -0,5% do PIB.

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P[t < T < t + dt | T > t]}{dt} = \frac{-S'(t)}{S(t)}. \quad (2)$$

A função risco, $h(t)$, relaciona a cada duração t a probabilidade da falha ocorrer um instante de tempo infinitesimalmente após t , condicionado ao fato da duração ter durado até aquele instante. Mais precisamente ela fornece, para cada duração, a probabilidade de que o episódio de consolidação termine e um episódio de expansão comece, condicional à duração da consolidação até aquele momento.

Existe uma série de vantagens estatísticas em estimar $h(t)$ ao invés de $F(t)$ ou $f(t)$ (ver Cox e Oakes (1984)). Obviamente, uma vez obtidas estimativas de $h(t)$, estimativas de $F(t)$ e $f(t)$ são prontamente obtidas usando:

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\int_0^t h(u) du\right] \text{ e } f(t) = F'(t),$$

onde a integral entre parênteses é denominada função risco integrada (*integrated hazard*). Ela não tem uma interpretação adequada, mas, como se verá mais adiante, constitui um ingrediente básico do teste de especificação do modelo.

A função risco e a função sobrevivência podem ser estimadas usando-se métodos não paramétricos, semiparamétricos e paramétricos. Aqui serão utilizadas todas as metodologias.

4. Resultado das estimações

4.1. Métodos não-paramétricos

Os métodos não-paramétricos para estimação da função risco e da função sobrevivência são bastante úteis pela sua simplicidade. Como representam uma abordagem estritamente empírica, sem hipótese acerca das distribuições envolvidas, consistem numa boa alternativa para uma análise preliminar dos dados.

A análise não-paramétrica é usada para estimar a função risco não condicional que registra todas as observações para as quais há uma mudança. A estimativa de Kaplan-Meier (1958) é normalmente usada, em que a função risco é calculada como:

$$\hat{h}(t) = \frac{d_t}{n_t},$$

onde d_t representa o número de falhas registradas, líquido das censuras observadas, no momento t e n_t é a população sobrevivente no momento t , antes que a mudança ocorra. Deve-se notar, portanto, que o estimador de Kaplan-Meier é robusto mesmo na presença de observações censuradas, ou seja, ajustes fiscais cujas durações não tenham chegado ao fim em 2001.

Tabela 3
Estimação não paramétrica para a Função Sobrevivência
Método de Kaplan-Meier

Duração dos Ajustes Fiscais	Total Falha	Perda Líquida	Função Sobrevivência	Desvio Padrão	
1	109	63	4	0.422	0.0473
2	42	34	2	0.0804	0.0271
3	6	3	1	0.0402	0.0213
4	2	2	0	0	.

Na Tabela 3 apresenta-se o número de falências e a população sobrevivente em cada momento t , assim como a função de sobrevivência Kaplan-Meier. A probabilidade de um ajuste fiscal durar mais

do que dois anos é cerca de 0,08. Na verdade, a probabilidade de continuação cai muito rapidamente quando a duração é maior do que um período.

4.2. Métodos semiparamétricos e paramétricos

Os métodos de estimação semiparamétricos e paramétricos permitem a inclusão de variáveis explicativas, filtrando o efeito marginal de cada uma delas sobre a função risco e a duração esperada para os ajustes fiscais.

Dependendo das hipóteses feitas sobre a natureza da distribuição do tempo até falência, diferentes tipos de modelos de risco podem ser especificados. Suponhamos que $h(t|X, \beta)$ seja a função risco no tempo t para um Estado qualquer, onde X representa um conjunto de variáveis que assume-se afetam a probabilidade de quebra, e β os coeficientes (que descrevem como cada variável característica afeta a probabilidade de quebra) a serem estimados. Num modelo de risco proporcional, temos:

$$h(t|X, \beta) = h_0(t)\Psi(X, \beta),$$

onde $\Psi(X, \beta)$ é alguma função de X tal que $\psi(0) = 1$ e $h_0(t)$ é uma função risco para uma consolidação fiscal com $X = 0$, denominada *baseline hazard function*. Se as variáveis explicativas forem centralizadas, de forma que um ajuste fiscal com $X = 0$ tem valores iguais às médias populacionais, então $h_0(t)$ pode ser pensado como a função risco de um ajuste fiscal “médio” na população. Dessa forma, num modelo de risco proporcional o efeito das variáveis explicativas é multiplicar a função risco de um ajuste fiscal médio, $h_0(t)$, por alguma função $\Psi(X, \beta)$ dos desvios das variáveis explicativas de seus valores médios.

Um caso especial de modelo de risco proporcional, que será utilizado aqui, é o modelo de Cox (1972) no qual $\Psi(X, \beta) = \exp(X'\beta)$. A função risco é então dada por:

$$h(t|X, \beta) = h_0(t)\exp(X'\beta). \quad (3)$$

O modelo de Cox, em geral, é denominado semiparamétrico, sendo $h_0(t)$ sua parte não paramétrica e $\exp(X'\beta)$ sua parte paramétrica. Assume-se que a função risco *baseline* $h_0(t)$ é arbitrária e depende somente do tempo. Além disso, não são requeridas hipóteses distributivas para estimar β ou $h_0(t)$. A segunda parte de (3), por outro lado, depende do vetor dos parâmetros de regressão β .

A função de sobrevivência correspondente para o modelo de risco proporcional de Cox, que é usada para calcular a probabilidade de um ajuste fiscal durar mais do que um determinado período de tempo é dada por:

$$S(t|X, \beta) = S_0(t)^{\exp(X'\beta)}, \quad (4)$$

onde $S_0(t) = \exp\left[-\int_0^t h_0(u)du\right]$ é a função sobrevivência correspondente à função risco *baseline* $h_0(t)$.

Como na função risco, $S_0(t)$ é denominada função sobrevivência *baseline* (*baseline survivor function*) e depende somente do tempo. Ela é a mesma para todos os ajustes fiscais. A integral entre parênteses, por correspondência, é denominada função risco integrada *baseline* (*baseline integrated hazard*).

Embora o procedimento semiparamétrico dispense hipóteses acerca da forma funcional da função risco básico, ao adotar a hipótese de proporcionalidade ela restringe a maneira pela qual as variáveis explicativas afetam a função de risco. O método paramétrico, por sua vez, toma maior rigidez com relação à adoção de distribuições específicas para a variável aleatória de duração, mas permite estimar a influência de cada uma das variáveis explicativas sobre a duração esperada dos ajustes fiscais. Esta abordagem em que, ao invés da função risco, a duração esperada é utilizada como variável dependente refere-se ao modelo de aceleração de saída. Mais especificamente, o logaritmo natural da variável de

duração é escrito como função linear das variáveis explicativas. O modelo de aceleração de saída é uma transformação do modelo de riscos proporcionais apresentado acima, que permite uma diferente interpretação dos dados. No entanto, este modelo conserva as mesmas características estatísticas do modelo de riscos proporcionais. Uma descrição detalhada a respeito pode ser vista em Kiefer (1988).

As formas paramétricas específicas para a função $h_0(t)$ mais usadas são a exponencial, Weibull e log-logística. A escolha da distribuição adequada deve ser feita com base nas características de cada uma delas e sua relativa adequação ao fenômeno analisado. A distribuição exponencial apresenta como principal característica uma função risco constante no tempo. A distribuição de Weibull, por sua vez, flexibiliza a parametrização exponencial, permitindo um formato monotonicamente crescente ou decrescente para a função risco. Por último, a distribuição log-logística permite um comportamento não monotônico da função risco.

4.2.1. Variáveis explicativas

A fim de analisar os fatores que explicam a probabilidade de uma consolidação fiscal terminar, usam-se dois conjuntos de variáveis. Primeiro, um conjunto de variáveis econômicas e institucionais que se acredita estarem relacionadas a diferentes durações de consolidações fiscais. Depois, um conjunto de variáveis políticas que na literatura aparecem como importantes determinantes não-econômicas dessas consolidações.

A partir da execução orçamentária dos Estados foi criada a primeira variável explicativa *Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida*. Esta é calculada como a razão entre Despesas de Pessoal e Encargos e Receita Corrente Líquida (RCL), onde a Receita Corrente Líquida é igual à Receita Corrente deduzida das Transferências Correntes aos Municípios. O gasto com pessoal corresponde ao principal item de despesa corrente dos Estados, incluindo gastos como aposentadorias e pensões. Como estas contas não são passíveis de corte, a relação *Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida* mede o nível de rigidez orçamentária e, dessa forma, mostra o grau de dificuldade em se realizar um ajuste fiscal.

A execução orçamentária dos Estados fornece também o grau de dependência dos Estados de transferências de receitas da União (*Receita Tributária/Receita Corrente*), calculado como a participação da Receita Tributária no total da Receita Corrente. Seria de se esperar que quanto maior a dependência de transferências de recursos maiores os gastos associados. Isto porque a autoridade local não internaliza completamente os efeitos de suas decisões de gasto sobre todo o orçamento, resultando no fenômeno conhecido como *flypaper effect*. Este implica mais especificamente que as despesas públicas reagem de forma muito mais forte às transferências do que ao aumento da renda privada.

Entretanto, o sistema federativo brasileiro é claramente redistributivo. Com isso maiores transferências são destinadas aos Estados mais pobres. Assim, este indicador também está captando as características intrínsecas associadas à fragilidade da base econômica⁴.

A idéia é verificar se a característica *frágil base econômica* predomina sobre o “*flypaper effect*”. Se este é o caso os governadores de Estados fortemente dependentes de transferências da União, mesmo sendo mais propensos a gastar, encontram dificuldades de obter financiamento para estes gastos e, portanto, gastam menos. Com isso, aumenta a probabilidade de manutenção do ajustamento fiscal.

Foi considerada também uma variável que mede a força da consolidação (*Impulso Fiscal*). Esta variável corresponde ao tamanho do impulso fiscal, ou seja, da mudança no saldo fiscal. Acredita-se

⁴ Conforme observado por Botelho, “para esses Estados o acesso ao financiamento é mais restrito e a capacidade técnica do corpo funcional é limitada em relação à proposição de engenharias financeiras para obtenção de financiamentos. Nos Estados com maior base econômica e, portanto, maior força política, os bancos estaduais receberam tratamento diferenciado ante os passivos descobertos. Os passivos descobertos nada mais eram do que financiamentos excessivos aos seus respectivos controladores.” (Botelho, 2002, pág. 46).

que quanto maior o impulso fiscal, ou seja, maior a magnitude do ajustamento, maior a probabilidade de que ele seja mais duradouro. Isto porque, tal situação sinalizaria um maior comprometimento com a boa prática fiscal. Por outro lado, quanto maior o ajustamento feito, mais difícil é conseguir mantê-lo, uma vez que cortes adicionais envolvem disputas políticas mais acirradas.

Foi incluída uma variável medindo o número de falhas (*Número de falhas*). Esta variável mede o número acumulado de falhas (términos de consolidação fiscal) que foi observado em cada Estado antes da consolidação corrente. O número de falhas seria uma medida de reputação em termos de consolidações fiscais mais duradouras. Espera-se que quanto maior o número acumulado de falhas, menos estável o Estado é em manter uma política fiscal apertada e, portanto, maior a probabilidade de que a consolidação fiscal termine mais rapidamente.

A qualidade do ajustamento (*Composição*) mede a importância relativa da redução dos gastos e do aumento dos impostos para a consolidação fiscal. Assim, uma *dummy* igual a 1 representa uma situação em que a melhora do orçamento resultou majoritariamente de uma redução nas despesas. Acredita-se que se esse é o caso menor a probabilidade de que a consolidação vai terminar. Cortes nos gastos indicam compromisso maior com o equilíbrio orçamentário do que aumentos de impostos, implicando maior probabilidade de duração (Alesina e Perotti (1997) e McDermott e Wescott (1996)).

Outras duas variáveis *dummy* foram consideradas objetivando captar possíveis efeitos das mudanças institucionais ocorridas durante o período analisado. A primeira corresponde à promulgação da nova *Constituição* em 1988 e a segunda à adoção dos Programas de Ajuste Fiscal dos Estados, segundo o refinanciamento regulamentado pela *Lei 9496/97*⁵. Foi criada, ainda, uma *dummy* relativa à *Ano Eleitoral*. Em anos eleitorais, espera-se que haja um certo grau de desajuste fiscal.

As variáveis políticas foram obtidas a partir da base de dados eleitorais do Leex/IUPERJ – Laboratório de Estudos Experimentais.

O índice de *Fracionalização das Preferências* tem como objetivo medir a dispersão/concentração das preferências do eleitorado sobre os candidatos ao governo do Estado:

$$F = 1 - \sum v_i^2, \text{ onde } v_i \text{ é a proporção de votos obtida por cada candidato.}$$

O índice F baseia-se na probabilidade de que dois eleitores escolhidos aleatoriamente tenham votado em candidatos diferentes em uma dada eleição⁶. A contribuição dos candidatos mais bem votados para o resultado final do índice é elevada uma vez que a proporção de votos de cada candidato é elevada ao quadrado. Esta variável tem como objetivo tentar captar o argumento desenvolvido por Alesina e Tabellini (1987), segundo o qual quanto maior a divergência entre as preferências dos eleitores maior probabilidade de aumentar o endividamento. Eles mostram que num modelo em que as decisões são tomadas pela regra majoritária o “teorema do eleitor mediano” implica que a política a ser adotada é a preferida pelo eleitor mediano. Dado que existe incerteza com relação às preferências majoritárias futuras sobre a composição do gasto, o eleitor mediano atual usa a emissão de dívida para direcionar a composição futura do gasto a seu favor. Assim, quanto maior a divergência entre as preferências dos eleitores, maior a dívida e, portanto, menor a probabilidade de manutenção do ajustamento fiscal.

O número de *Partidos Efetivos* mensura os partidos e o seu peso relativo na Assembléia Legislativa, sendo representado pela seguinte expressão:

$$N = 1 / \sum v_i^2, \text{ onde } v_i \text{ é a proporção de votos obtida pelo partido } i.$$

Este índice aproxima-se de uma avaliação intuitiva do número de partidos relevantes na Assembléia de cada Estado. A fragmentação partidária implica que a inexistência de maiorias absolutas e, portanto, a necessidade de negociação para a formação da base de apoio parlamentar. Como esta

⁵ Além destas variáveis, os efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal também deveriam ser analisados. No entanto, esta variável não foi incluída porque os efeitos da Lei só seriam captados pelo último ano da amostra.

⁶ Ver Lima Júnior (1997).

negociação envolve também a concessão de benefícios e procura atender distintos grupos de interesse que barganham favores em troca de apoio político, o resultado são comportamento clientelista conhecidos na literatura como *logrolling* ou *pork barrel*. Capta, assim, o efeito da polarização dos partidos em termos numérico sobre o desempenho fiscal.

No que diz respeito à evidência empírica internacional, esta indica que Governos compostos por vários partidos ou Governos divididos (Executivo e Legislativo comandados por partidos diferentes) têm maiores dificuldades para fazer um ajustamento fiscal. Alt e Lowry (1994) e Alesina e Rosenthal (1995) mostram, ainda, que Governos divididos têm uma chance menor de promover ajustamentos fiscais bem sucedidos.

No caso brasileiro, Schneider (2000) argumenta que Estados com maior fragmentação (Pernambuco e Rio Grande do Sul) apresentam maiores dificuldades orçamentárias do que Estados com menor fragmentação (Bahia e Paraná).

O indicador de polarização das preferências dos partidos (*Polarização da Coligação*) foi construído representando a participação dos partidos de esquerda na Assembléia Legislativa. De acordo com Alesina e Tabellini (1987), a trajetória da dívida pública resulta da interação estratégia de governantes diferentes que estão no poder em períodos diferentes. A quantidade de empréstimos utilizada para financiar o déficit público hoje é tanto maior quanto:

- 1) Maior a divergência entre partidos, isto é, maior a polarização de suas preferências na composição dos gastos do Governo.
- 2) Maior a probabilidade que o Governo atual não seja reeleito amanhã.
- 3) Maior é a restrição submetida ao Governo de prover obrigatoriamente determinado tipo de gasto público em níveis mínimos.⁷

Em suma, uma maior polarização dos partidos implica uma maior acumulação de dívida. Capta, assim, o reflexo da polarização dos partidos em termos de ideologia sobre o desempenho fiscal.

Uma outra variável explicativa indicada pela teoria seria a probabilidade de não reeleição. De acordo com Alesina e Tabellini (1987) quanto maior a probabilidade de um Governo não ser reeleito maior o déficit e a dívida pública. Grilli, Masciandaro e Tabellini (1991) também mostraram que déficits orçamentários são negativamente correlacionados com a durabilidade do Governo, ou seja, quanto maior a permanência de um determinado partido no poder menor o déficit.⁸ Utiliza-se um indicador de *Permanência no Poder* como uma “*proxy*” para a probabilidade de reeleição. Contrariamente aos modelos de controle político, os modelos orçamentários oportunistas indicam que a reeleição levaria a um aumento nos déficits. Isso porque o governo incumbente usaria a política fiscal para influenciar a decisão dos eleitores. Em Rogoff e Silbert (1988), por exemplo, antes das eleições os impostos seriam reduzidos na tentativa de garantir a reeleição.

A ideologia do partido do governador foi considerada por meio de uma variável *dummy* assumindo o valor 1 para os *Partidos de Esquerda*⁹ e 0 para os demais partidos. Alguns fatos estilizados sobre ideologia aparecem na literatura:

- 1) Os partidos de esquerda são relativamente mais favoráveis à intervenção do Governo na área econômica do que os partidos de direita.
- 2) Os partidos de esquerda têm uma maior preocupação com os problemas sociais e acreditam que esses podem ser resolvidos com uma maior participação do Estado.
- 3) Em contrapartida a 2), os partidos de direita acreditam mais nos mecanismos de mercado.

⁷ Vale observar que aqui tem-se polarização das preferências partidárias ao invés de polarização segundo as preferências individuais como é o caso do índice de *fracionalização* discutido inicialmente.

⁸ Para um modelo estabelecendo a ligação entre probabilidade de reeleição de gastos públicos nos Estados brasileiros, ver Meneguim e Bugarin (2001).

⁹ Foram considerados os seguintes partidos de esquerda: PT, PCB, PCdoB, PPS, PSB, PV, PDT e PSTU.

Alt e Lowry (1994), num estudo do comportamento fiscal dos estados americanos entre 1968-1987, mostram que impostos e despesas são significativamente maiores quando o governador pertence ao partido democrata. Kontopoulos e Perotti (1999), por sua vez, num estudo para países da OCDE encontram evidência de que países com governos de esquerda gastam mais do que os de direita. Assim, espera-se que a duração seja menor quando o Governo é de esquerda.

Tabela 4
Descrição das Variáveis

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Duração dos Ajustes Fiscais	1.458716	0.660136	1	4
<i>Variáveis Estruturais</i>				
Número de Falhas	1.715596	1.48506	0	7
Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida	0.4813684	0.1331321	17.327	78.7076
Receita Tributária/Receita Corrente	0.5109637	0.2120523	0	84.6698
Impulso Fiscal	0.028898	0.03553	0.00499	0.298401
Dummy Antes da Constituição	0.137615	0.346086	0	1
Dummy Após Lei 9496/97	0.284404	0.453214	0	1
Dummy para Ano Eleitoral	0.0733945	0.2619875	0	1
Dummy Composição do Ajuste	0.614679	0.488919	0	1
<i>Variáveis Políticas</i>				
Dummy Permanência no Poder	0.33945	0.47571	0	1
Polarização da Coligação	0.161835	0.11043	0	0.45
Dummy Partido de Esquerda	0.12844	0.336125	0	1
Fracionalização das Preferências	0.576274	0.092096	0.31605	0.801129
Partidos Efetivos	5.215797	1.990139	1.946366	9.944806

A Tabela 4, acima, resume as variáveis explicativas usadas nos modelos semiparamétricos e paramétricos. Os modelos serão estimados inicialmente com todas as variáveis explicativas, sendo retiradas as que não forem estatisticamente significantes. Em seguida, é feito um teste a fim de se avaliar a significância conjunta das variáveis excluídas do modelo. O *Teste de Restrições* realizado é apresentado na última linha das tabelas a seguir.

4.2.2. Modelo semiparamétrico com riscos proporcionais

Os resultados são apresentados na Tabela 5. Os coeficientes estimados referem-se à razão de risco e sua interpretação difere da tradicionalmente utilizada para interpretar coeficientes. Quando os valores obtidos são maiores do que um, a variável relacionada à razão desloca a função de risco básico para cima, ocorrendo o contrário quando a razão de risco estimada é menor do que um. O modelo 1 inclui somente as variáveis econômicas, enquanto o modelo 2 inclui, além dessas, as variáveis políticas.

Assim, o Número de Falhas, a razão Despesa com Pessoal/Receita Corrente Líquida e os anos anteriores à mudança constitucional aumentam a razão de risco, implicando uma menor probabilidade de manutenção do ajustamento fiscal. A Receita Tributária/Receita Corrente também implicou um aumento na razão de risco. Isso indica que uma menor dependência de transferências leva a uma menor

probabilidade de manutenção de ajustamento, dando suporte ao argumento da base econômica. Quanto maior a arrecadação enquanto fonte de receita, mais importante é do ponto de vista econômico o Estado e, portanto, maior a sua capacidade de obter financiamento para gastos adicionais e menor a probabilidade de manter os ajustamentos fiscais realizados. Vale mencionar que a importância da base econômica, *vis-à-vis* um eventual *flypaper effect*, como determinante do comportamento fiscal dos Estados brasileiros foi verificada em Botelho (2002). O Impulso Fiscal também resultou num aumento da razão risco, indicando que, uma vez feito o ajustamento, a manutenção do mesmo ou cortes adicionais são difíceis de serem feitos. Este resultado encontra suporte em Illera e Mulas-Granados (2002) para as consolidações fiscais européias. Finalmente, a Lei de Refinanciamento reduziu a razão risco, implicando numa mudança institucional importante na direção de maior controle das finanças estaduais.

Tabela 5
Estimação Semiparamétrica
Modelo de Cox com Riscos Proporcionais

Variáveis	Razão de Risco	
	Modelo (1)	Modelo (2)
<i>Variáveis Estruturais</i>		
Número de Falhas	1.139 (0.02)	1.113 (0.06)
Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida	1.009 (0.05)	1.010 (0.02)
Receita Tributária/Receita Corrente	1.008 (0.00)	1.007 (0.00)
Impulso Fiscal	37.323 (0.00)	70.696 (0.00)
Dummy Antes da Constituição	1.366 (0.04)	1.407 (0.03)
Dummy Após Lei 9496/97	0.470 (0.00)	0.455 (0.00)
<i>Controles Políticos</i>		
Polarização da Coligação		1.011 (0.03)
Número de Observações	109	109
Teste de Wald	37.69 (0.00)	41.61 (0.00)
Teste de Restrições	1.18 (0.56)	7.23 (0.41)

Nota: P-Valor entre parênteses.

A única variável política que apresentou significância foi a Polarização da Coligação. Quanto maior a polarização dos partidos, maior o viés deficitário e, portanto, menor a probabilidade de manutenção do ajustamento fiscal.

4.2.3. Modelo de aceleração de saída

Os resultados das estimativas com base nas distribuições exponencial, Weibull e log-logística são apresentados respectivamente na Tabela 6.

Os coeficientes estimados dizem respeito ao efeito marginal de cada uma das variáveis explicativas sobre a duração esperada de um ajuste fiscal. Para quase todos os modelos, os resultados das

estimações paramétricas corroboram os resultados obtidos com o modelo de Cox. A principal exceção é a *dummy* de Permanência no Poder que não aparecia anteriormente e que agora aparece como significativa nas especificações exponencial e Weibull. Ela aparece com sinal negativo indicando que quanto maior a permanência no poder menor a duração do ajustamento, dando suporte aos modelos de ciclo orçamentários oportunistas.

Tabela 6
Estimação Paramétrica
Modelo de Aceleração de Saída

Variáveis	Distribuição					
	Exponencial Modelo		Weibull Modelo		Log-Logística Modelo	
<i>Variáveis Estruturais</i>	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Número de Falhas	-0.079 (0.08)		-0.110 (0.00)	-0.096 (0.00)	-0.10 (0.00)	-0.088 (0.01)
Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida	-0.006 (0.03)	-0.009 (0.00)	-0.005 (0.05)	-0.007 (0.01)	-0.005 (0.09)	-0.006 (0.04)
Receita Tributária/Receita Corrente	-0.005 (0.00)	-0.005 (0.00)	-0.006 (0.00)	-0.005 (0.00)	-0.006 (0.00)	-0.005 (0.00)
Impulso Fiscal	-2.526 (0.00)	-2.952 (0.00)	-2.849 (0.00)	-3.453 (0.00)	-2.191 (0.00)	-2.476 (0.00)
Dummy Antes da Constituição	-0.198 (0.07)		-0.282 (0.00)	-0.239 (0.02)	-0.191 (0.08)	-0.231 (0.03)
Dummy Após Lei 9496/97	0.565 (0.00)	0.558 (0.00)	0.444 (0.00)	0.502 (0.00)	0.442 (0.00)	0.462 (0.00)
<i>Controles Políticos</i>						
Dummy Permanência no Poder		-0.169 (0.06)		-0.142 (0.09)		
Polarização da Coligação		-0.009 (0.01)		-0.008 (0.01)		-0.007 (0.05)
Número de Observações	109	109	109	109	109	109
Teste de Wald	58.65 (0.00)	62.76 (0.00)	73.41 (0.00)	106.96 (0.00)	48.58 (0.00)	59.94 (0.00)
Teste de Restrições	2.04 (0.36)	9.98 (0.27)	1.49 (0.47)	4.93 (0.55)	0.56 (0.75)	9.42 (0.22)

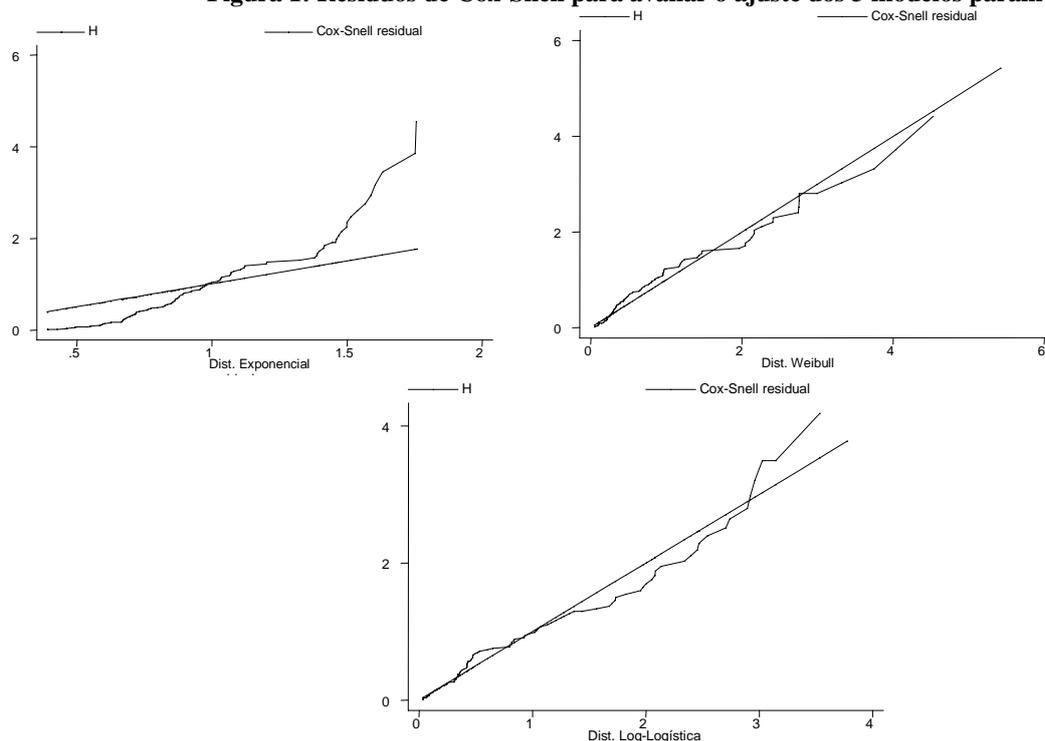
Nota: P-Valor entre parênteses.

A Figura 1 apresenta os resíduos de Cox-Snell (1968) para avaliar o ajuste das três especificações paramétricas. Os resíduos de Cox-Snell são definidos por:

$$e = -\log S(t / X, \beta),$$

onde $S(t/X, \beta)$ é a função de sobrevivência estimada. Se o modelo estimado é correto, estes resíduos devem ter distribuição exponencial com função risco igual a 1. Dessa forma, os resíduos estimados podem ser usados como variável de duração e ter a respectiva função de sobrevivência obtida via método de Kaplan-Meier. Assim, o gráfico conjunto dos resíduos de Cox-Snell e do inverso aditivo do logaritmo natural da respectiva função sobrevivência nos dá uma noção do grau de adequação do modelo estimado. Os resíduos devem aproximar-se o máximo possível da linha reta com inclinação igual a 1 e começando da origem. Como pode ser visto, a figura para a forma funcional de Weibull atende esses requisitos a maior parte do tempo e deve representar o modelo preferido. Assim, deve-se adicionar a variável permanência no poder como um fator político adicional importante para explicar a duração dos ajustamentos fiscais.

Figura 1: Resíduos de Cox-Snell para avaliar o ajuste dos 3 modelos paramétricos



Dado o caráter ambíguo do sinal das variáveis Receita Tributária/Receita Corrente e Impulso fiscal, resolveu-se reestimar os modelos sem essas variáveis para verificar se as demais permaneciam significantes e com os sinais esperados. Os resultados para o modelo de Cox estendido são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7
Estimação Semiparamétrica
Modelo de Cox com Riscos Proporcionais, excluindo Receita Tributária/Receita Corrente e Impulso Fiscal

Variáveis	Razão de Risco	
	Modelo (1)	Modelo (2)
<i>Variáveis Estruturais</i>		
Número de Falhas	1.149 (0.01)	1.116 (0.06)
Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida	1.008 (0.04)	1.010 (0.02)
Dummy Antes da Constituição	1.315 (0.08)	1.343 (0.06)
Dummy Após Lei 9496/97	0.456 (0.00)	0.444 (0.00)
<i>Controles Políticos</i>		
Polarização da Coligação		1.011 (0.03)
Número de Observações	109	109
Teste de Wald	17.99 (0.00)	20.87 (0.00)
Teste de Restrições	2.68 (0.26)	7.41 (0.38)

Nota: P-Valor entre parênteses.

Os resultados não se alteram. O Número de Falhas, a razão Despesa com Pessoal/Receita Corrente Líquida e a dummy para os anos anteriores à Constituição são responsáveis por um aumento da razão risco. Por outro lado, a Lei de Refinanciamento 9496/97 levou a uma redução da razão risco. Como anteriormente, a Polarização da Coligação aparece como a única variável política que influencia a duração dos ajustamentos fiscais.

A Tabela 8 apresenta os resultados das estimações paramétricas.

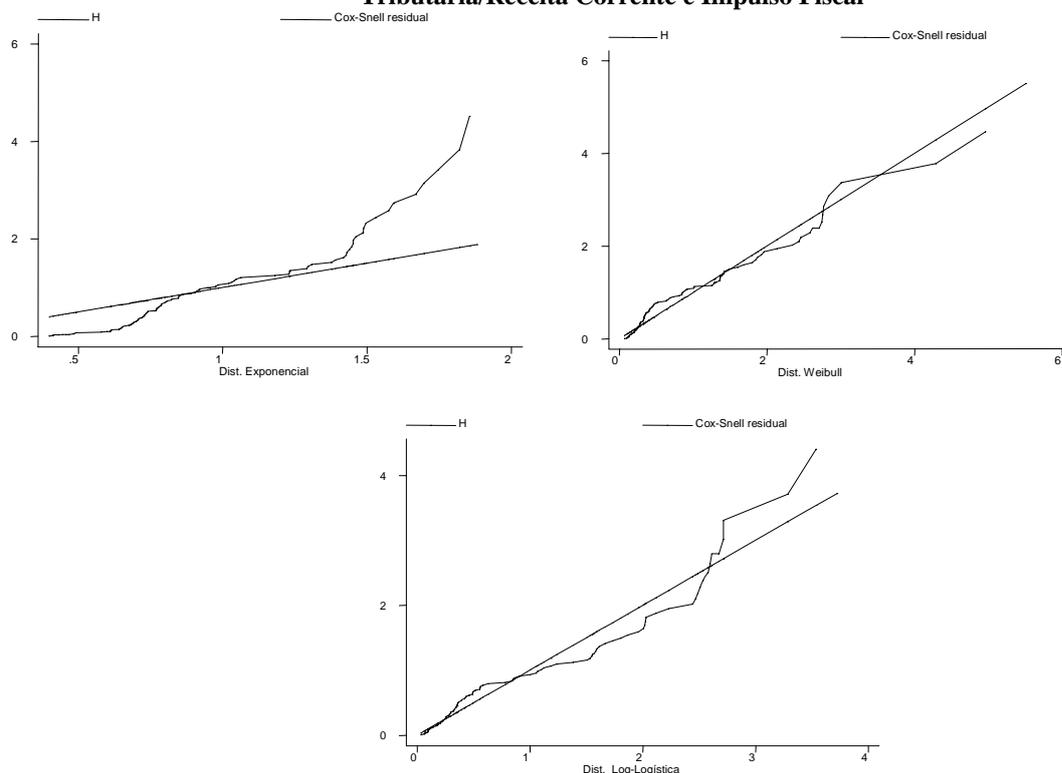
Tabela 8
Estimação Paramétrica
Modelo de Aceleração de Saída, excluindo Receita Tributária/Receita Corrente e Impulso Fiscal

Variáveis	Distribuição					
	Exponencial Modelo		Weibull Modelo		Log-Logística Modelo	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Variáveis Estruturais</i>						
Número de Falhas	-0.069 (0.08)		-0.124 (0.00)	-0.098 (0.00)	-0.085 (0.00)	-0.094 (0.01)
Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida	-0.006 (0.04)	-0.008 (0.00)	-0.005 (0.04)	-0.006 (0.02)	-0.006 (0.08)	-0.007 (0.03)
Dummy Antes da Constituição			-0.253 (0.02)	-0.248 (0.02)		-0.231 (0.06)
Dummy Após Lei 9496/97	0.598 (0.00)	0.526 (0.00)	0.509 (0.00)	0.496 (0.00)	0.467 (0.00)	0.498 (0.00)
<i>Controles Políticos</i>						
Polarização da Coligação		-0.008 (0.03)		-0.007 (0.02)		-0.008 (0.06)
Número de Observações	109	109	109	109	109	109
Teste de Wald	21.15 (0.00)	26.55 (0.00)	26.69 (0.00)	38.33 (0.00)	16.26 (0.00)	23.19 (0.00)
Teste de Restrições	5.71 (0.13)	12.48 (0.19)	1.88 (0.39)	10.92 (0.14)	5.44 (0.14)	7.59 (0.37)

Nota: P-Valor entre parênteses.

A principal mudança é com relação à variável Permanência no Poder, que antes aparecia como estatisticamente significativa nas especificações exponencial e Weibull e agora não aparece em nenhuma das especificações.

Figura 2: Resíduos de Cox-Snell para avaliar o ajuste dos 3 modelos paramétricos, excluindo Receita Tributária/Receita Corrente e Impulso Fiscal



5. Avaliação dos resultados com outra definição de ajustamento fiscal

Um argumento possível contra o critério de classificação do desempenho fiscal adotado anteriormente é o de que melhoras no resultado primário não implicam reduções no endividamento e, portanto, não caracterizam corretamente a postura fiscal. Assim, uma alternativa seria seguir Botelho (2002) para classificar a postura fiscal dos Estados. Para tanto, ele utiliza os conceitos definidos pela Portaria do Ministério da Fazenda no. 089/97, que estabelece metodologia de cálculo da capacidade de pagamento para fins de concessão de garantia para empréstimos a serem avaliados pelo Tesouro.

Sendo o resultado primário igual: $(\text{receita total} - \text{receitas financeiras} - \text{receitas de operações de crédito}) - (\text{despesa total} - \text{despesas de juros e encargos} - \text{despesas de amortizações})$ e a necessidade de financiamento líquida igual a $(-)$ resultado primário + juros da dívida (líquido devido), Botelho (2002) classifica, então, a postura fiscal dos Estados como:

- Categoria “A”: quando a necessidade de financiamento líquida é negativa e superior, em módulo, aos juros líquidos devidos.
- Categoria “B”: quando a necessidade de financiamento líquida é negativa porém inferior, em módulo, aos juros líquidos devidos.
- Categoria “C”: quando a necessidade de financiamento líquida e o resultado primário são positivos.
- Categoria “D”: quando o resultado primário é negativo.

Assim, Estados classificados nas categorias “A” e “B” seriam tidos como tendo um desempenho fiscal adequado. Isto porque essas categorias implicam a manutenção ou redução do endividamento público. Por outro lado, Estados classificados nas categorias “C” e “D”, que resultam em aumento do endividamento público, seriam tidos como tendo um desempenho fiscal inadequado.

Um ajuste fiscal, seguindo esta conceituação, foi definido por uma melhora na postura fiscal do Estado, partindo de qualquer uma das classificações acima. A duração de um ajustamento fiscal, portando, foi denotada pelo número de períodos durante os quais o Estado permaneceu sem que sua postura fiscal regredisse.

A idéia é verificar a probabilidade de manutenção de um dado desempenho fiscal ou de uma postura fiscal. Em outros termos, anteriormente olhava-se para uma mudança no saldo fiscal. Agora, se olha para as implicações de um dado saldo fiscal para a manutenção ou redução do endividamento. Acredita-se que o exercício vale a pena, em termos de trazer evidências adicionais para perguntas que são correlacionadas.

Tabela 9
Estimação Paramétrica usando critério de classificação de Botelho
Modelo de Aceleração de Saída

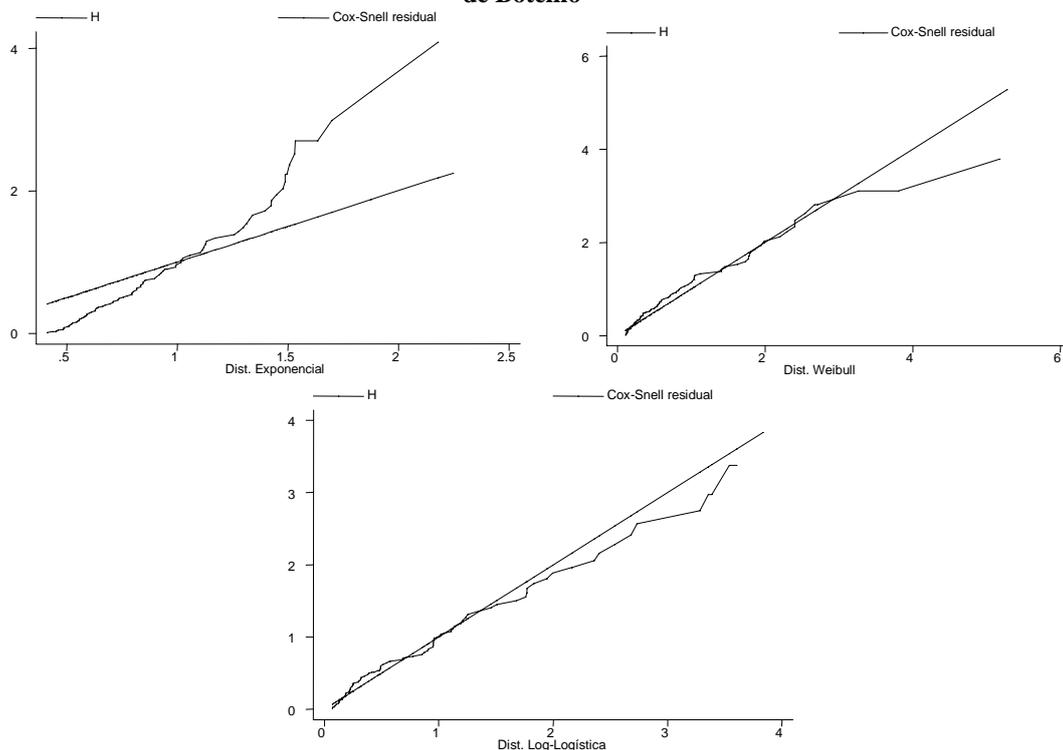
Variáveis	Distribuição		
	Exponencial	Weibull	Log-Logística
<i>Variáveis Estruturais</i>			
Número de Falhas	-0.140 (0.01)	-0.154 (0.00)	-0.109 (0.01)
Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida	-0.006 (0.09)	-0.008 (0.06)	
Impulso Fiscal	-7.315 (0.00)	-6.89 (0.00)	-5.47 (0.00)
Dummy Antes da Constituição	-0.433 (0.00)	-0.545 (0.00)	-0.385 (0.01)
Dummy Após Lei 9496/97	0.463 (0.01)	0.364 (0.00)	
Número de Observações	90	90	90
Teste de Wald	44.29 (0.00)	83.14 (0.00)	35.18 (0.00)
Teste de Restrições	1.07 (0.78)	1.38 (0.71)	10.74 (0.06)

Nota: P-Valor entre parênteses.

As principais mudanças são a não significância da variável Receita Tributária/Receita Corrente e a não significância de qualquer variável política. As demais variáveis permanecem significantes e com os sinais esperados. Quanto maior o Número de Falhas, maior os Gastos com Pessoal e maior o tamanho do ajuste menor a manutenção da postura fiscal nas categorias superiores. A Lei de Refinanciamento fez com que aumentasse a probabilidade do Estado continuar sendo classificado nas categorias superiores.

A avaliação dos resíduos de Cox-Snell indica, nesse caso, que a forma funcional log-logística seria a preferida. Como pode ser visto na figura 3, a Weibull satisfaz o requisito para a grande parte do tempo, mas para resíduos maiores, a inclinação passa a ficar menor do que a unidade.

Figura 3: Resíduos de Cox-Snell para avaliar o ajuste dos 3 modelos paramétricos, usando o critério de classificação de Botelho



Finalmente, também foram refeitas as estimativas desconsiderando-se a variável de impulso fiscal. Os resultados são apresentados na Tabela 10.

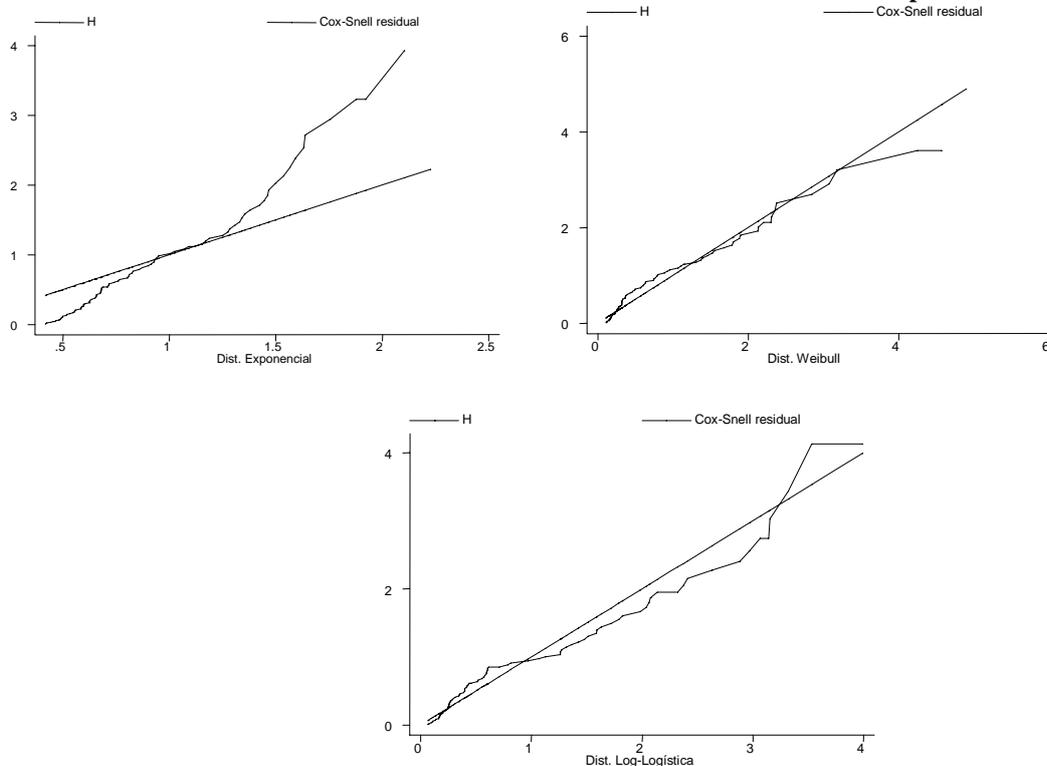
Tabela 10
Estimação Paramétrica usando critério de classificação de Botelho
Modelo de Aceleração de Saída

Variáveis	Distribuição		
	Exponencial	Weibull	Log-Logística
<i>Variáveis Estruturais</i>			
Número de Falhas	-0.118 (0.049)	-0.128 (0.00)	-0.097 (0.04)
Despesa de Pessoal/Receita Corrente Líquida	-0.008 (0.02)	-0.009 (0.03)	-0.007 (0.01)
Dummy Antes da Constituição	-0.555 (0.00)	-0.657 (0.00)	-0.476 (0.00)
Dummy Após Lei 9496/97	0.352 (0.05)	0.277 (0.05)	
Número de Observações	90	90	90
Teste de Wald	21.80 (0.00)	28.05 (0.00)	18.07 (0.00)
Teste de Restrições	4.28 (0.83)	5.19 (0.73)	3.21 (0.95)

Nota: P-Valor entre parênteses.

As variáveis que apareciam como estatisticamente importantes continuam a mostrar significância e nenhuma variável política parece determinar a duração. Os resíduos de Cox-Snell são apresentados na figura 4.

Figura 4: Resíduos de Cox-Snell para avaliar o ajuste dos 3 modelos paramétricos, usando o critério de classificação de Botelho e excluindo Receita Tributária/Receita Corrente e Impulso Fiscal



6. Conclusões

O objetivo desse artigo é examinar a persistência das consolidações fiscais dos Estados brasileiros no período 1986-2001, usando a metodologia dos modelos de duração. Foram estudados os intervalos de tempo entre duas expansões fiscais, ou seja, o número de anos entre o começo e o fim de um episódio de consolidação fiscal. Acredita-se que uma análise sistemática da duração das consolidações fiscais dos Estados é importante para um melhor entendimento dos determinantes das experiências de ajustamento fiscal, que têm se mostrado extremamente curtas.

A análise inicial não-paramétrica sugere que a probabilidade de que uma consolidação fiscal seja mantida cai rapidamente depois do primeiro ano e decresce dramaticamente depois do segundo ano.

A análise paramétrica foi feita buscando-se controlar para mais variáveis, além do tempo, que pudessem influenciar a probabilidade de uma consolidação fiscal terminar. Várias especificações foram testadas e as variáveis que apareceram como importantes foram: o Número de Falhas, a razão Despesa com Pessoal/Receita Corrente Líquida, a *dummy* para a Constituição de 1988, a *dummy* para a Lei de Refinanciamento 9496/97 e a Polarização da Coligação.

Sugestões para pesquisa futura envolvem a análise de sensibilidade para critérios mais severos para classificação do desempenho fiscal. Como observado anteriormente, infelizmente para o período amostral isso não foi possível. Entretanto, quando forem disponibilizadas informações para o período mais recente (depois de 2001) eventualmente seja possível obter observações suficientes. Uma outra

questão seria avaliar a presença de heterogeneidade temporal e/ou espacial e a robustez dos resultados a essa possível heterogeneidade.

7. Bibliografia

- Alesina, A. e Perotti, R. 1997. Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects. *IMF Staff Papers*, v.44, n.2, p.210-48.
- Alesina, A. e Rosenthal, H. 1995. Partisan Politics, Divide Government, and the Economy. Cambridge University Press, Cambridge.
- Alesina, A. e Tabellini, G. 1987. A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt in a Democracy. *NBER Working Paper* n.2308.
- Alt, J. e Lowry, R. 1994. Divided Government, Fiscal Institutions and Budget Deficits: Evidence from the States. *American Political Science Review*, n.88, p. 811-829.
- Bevilaqua, A. S. e Werneck, R. L. F. 1997. Fiscal Impulse in the Brazilian Economy, 1989-1996. Departamento de Economia PUC-Rio, Texto para Discussão n. 379, outubro.
- Blanchard, O. 1990. Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators. OECD Economics and Statistics Department *Working Paper* n. 79, April.
- Botelho, R. 2002. Determinantes do Comportamento Fiscal dos Estados Brasileiros. Tese de Mestrado apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Chand, S.K. 1999. Mensuração do impulso fiscal e seu impacto. In M.I. Blejer e A. Cheasty (org.) *Como medir o déficit público: questões analíticas e metodológicas*, Secretaria do Tesouro Nacional.
- Cossío, F. A. B. 2001. *Comportamento Fiscal dos Governos Estaduais Brasileiros: Determinantes Políticos e Efeitos sobre o Bem Estar dos seus Estados*. Monografia agraciada com menção honrosa no V Prêmio de Monografia da Secretaria do Tesouro Nacional - Tópicos Especiais de Finanças Públicas. Brasília, Editora da UnB.
- Cox, D.R. e Snell, E.J. 1968. A general definition of residuals. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 39:248-275.
- Cox, D.R. e Oakes, D. 1984. *Analysis of Survival Data*. London: Chapman e Hall.
- Grilli, V., Masciandaro, D. e Tabellini, G. 1991. Political and Monetary Institutions and Public Finance Policies in the Industrial Democracies, *Economic Policy* n.13.
- Illera, R.M. e Mulas-Granados, C. 2002. Duration of Fiscal Budgetary Consolidations in the European Union, European Economic Group Working Paper n. 18.
- Kaplan, E.L. e Meier, P. 1958. Non-parametric estimation for incomplete observations. *Journal of American Statistical Association*, 53: 457-481.
- Kiefer, N.M. 1988. Economic Duration Data and Hazard Functions. *Journal of Economic Literature*, 26, p. 646-679.
- Kontopoulos, C. e Perotti, R. 1999. In Poterba, J. e Hagen, J.V. *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*. University of Chicago: Chicago University Press.
- Lima Júnior, O. B. de 1997. org, *O Sistema Partidário Brasileiro: Diversidade e Tendências, 1982-94*, Rio de Janeiro, Editora Fundação Getúlio Vargas.
- McDermott, J.C. e Wescott, R. F. 1996. An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments, *IMF Staff Papers*, v.43, n.4, p.725-53.
- Meneguim, F.B. e Bugarin, M.S. 2001. Reelection e Política Fiscal : Um Estudo dos Efeitos nos Gastos Públicos, *Economia Aplicada* 5(3): 600-622.
- Rogoff, K. e Silbert, A. 1988. Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *Review of Economic Studies*. 55(1): 1-16.
- Shi, M. 2002. *Fiscal Adjustments in Latin America: Causes, Success, and Consequences*, Department of Finance, University of Wisconsin – Madison, mimeo.

- Schneider, A. 2000. *Loyalty and Voice: Budget Institutions in Brazilian States*, Documento apresentado ao Encontro Annual da LASA, Miami, USA.
- Tabellini G.e Persson, T. 1999. The Size and Scope of Government Spending: Comparative Politics with Rational Politicians. *European Economic Review*, n.43, p.699-735.