

# **Um Modelo de Decisão Fragmentada para a Política Fiscal e a Aplicação ao Caso Brasileiro na Década de 90**

Tema : Ajuste Fiscal e Dívida Pública

Subtema: 1.1. Ajuste Fiscal e Equilíbrio Macroeconômico

## **RESUMO**

Este artigo apresenta um modelo onde o processo de decisão fragmentada da política fiscal gera comportamentos para o déficit e a dívida pública distintos daqueles associados aos modelos keynesiano e de *tax smoothing*. No modelo apresentado, o comportamento estratégico de diferentes grupos de interesse explica a existência de um viés de déficit na política fiscal e a demora para a estabilização. Além de analisar estes resultados teóricos, outro objetivo do texto é avaliar as possibilidades de utilização do modelo para explicar o comportamento da política fiscal no Brasil através da mudança de regime markoviano

**Palavras-chave:** política fiscal fragmentada, “viés” de déficit, ajustamento retardado no Brasil, mudança de regime markoviano.

## ABSTRACT

*This paper presents a model in which the process of fragmented fiscal policymaking generates a distinct behavior to the deficit and the public debt compared with those related with the keynesian models and the tax smoothing approach. In the model presented in this text, the strategic behavior of different interest groups explains a “deficit bias” in the fiscal policy and the delay for stabilization. Besides analyzing these theoretical results, another objective of the paper is to evaluate the possibilities of using the model to explain the recent behavior of the Brazilian fiscal policy with changes in the Markovian process.*

**Key words:** *fragmented fiscal policy, deficit bias, delayed adjustment in Brazil, Markov Switching Model.*

**JEL classification:** H30

## 1.Introdução

A utilização da política fiscal para reduzir flutuações na demanda agregada sempre traz à tona a discussão sobre o tamanho ótimo ou suportável dos déficits fiscais. Aparentemente este poderia ser um tema de interesse keynesiano, dado que fontes de rigidez para os preços abrem espaço para que políticas monetárias e fiscais ativas elevem o nível de bem estar social. No entanto, mesmo na ausência da hipótese keynesiana de rigidez de preços ou qualquer outro tipo de imperfeição nos mercados, a política fiscal traz uma série de outros impactos sobre o funcionamento da macroeconomia. Como destacou Blanchard (1989), enquanto que para a política monetária o interesse maior recai sobre o *trade-off* entre a estabilidade de preços e do produto, para a política fiscal também ganha evidência o *trade-off* entre a estabilidade do produto e distorções provocadas por alterações em impostos e gastos do governo. Se o déficit fiscal emerge como consequência de uma política fiscal contra-cíclica ou como simples ausência de disciplina fiscal, o fato é que há uma lista de potenciais efeitos negativos associadas à longa permanência de déficits fiscais elevados. Pode-se argumentar que estes forçam os governos a tomar dinheiro emprestado, elevar as taxas de juros e provocar a redução nos investimentos privados. Além do efeito *crowding out*, a acumulação de dívida governamental sobrecarrega as gerações futuras e pode provocar redução no *rating* para o crédito internacional do país. Este último efeito pode ser mais grave quanto mais aberta e dependente de financiamento externo for a economia. Não obstante tudo isto, a história da maioria dos governos aponta para a convivência com substanciais déficits fiscais.

A justificativa comum para este fenômeno repousa para a ação keynesiana anticíclica ou a ocorrência de *tax smoothing*. Em ambos os casos o déficit fiscal deve apresentar comportamento anticíclico, ainda que por justificativas distintas<sup>1</sup>. Nos dois enfoques, o crescimento do déficit é limitado por uma restrição orçamentária de um governo que procura maximizar uma função de bem-estar social com base na teoria do agente representativo. Todavia, a experiência recente de países latino-americanos parece não se ajustar adequadamente a estas abordagens.

Enquanto os testes para o comportamento da política fiscal nos EUA se ajustam bem à hipótese de *tax smoothing*, o mesmo não pode ser dito para o caso dos países da OCDE - especialmente a partir dos anos 70, quando crescem acentuadamente os déficits fiscais. Estes resultados são encontrados em Barro (1979), Arreaza (1999), Kontopoulos e Perotti (1999), Grilli, Masciandaro e Tabellini (1991), Roubini e Sachs (1989), entre outros. Para a América Latina, e em particular a partir dos anos 80, o tradicional enfoque keynesiano e a abordagem de *tax smoothing* não parecem ser boas explicações. Além da exagerada magnitude dos déficits, na maioria dos países se observa um comportamento pró-cíclico daquela variável.<sup>2</sup>

Uma abordagem alternativa para explicar a formação de elevados déficits e a demora para eliminá-los está relacionada ao fato de que falhas de coordenação dentro do governo podem levar ao uso excessivo dos recursos fiscais. Estas falhas de coordenação estão associadas a um conjunto de custos

---

<sup>1</sup> Enquanto no modelo keynesiano a política fiscal deve ser utilizada para estimular a recuperação econômica em períodos recessivos, na abordagem de *tax smoothing* (Barro, 1979) o objetivo de alcançar um orçamento equilibrado de longo prazo faz com que as receitas do governo se comportem como uma *martingale* – gerando déficits quando o produto de curto prazo está abaixo da trajetória do produto natural.

<sup>2</sup> Michael e Perotti (1997) e Stein, Talvi e Grisanti (1999) comentam estes resultados.

de transação descritos pela *Nova Economia Política da Macroeconomia* (Drazen,2000), que pretende diferenciar estas falhas daquelas resultantes exclusivamente de uma possível assimetria de informações. Um modelo que surge desta noção é o de *ajustamento fiscal retardado*<sup>3</sup>, onde grupos de interesse heterogêneos que formam o governo procuram maximizar suas diferentes funções-objetivo. Ao fazê-lo, cada grupo procura evitar o custo associado ao ajustamento com a expectativa de que este possa ser transferido a outro grupo.

Entre os resultados teóricos obtidos por modelos onde há fragmentação nas decisões de política fiscal estão a tendência para o déficit e a demora para a estabilização do crescimento da dívida do governo. Além destes , pode-se sugerir que choques externos têm um impacto positivo para o ajustamento nas contas do governo, onde aqueles podem alterar os *pay offs* dos grupos envolvidos no jogo dinâmico e favorecer a antecipação do acordo para a estabilização. Neste artigo pretende-se apresentar um modelo de política fiscal fragmentada, analisar os seus principais resultados e tentar captar alguns destes no caso brasileiro da década de 90 utilizando a metodologia de Markov-Switching

Este trabalho será dividido em cinco tópicos além da introdução. Na seção dois é apresentado o modelo de política fiscal sob decisão fragmentada e analisados alguns de seus resultados teóricos. Na seção três procura-se justificar a aplicação do modelo para a experiência brasileira recente. Na seção quatro é apresentada a metodologia aplicada de Markov-Switching. Na seção cinco estão os resultados e, por fim, na seção seis a conclusão.

---

<sup>3</sup> Alesina e Drazen (1991) utilizaram inicialmente esta expressão dentro da abordagem teórica aqui sugerida.

## 2. O Modelo

Quando a estabilização potencial pode trazer significativos impactos distributivos, como elevação de impostos e redução de gastos, diferentes grupos socioeconômicos, que tem maior ou menor influência sobre o processo decisório, podem procurar transferir o ônus da estabilização de um grupo para o outro. É o que Alesina e Drazen (1991) e Velasco (1999) chamaram de “*War of Attrition*”. Este processo pode explicar a demora na estabilização com base nas expectativas de cada grupo de que o ônus da estabilização poderá recair mais intensamente sobre outro(s) grupo(s). De certa forma, este tipo de abordagem guarda certa semelhança com a literatura de jogos dinâmicos entre autoridades fiscais e monetárias quando em conflito de objetivos (Sargent, 1986; Tabelini, 1986,1987; Loewy, 1988). No entanto Alesina e Drazen (1991) justificam o deslocamento do foco para o conflito entre “grupos de interesse”, especialmente para a aplicação a casos de países com alto grau de instabilidade econômica e onde não há independência plena da autoridade monetária.<sup>4</sup>

Seguindo a idéia de fragmentação no comportamento do governo, Velasco (1999) desenvolve um modelo onde considera a sociedade dividida em diversos grupos de interesse, cada qual com diferentes tipos de benefícios associados a um tipo particular de gasto do governo. Além disso, assume-se que o governo é fraco, no sentido de que cada grupo pode influenciar as autoridades fiscais a realizarem gastos específicos para cada grupo a um certo nível. Os grupos podem ser compostos por diferentes ministros, partidos da

---

<sup>4</sup> “First, the assumption that the monetary authority is independent of the fiscal authority is unrealistic for most countries with serious problems of economic instability. Second, the difference in the objective functions of different branches of government may be related to their representing different constituencies; here, we tackle issues of heterogeneity directly” ( p.1171)

base de sustentação do governo ou mesmo lobistas do setor privado. Em qualquer destes casos o resultado implicará em algum grau de fragmentação na execução da política fiscal. Com algumas modificações, o modelo de Velasco pode ser apresentado como o que se seguirá. Em tempo discreto, a restrição orçamentária do governo pode ser identificada como:

$$b_{t+1} = rb_t + x - l_t - \sum_{i=1}^n g_{it} \quad (2.1)$$

onde

$b_t$  é o estoque de dívida do governo por período de tempo<sup>5</sup>,  $r$  é a taxa de juros exógena,  $g_{it}$  é a diferença líquida o gasto público e o pagamento de impostos associado a cada grupo  $i$  (que pode incluir a receita de *seignorage*); de outra forma, pode ser interpretada como o gasto líquido em bens e serviços que beneficiam especificamente o grupo  $i$ ,  $x$  são receitas extraordinárias (como lucros distribuídos de empresas estatais ou receitas de privatizações) e  $l_t$  representa uma *deadweight loss* por período de tempo, que pode ser associada a gastos com lobistas ou à coleta de impostos. Acrescentando a condição de solvência para a dívida:

$$\lim b_t r^{-t} \geq 0 \quad (2.2)$$

e resolvendo (2.1) para qualquer período  $t$ , resulta

---

<sup>5</sup> Neste caso a dívida deve ser entendida como um estoque de títulos possuído pelo governo equivalente à sua dívida líquida. No modelo de Velasco, supõe-se também que os títulos podem ser livremente

$$\sum_{i=1}^n \sum_{s=t}^{\infty} g_{is} r^{-(s-t)} \leq r b_t + \left(\frac{r}{r-1}\right)x - \sum_{s=t}^{\infty} l_s r^{-(s-t)} \quad (2.3)$$

que tem a interpretação padrão de que a dívida do governo, em qualquer período  $t$ , não pode exceder o valor presente, em  $t$ , dos resultados positivos esperados no futuro. Considerando que existe um montante máximo de receita que o governo pode extrair de cada grupo, definido como  $\bar{g}$ , ao acrescentarmos  $[r/(r-1)]n\bar{g}$  aos dois lados de (2.3), então ficamos com :

$$\sum_{i=1}^n \sum_{s=t}^{\infty} (g_{is} + \bar{g}) r^{-(s-t)} \leq r \left[ b_t + \frac{x + n\bar{g}}{r-1} - r^{-1} \sum_{s=t}^{\infty} l_s r^{-(s-t)} \right] \equiv r w_t \quad (2.4)$$

onde  $w_t$  pode ser interpretado como a riqueza máxima que o governo pode obter, partindo com um estoque de dívida  $b_t$  e dada a seqüência esperada

$$\{l_s\}_{s=t}^{\infty}.$$

Note-se que, no modelo acima, o que muda em relação a formulação habitual da restrição orçamentária do governo é o fato de que existem  $n$  agentes que influenciaram o déficit a cada período. Estes agentes são heterogêneos, apresentam diferentes funções de utilidade e, ao tentarem maximiza-las, interagirão provocando um “*war of attrition*”. Nesta formulação é suposto que a autoridade fiscal é relativamente fraca, e que cada grupo  $i$  pode determinar a seqüência  $\{g_{it}\}_{t=0}^{\infty}$ , ainda que sujeito à restrição (2.5):

---

negociados no exterior e que tanto as reservas internacionais como a dívida externa pagam a taxa de juros  $r$ , dado que a economia é pequena e há livre mobilidade de capitais.

$$g_{it} \leq (r/n)w_t, \quad \forall i \text{ e } \forall t \quad (2.5)$$

Ainda que cada grupo possa ter muitos membros, estes agem de forma coordenada para fixar o nível  $g_{it}$ . Após cada grupo decidir o seu nível de transferência  $g_{it}$ , então a autoridade fiscal irá confirmá-lo, desde que (2.5) seja respeitada.

Qualquer ministro ou representante de grupo que violar a equação (2.5) ganha 0. A aplicação desta regra garante que  $\sum_{i=1}^n g_{it} \leq rw_t$  para todo  $i$  e  $t$ . Na verdade, esta regra previne a insolvência do governo pela falta de coordenação dos ministros<sup>6</sup>.

O grupo  $i$  maximiza a seguinte função-objetivo:

$$U_i = \sum \log(g_{is} + \bar{g})r^{-(s-t)} \quad (2.6)$$

sujeita a (2.1), (2.2) e (2.5).

No modelo de Velasco, com algumas modificações para a inclusão de outras receitas do governo, as equações de (2.1), (2.2), (2.5) e (2.6) oferecem a estrutura para um jogo dinâmico entre os líderes dos  $n$  grupos. Antes de mostrar o equilíbrio deste jogo, veja-se o nível de transferências que seria escolhido “*by a benevolent planner that maximized the joint welfare of all groups (with equal weights for each)*”(p.43). Como a taxa de desconto

intertemporal de cada grupo é igual a taxa  $r$ , a autoridade fiscal transferirá  $1/n$  da riqueza permanente do governo para cada grupo. Assim:

$$g_{it} = \frac{(r-1)b_t + x - \left(\frac{r-1}{r}\right) \sum_{s=t}^{\infty} l_s r^{-(s-t)}}{n} \quad (2.7)$$

Se todos os  $n$  grupos seguirem esta regra e  $l_s$  for constante, então  $b_t$  será constante. A equação (2.7), que pode ser associada à política de estabilização fiscal, poderá ser comparada adiante com o resultado do jogo entre os  $n$  grupos.

Por último, se todos os grupos concordam em estabilizar, então  $l_t$  será dado por:

$$l_t = 0 \text{ se } g_{it} = \frac{(r-1)b_t + x - \left(\frac{r-1}{r}\right) \sum_{s=t}^{\infty} l_s r^{-(s-t)}}{n} \quad \forall i \quad (2.8)$$

$$l_t = l \text{ p/q outro } g_{it}$$

Agora, vejamos como o comportamento estratégico dos  $n$  grupos pode gerar uma política fiscal diferente da obtida em (2.7). Inicialmente se caracteriza o jogo entre os  $n$  grupos da seguinte forma:

*Definição 1.* A estratégia de cada grupo é uma seqüência  $\{g_{it}\}_{t=0}^{\infty}$

---

<sup>6</sup> Saindo um pouco da literatura sobre política fiscal ótima existem trabalhos que permitem a possibilidade

*Definição 2.* O equilíbrio para este jogo é representado por um conjunto de estratégias, uma para cada jogador, de forma que nenhum grupo pode melhorar seu *payoff* por um movimento unilateral na sua estratégia a cada instante do jogo.

Para definir a estratégia markoviana de cada jogador supõem-se uma regra onde as ações de cada jogador são funções lineares da variável de estado relevante, que no caso será o estoque da dívida:

$$g_{it} = \mathbf{m} + \mathbf{f}rb_t \quad (2.9)$$

onde  $\mathbf{m}$  e  $\mathbf{j}$  são coeficientes a serem endogenamente determinados.

Supondo que a cada período  $t$  o grupo  $i$  espera que os outros grupos irão empregar a regra (2.9), então a dívida evoluirá de acordo com:

$$b_{t+1} = rb_t [1 - (n-1)\mathbf{f}] - (n-1)\mathbf{m} + x - l_t - g_{it} \quad (2.10)$$

Assim, a melhor resposta do grupo  $i$  é a solução do problema

$$V(b_t) = \max_{g_{it}} \left\{ \log(g_{it} + \bar{g}) + r^{-1}V(b_{t+1}) \right\} \quad (2.11)$$

sujeita a (2.5) e (2.10). Utilizando (2.11) e o fato de que os  $n$  grupos são simétricos, os coeficientes  $\mathbf{m}$  e  $\mathbf{f}$  podem ser endogenamente determinados.

A equação de Euler que corresponde ao problema (2.11) é:

$$g_{it+1} + \bar{g} = (g_{it} + \bar{g})[1 - (n-1)\mathbf{f}] \quad (2.12)$$

Supondo que  $\mathbf{m}$  e  $\mathbf{f}$  são tais que a equação (2.7) não ocorre então  $l_t$  pode ser substituído por  $l \forall t$ . Para se chegar a  $\mathbf{mef}$ , inicialmente reordenamos (2.12):

$$\frac{g_{it+1} + \bar{g}}{g_{it} + \bar{g}} = 1 - (n-1)\mathbf{f} \quad (2.12a)$$

De (2.4), segue que:  $w_t \equiv b_t + \frac{x-l+ng}{r-1}$ , que combinado com a restrição orçamentária em (2.1) e o fato de que  $g_{it} + \bar{g} = \mathbf{f}rw_t$ , resulta em

$$\frac{w_{t+1}}{w_t} = r(1 - n\mathbf{f}) \quad (2.13)$$

Combinando (2.12a) e (2.13) :

$$1 - (n-1)\mathbf{f} = r(1 - n\mathbf{f}) \quad (2.14)$$

e, portanto

$$\mathbf{f} = \frac{r-1}{1+n(r-1)} \quad (2.14a)$$

utilizando esta, a definição de  $w_t$  em (2.4) e (2.10):

$$\mathbf{m} = [r(x-l) + (n-1)\bar{g}] / [1 + n(r-1)] \quad (2.15)$$

Finalmente, substituindo (2.14a) e (2.15) em (2.9), se chega a regra de transferência para cada grupo:

$$\begin{aligned} g_{it} &= \left( \frac{r}{1+n(r-1)} \right) \left[ (r-1)b_t + x-l + \left( \frac{n-1}{r} \right) \bar{g} \right] \forall t \\ &= \mathbf{f}r w_t - \bar{g} \end{aligned} \quad (2.16)$$

Observe-se que como  $\mathbf{f}r < r/n$ , a condição de solvência (2.5) está respeitada.

Como a estratégia (2.16) não corresponde a (2.7), então  $l_t = l \forall t$ .

Substituindo (2.16) em (2.1), obtém-se

$$b_{t+1} = \left( \frac{r}{1+n(r-1)} \right) b_t - \left( \frac{n-1}{1+n(r-1)} \right) (x-l+n\bar{g}) < b_t \quad (2.17)$$

onde a desigualdade segue o fato de que  $r/[1+n(r-1)] < 1$ , desde que  $n > 1$

Em termos da riqueza do governo, utilizando  $1 - n\mathbf{f} = 1/[1+n(r-1)]$  na equação (2.13)

$$\frac{w_{t+1}}{w_t} = \frac{r}{1+n(r-1)} < 1 \quad (2.18)$$

Dessa forma,  $w_t$  converge assintoticamente para 0 – respeitando a condição de solvência determinada pela equação (2.2)

As expressões (2.17) e (2.18) mostram que existe um déficit fiscal endogenamente determinado, que possui um viés, a dívida é acumulada e a riqueza do governo decresce ao longo do tempo. Dado (2.14) e (2.17) também fica claro que as transferências desejadas por cada grupo são decrescentes em relação ao número  $n$  de grupos de interesse. No entanto, as transferências totais  $ng_{it}$  são crescentes em  $n$ . Por isso, quanto maior o número de grupos de interesse, maior o viés do déficit. As razões para este viés estão associadas a falta de definição de direitos de propriedade de cada grupo sobre suas parcelas da receita total e dívida do governo. Qualquer parte da riqueza do governo não gasta por um grupo será gasta pelo outro. Neste sentido, existem incentivos para que ocorram transferências líquidas acima do que seria eficiente ou socialmente ótimo.

### 2.1. “Trigger Points” e Estabilização Fiscal

Tanto no modelo proposto por Velasco, quanto por Alesina e Drazen, a estabilização fiscal não pode ser obtida enquanto o endividamento do governo não atinja a um nível no qual as transferências líquidas para os grupos comecem a cair. Elas caem pelo fato de que os grupos percebem que o governo está ficando mais pobre. Abre-se o espaço para a estabilização no momento que o ganho esperado em aderir à estabilização passa a ser maior do que não fazê-lo. Em Bertola e Drazen (1993) a idéia de *trigger points* na política fiscal está associado ao comportamento da razão gasto

público/produto. Os autores desenvolvem um modelo de otimização intertemporal onde cortes significativos do governo só ocorrem quando aquela variável atinge certos valores. Ainda que os autores estejam mais interessados em captar os efeitos de políticas atuais sobre as expectativas quanto a mudanças de políticas futuras, comenta-se rapidamente sobre a origem da ação fiscal infreqüente:

*“The infrequency of fiscal regime changes may reflect political constraints blocking agreement on fiscal retrenchment, which can be reached only when the ratio of government expenditure to output reaches levels that are sufficiently high to be deemed critical.”* (p.17)

No modelo de Velasco (1999), *trigger points* na execução da política fiscal estão associados a uma *trigger strategy* dos  $n$  grupos envolvidos no modelo acima. A definição desta estratégia implica no acordo implícito entre os  $n$  grupos para a adoção de uma regra de transferência socialmente ótima, como a representada por (2.7), sob a ameaça de reversão para uma regra como a (2.16) a partir do momento que algum dos  $1/n$  grupos rompe com (2.7). Note-se que ao substituírmos (2.7) e (2.16) em (2.6), teremos a comparação entre os níveis de utilidade associados às duas regras:

$$V^m(b_t) = \left( \frac{r}{r-1} \right) \left[ \log\{(r-1)b_t + x - l + n\bar{g}\} + \left( \frac{r}{r-1} \right) \log\left( \frac{r}{1+n(r-1)} \right) \right] \quad (3.1)$$

onde “ $m$ ” significa a estratégia associada ao equilíbrio Markov-Nash, e

$$V^e(b_t) = \left(\frac{r}{r-1}\right) \log \left[ \frac{(r-1)b_t + y + n\bar{g}}{n} \right] \quad (3.2)$$

onde “e” significa estabilização

O fato de que  $V^e > V^m$  para qualquer nível de  $b_t$ , revela a perda de utilidade para todos os jogadores que aderem à estratégia (2.16). É justamente aqui que a falta de definição de direitos de propriedade sobre as  $1/n$  partes da riqueza do governo podem explicar a racionalidade em se aderir a uma estratégia que claramente implica num nível de utilidade total mais baixo. Quando a dívida acumulada pelo governo é baixa e, conseqüentemente, o governo é mais rico, os  $n$  grupos têm incentivos para seguir uma regra como a (2.16) ou, de forma alternativa, para romper com uma trajetória de estabilização. Por outro lado, quando a dívida aumenta e o governo se torna mais pobre podem prevalecer os incentivos para a adoção de (2.7).

Até se atingir tal nível de endividamento, os grupos seguirão suas estratégias de forma a esperar que outros paguem pelo ônus do ajustamento. Tal comportamento gera uma ineficiência coletiva, captada por  $V^e > V^m$ , que tem origem na maior utilidade individual esperada associada à estratégia markoviana descrita por (2.9) e (2.16). Esta ação pode explicar o crescimento do déficit mesmo que não haja qualquer motivo para ajustamento intertemporal por parte do governo.

## 2.2 A Introdução de uma restrição para o crescimento da dívida

Entre os principais resultados do modelo anterior estão o viés para o déficit na política fiscal e a demora para a estabilização. Neste modelo, a introdução de uma regra exógena para o comportamento dos  $n$  grupos de interesse, como a fixação de um limite ou meta para o tamanho da dívida do governo, poderia mudar este padrão.

Há uma vasta literatura recente sobre a introdução de regras orçamentárias, compreendidas como o conjunto de leis e normas para a elaboração, aprovação e execução do orçamento do governo.<sup>7</sup> A análise do modelo da seção 2 pode ser uma fonte de explicação de como uma regra de limitação para o crescimento da dívida pública pode ser positiva para o controle do crescimento do déficit: a imposição de uma trajetória com valores inferiores para  $b_t$  pode alterar a seqüência  $\{g_{it}\}_{t=0}^{\infty}$  de cada grupo, à medida que a parte “explorável” da riqueza do governo se torna menor. Esta possibilidade, mantendo-se todas as hipóteses do modelo anterior, depende do intervalo em que  $b_t$  se encontra no momento da fixação por parte da autoridade fiscal de um limite para o endividamento do governo. Para se observar isto, parte-se das seguintes definições:

---

<sup>7</sup> Entre outros, Alesina e Perotti (1999) fazem uma boa diferenciação entre regras orçamentárias introduzidas por leis e diferentes normas de procedimentos orçamentários. Arreaza, Sorensen e Yosha (1998), ao estudarem o papel da política fiscal na suavização das flutuações cíclicas do consumo privado nos países da OECD e da EU chegaram a duas conclusões sobre a introdução de limites para o crescimento da dívida e déficits acordados em Maastricht: a) como há evidências de que grande parte das flutuações no consumo privado pode ser explicada pela política fiscal, as restrições para o déficit dos governos deveriam ser relaxadas; b) por outro lado, à medida que déficits maiores tornam mais difícil para a política fiscal suavizar o consumo, os resultados obtidos não oferecem nenhum argumento para relaxar as restrições para os limites de endividamento. Poterba (1996) faz um resumo de resultados empíricos sobre os países da OECD quanto à redução de déficits associados à imposição de limites para o endividamento.

Definição i.  $b_t^*$  é um  $b_t$  tal que  $b_t^e = b_t^m$ , onde

$b_t^e$  é um valor de  $b_t$  gerado pela regra de comportamento (2.7)

$b_t^m$  é um valor de  $b_t$  que gera a estratégia markoviana associada à (2.16) e,

Definição ii.  $b_t^s$  é o  $b_t$  máximo que respeita a condição de solvência (2.2).

Então, respeitando (2.2) e (2.5) no modelo anterior tem-se que:

$$b_t^m \leq b_t^* \leq b_t^e \leq b_t^s$$

Note-se que, como no modelo anterior, continua a não se utilizar a hipótese de *default* e por isso não há nenhum  $b_t$  factível superior a  $b_t^s$ .

Suponha agora que a autoridade fiscal anuncie uma meta  $\bar{b}_t$  para a dívida e que esta é crível por parte dos  $n$  grupos de interesse. Assim, os grupos passam a considerar esta meta como um novo valor limitante na riqueza  $w_t$  do governo. Por último, e por simplificação, considera-se a hipótese adicional de que o nível  $b_t$  observado é o nível a ser mantido constante pelo governo num período  $t$  qualquer.<sup>8</sup> Então, podem existir as seguintes situações:

Situação 1) a autoridade fiscal limita o crescimento da dívida abaixo de  $b_t^*$ , onde o comportamento do déficit se dá sob a regra (2.16) e, portanto:

$$\bar{b}_t < b_t^* \leq b_t^e \leq b_t^s.$$

---

<sup>8</sup> A fixação de um limite para a dívida diferente do valor observado em  $t$  exigiria uma análise sobre as trajetórias de ajustamento até o limite estabelecido, o que foge do escopo desta seção.

Neste caso estão prevalecendo as estratégias markovianas, e a fixação de um limite para  $b_t$  menor que  $b^*$  levará a uma estabilização fiscal “forçada” e a um nível de utilidade social mais elevado - dado que de (3.1) e (3.2) sabe-se que  $V^e > V^m$  para todo  $b_t$ .

Situação 2) a autoridade fiscal limita o crescimento da dívida acima de  $b^*$ , onde o comportamento do déficit se dá sob a regra (2.7):  $b_t^m \leq b_t^* < \bar{b}_t \leq b_t^s$

Neste caso a introdução da meta  $\bar{b}_t$  apenas pode igualar o nível de utilidade agregada obtido por (3.1), e isto se a escolha de  $\bar{b}_t$  for exatamente a mesma daquela obtido pelo comportamento de (2.7).

A comparação entre as duas situações revela um resultado aparentemente curioso associado às hipóteses de funcionamento do modelo anterior: *vale a pena impor um limite para o crescimento da dívida apenas quando esta apresenta níveis mais baixos*. Por trás deste resultado está a idéia de que para níveis mais elevados da dívida a percepção dos agentes em relação à deterioração da riqueza explorável do governo muda automaticamente a trajetória dos déficits, e gera uma solução melhor ou, na pior das hipóteses, igual ao arbitramento de um limite por parte do governo.

### **3. Considerações sobre a Aplicabilidade do Modelo à Experiência**

#### **Brasileira**

Vários aspectos sugerem que a aplicação de um modelo de decisões fragmentadas pode ser promissora para a compreensão da execução e de

resultados recentes da política fiscal brasileira . Entre os aspectos mais importantes, estão a forma de operação do governo, os déficits fiscais prolongados, ajustamentos fiscais infreqüentes e o papel dos choques externos. Ainda que não seja objetivo deste artigo avançar na análise destes últimos, cabem algumas observações:

*a) o governo*

O modelo de decisões fragmentadas pode ser um ponto de partida para a compreensão do comportamento dos déficits do setor público brasileiro, dada a natureza de formação e operação dos governos que se sucederam desde o início da Nova República.

A idéia de fragmentação no processo decisório da política fiscal pode estar baseada em um conjunto de características que constituem a maneira como o governo opera. Pode-se pensar que os grupos de interesse do modelo sejam constituídos pelos partidos que compõem a base de sustentação política do governo- neste caso a fragmentação é de natureza política. Outra hipótese é a correlação de forças entre diferentes ministros responsáveis pelas decisões de gasto público ou ainda, dentro da estrutura federalista, a disputa por recursos entre a União, Estados e Municípios. No caso do Brasil, a pressão de Estados e Municípios por mais recursos da União resulta muitas vezes numa restrição orçamentária frouxa para os primeiros (como nos casos recentes da federalização das dívidas estaduais e do programa de recuperação financeira dos bancos estaduais). Todos esses agentes ou grupos de interesses podem explicar a execução de uma política fiscal nos moldes descritos pela regra (2.16) do modelo descrito na segunda seção.

*b) déficits fiscais prolongados e sustentabilidade da política fiscal*

A convivência prolongada com déficits fiscais tem sido um traço marcante do setor público brasileiro ao longo das últimas décadas. Durante a década de 80 e em especial após a Constituição de 1988, os déficits fiscais e a dívida do setor público brasileiro cresceram significativamente.

Beviláqua e Werneck (1997) realizaram testes para a política fiscal brasileira do período e obtiveram evidências de insustentabilidade. Issler e Lima (1997) obtiveram resultados de sustentabilidade para o período 1947-1992 fortemente amparados na receita de *seignorage* do governo. Já Giambiagi e Rigolon (2000) destacam a importância das receitas extraordinárias do governo para a obtenção de sustentabilidade da política fiscal após 1996. De qualquer forma, quando os trabalhos não obtêm evidências contrárias à sustentabilidade, esta sempre se mostra frágil – amparada em receitas transitórias e/ou em perda de bem-estar social. Em todos os resultados aparece algum viés de déficit conforme o obtido por (2.17) e (2.18).

*c) ajustamentos infreqüentes*

Apesar da magnitude e da taxa de crescimento dos déficits fiscais e da dívida pública indicarem a necessidade de um ajustamento fiscal duradouro, ao longo da década de 90 se assistiu a um quadro onde se alternaram a demora na ação fiscal estabilizadora, o fracasso de algumas tentativas de ajustamentos temporários e outros poucos ajustamentos bem sucedidos. Se aplicado o critério de Mcdermoth e Wescott (1996) e Alesina e Perotti (1997), onde o que

importa é a taxa de variação do resultado primário ajustado<sup>9</sup>, os anos de consolidação fiscal (ajustamento) foram em 94 e 99. Neste cenário, a postergação de ajustes fiscais reconhecidos como necessários pelo próprio governo é o traço comum. Rocha e Picchetti (2000) procuram comparar o critério de consolidação com os obtidos através da mudança de regime do déficit primário modelada como um processo markoviano. O resultado é que apenas o ano de 99 pode ser identificado com um período de ajustamento. Neste cenário, a postergação de ajustes fiscais reconhecidos como necessários pelo próprio governo, é o traço comum. Quanto às razões para o sucesso ou fracasso das tentativas de ajustamento, os autores acima destacam a composição do esforço entre as principais categorias da receita e despesa.<sup>10</sup>

#### *d) o papel dos choques externos*

Outro tipo de resultado interessante aplicável ao caso brasileiro, e associado ao modelo de ajustamento fiscal retardado, foi sugerido por Hirschman (1985). De acordo com o autor, a experiência de países latino americanos, sugere que choques externos adversos podem trazer efeitos benéficos inesperados a medida que forçam a antecipação do ajustamento fiscal (um resultado só possível porque as economias não estão operando em *first-best*). Da mesma forma, Drazen e Grilli (1993) mostram que uma crise econômica pode alterar os *payoffs* dos agentes relevantes de modo a reduzir o

---

<sup>9</sup> Para estes autores, além da magnitude da variação também importa a seqüência de períodos de expansão e contração. Alesina e Perotti utilizam um ajustamento cíclico para o déficit (semelhante ao desenvolvido por Blanchard), enquanto McDermott e Wescott utilizam os dados do FMI.

<sup>10</sup> Cortes em despesas com salários e seguridade social, por exemplo, aumentariam as chances de permanência do ajustamento fiscal. A justificativa está associada a demonstração de maior vontade política ao se cortar componentes da despesa politicamente mais sensíveis.

“*equilibrium delay*” para implementar a estabilização. Já Velasco (1999) destaca a possibilidade de um choque externo produzir uma queda permanente nas receitas extraordinárias do governo e assim na sua riqueza permanente – no modelo apresentado neste artigo o choque seria representado por uma redução em  $x$ . O autor cita como exemplo um deslocamento adverso nos termos de troca que reduzem as receitas de exportações de empresas estatais : “oil in México or Indonésia, copper in Chile or Zâmbia” (p.53).

É importante destacar que a experiência dos países latino-americanos nas duas últimas décadas, e em especial no Brasil, sugere que os choques externos têm impactos mais fortes inicialmente sobre a balança de serviço e capitais do que sobre a balança comercial, como o exemplo de Velasco sugere. Foi assim com a crise da dívida externa no início da década de 80 (logo após o ajustamento do cenário internacional ao segundo choque do petróleo), e também logo após as crises do México (1994), Sudeste Asiático (1997), Rússia (1988) e Argentina (2001) mais recentemente.<sup>11</sup>

No modelo acima, este fenômeno pode ser captado por alterações abruptas na taxa  $r$ , desde que esta seja redefinida para captar diferenciais de juros que ocorrem em pequenas economias abertas com imperfeições na mobilidade de capital. Na verdade, mesmo com a hipótese de livre mobilidade de capital o choque externo representado por uma elevação da taxa de juros internacional já traria um efeito de mesmo sinal que uma redução em  $x$ . No entanto, a hipótese mais realista de movimentos imperfeitos no fluxo de capitais pode explicar elevações abruptas na taxa de juros interna mesmo quando há redução nas taxas de juros internacionais (como no caso do Brasil

em 2001, onde a taxa básica de juros subiu enquanto o *Federal Reserve* passou a empregar uma política de reduções constantes na *prime rate*). Em ambas hipóteses, a elevação não-esperada de  $r$  e da parcela  $rb_t$  leva a uma redução não-esperada da riqueza  $w_t$ . No modelo da segunda seção isto pode conduzir à antecipação de um acordo para adoção de uma regra de estabilização fiscal, como a representada pela equação (2.7)

#### 4.O Modelo de Mudança de Regime

Um passo natural para se buscar evidências mais robustas em relação ao impacto dos choques externos sobre mudanças abruptas na política fiscal sob decisão fragmentada, seria a formulação de testes econométricos. No entanto, deve-se saber das limitações que envolvem este tipo de desafio - como o sugerido por Bertola e Drazen (1993):

*“It would of course be beneficial to develop a way of formally estimating and testing a model stressing fiscal expectations. Unfortunately, however, this is very difficult, or even impossible, given the infrequent nature of stabilizations or drastic changes in fiscal regimes and the short data span” (Bertola e Drazen, 1993, p.25)*

Uma alternativa possível para se contornar o problema apontado acima é investigar os períodos de mudança de regime fiscal, a partir da metodologia

---

<sup>11</sup> Neste último episódio, com a elevação do prêmio de risco e a queda de cotação dos FRBs da Argentina em junho e julho, os C-Bonds e o prêmio de risco brasileiros foram rapidamente afetados. Ver Boletins do Banco Central (jul e ago, 2001)

de cadeia de Markov. Dada que o modelo de política fiscal empregado neste texto supõe movimentos de ajustamento infreqüentes, pode-se direcionar a investigação empírica para os períodos onde há mudança significativa no comportamento das séries analisadas. Hamilton (1989) utilizou um modelo auto-regressivo com mudança de regime para uma série estacionária do PIB dos EUA no período pós-guerra.

A característica especial do modelo Markoviano é a hipótese de que a realização não observada do regime  $s_t \in \{1, \dots, k\}$  é determinado por um processo estocástico Markoviano no estado discreto e tempo discreto, que é definido pelas probabilidades de transição.

Seja  $y_t$  um vetor de variáveis observadas e  $s_t$  uma variável aleatória não observada, que é descrita por uma cadeia de Markov:  $P(s_t = j / s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = P(s_t = j / s_{t-1} = i) = p_{ij}$ , onde  $p_{ij}$  é a probabilidade de transição do estado  $i$  para o estado  $j$ , com  $i, j = 1, 2, \dots, k$ . Como podem existir  $k$  estados, as probabilidades de transição entre estes estados pode ser representada através de uma matriz de probabilidade de transição ( $k \times k$ ):

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{k1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{1k} & p_{2k} & \dots & p_{kk} \end{bmatrix} \quad (4.1)$$

onde:  $\sum_{j=1}^k p_{ij} = 1$  para  $i=1, 2, \dots, k$  e ainda que,  $p_{ij} \geq 0$  para  $i, j=1, 2, \dots, k$ .

Uma cadeia de Markov pode ser caracterizada de várias formas: redutível, irredutível ou absorvente, além de ser estacionária ou não<sup>12</sup>. Seja, por exemplo, a forma reduzida com  $s_t \in \{1,2\}$ , então 4.1 se reduz para ;

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (4.2)$$

ou seja, uma cadeia de Markov de primeira ordem que representa a transição entre os dois estados, que também pode ser visto como;

$$\begin{aligned} p(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) &= p_{11} & p(s_t = 1 / s_{t-1} = 2) &= p_{21} \\ p(s_t = 2 / s_{t-1} = 1) &= p_{12} & p(s_t = 2 / s_{t-1} = 2) &= p_{22} \end{aligned} \quad (4.3)$$

Assumida uma função de distribuição para o vetor  $y_t$ , encontra-se o vetor  $\mathbf{q}$  de parâmetros do modelo.

Seja o vetor  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$  de observações  $t = 1, \dots, T$  e  $s_t \in \{1, \dots, k\}$ , então  $y_t \sim N(\mathbf{m}_1, \mathbf{s}_1^2)$  se o processo está no regime 1,  $y_t \sim N(\mathbf{m}_2, \mathbf{s}_2^2)$  se o processo está no regime 2 e assim sucessivamente até o regime  $k$ . O vetor de parâmetros<sup>13</sup> do modelo é;  $\mathbf{q} = (\mathbf{m}_1, \mathbf{m}_2, \dots, \mathbf{m}_k, \mathbf{s}_1^2, \mathbf{s}_2^2, \dots, \mathbf{s}_k^2)'$  e a função densidade de  $y_t$  é dada por:

$$f(y_t / s_t = j; \mathbf{q}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \mathbf{s}_j}} e^{\left\{ \frac{-(y_t - \mathbf{m}_j)^2}{2\mathbf{s}_j^2} \right\}} \quad j=1,2,\dots,k \quad (4.4)$$

<sup>12</sup> Para maiores detalhes sobre estas características consultar Karlin & Taylor (1975).

<sup>13</sup> No caso de uma formulação com dois regimes,  $\mathbf{q}$  é dado por  $\mathbf{q} = (\mathbf{m}_1, \mathbf{m}_2, \mathbf{s}_1^2, \mathbf{s}_2^2, p_{11}, p_{22})'$ .

Com o uso do teorema de Bayes, a função de distribuição de densidade conjunta de  $y_t$  e  $s_t$  será;

$$P(y_t, s_t = j; \mathbf{q}) = f(y_t / s_t = j; \mathbf{q})P(s_t = j; \mathbf{q}) \quad (4.5)$$

Por fim, pode ser obtida a densidade não – condicional de  $y_t$ , a partir da soma de todas os  $k$  possíveis estados que podem ocorrer em  $t$ :

$$f(y_t; \mathbf{q}) = \sum_{j=1}^k P(y_t, s_t = j; \mathbf{q}) \quad (4.6)$$

Esta equação descreve uma soma de distribuições que produz uma densidade que depende de  $P(s_t = j; \mathbf{q})$ . Como existem  $T$  observações, o Log da verossimilhança é dado por:

$$L = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \mathbf{q}) \quad (4.7)$$

Para o processo de iteração ser feito é necessário que sejam fornecidos os valores iniciais do vetor de parâmetros  $\mathbf{q}$  ao modelo, e a convergência ocorre quando a variação entre  $\mathbf{q}$  na iteração  $m+1$  e  $\mathbf{q}$  na iteração  $m$  for menor do que um valor especificado. A estimativa de máxima verossimilhança é então dada por  $\hat{\mathbf{q}}$ , e é possível, a partir de então, fazer inferências sobre os regimes associados a cada observação  $y_t$  no tempo. A partir de então, pode ser determinada a probabilidade filtrada, com  $\Pr(s_t / Y_t)$ , a probabilidade suavizada  $\Pr(s_t / Y_T)$ , e a probabilidade prevista, com  $\Pr(s_t / Y_{t-1})$ .

Várias são as especificações que podem ser feitas para os modelos Markov Switching -MS<sup>14</sup>. Em Rocha e Picchetti (2000) foi analisado o comportamento do déficit primário a partir de dois regimes, consolidação/expansão, com o uso do modelo MSI – Mudança de Regime no

Intercepto. O objetivo era a comparação com os resultados arbitrários anteriormente mencionados.

Neste artigo investiga-se duas possibilidades. Em primeiro lugar, utilizando o modelo de ajustamento fiscal retardado, comparar os períodos de mudança de regime do déficit primário, da dívida pública e de alguma variável que possa captar os choques externos - neste caso serão utilizados o diferencial de juros entre o Brasil e os EUA e as reservas internacionais<sup>15</sup>. A relação 4.8 abaixo servirá para determinar a mudança de regime para estas quatro variáveis independentes.

$$y_t = v(s_t) + \mathbf{f}y_{t-1} + u_t \quad (4.8)$$

com  $y_t = (DP, DPMFi, i, R)'$ , e  $s_t \in \{1,2\}$  são os estados<sup>16</sup>. A caracterização dos estados para cada uma das três variáveis está descrita na tabela 4.1.

<sup>14</sup> Para maiores detalhes ver Krolzig(1997b) e Krolzig(1998a).

<sup>15</sup> A princípio, poderia-se pensar que a melhor medida para este choque externo seria a taxa de câmbio. Mas, durante o período no qual o câmbio era administrado, a variação daquela não correspondia às verdadeiras modificações no cenário internacional entre o final de 1994 e o final de 1998, como a crise do México, Ásia e da Rússia.

<sup>16</sup> Este modelo é denominado de MSI(2)-AR(1). A variável DP é o déficit primário como percentual do PIB, DPMFi é a Dívida Pública Mobiliária Federal Interna como percentual do PIB, i é o diferencial de juros mensal calculado como  $\frac{(1 + \text{over} / \text{selic} / \text{IPCA})}{(1 + \text{PrimeRate} / \text{CPI}_{USA})}$ , onde CPI é o índice de preços ao consumidor nos

EUA, e R é o log das reservas internacionais em US\$, no conceito de liquidez internacional, obtida do Boletim do Banco Central.

O segundo objetivo é verificar o comportamento da dívida e do déficit primário, a partir da inclusão de um choque exógeno que, neste caso, é caracterizado tanto pelo diferencial de juros quanto pelo nível das reservas.

**Tabela 4.1. Caracterização dos estados**

Variáveis	Estado 1	Estado 2
DP	Consolidação fiscal	Expansão fiscal
DPMFi	Redução da dívida % do PIB	Expansão da dívida % do PIB
i	Diminuição do diferencial de juros	Aumento do diferencial de juros
R	Nível das reservas baixo	Nível das reservas alto

Assim, a partir de (2.9) tem-se que<sup>17</sup>:

$$Z_t = v(s_t) + fZ_{t-1} + gX_{t-1} + e_t \quad (4.9)$$

onde  $Z_t = (DPMFi_t, DP_t)'$ ,  $X_t = (i, R)'$  e  $s_t \in \{1,2\}$ , sendo que são estimadas quatro relações, duas para cada variável dependente, onde é preservada as denominações da tabela 4.1 para todas as variáveis.

## 5. Resultados Empíricos

Os dados utilizados tem periodicidade mensal, iniciando em Janeiro de 1992 e terminando em Março de 2001, em um total de 111 observações. O

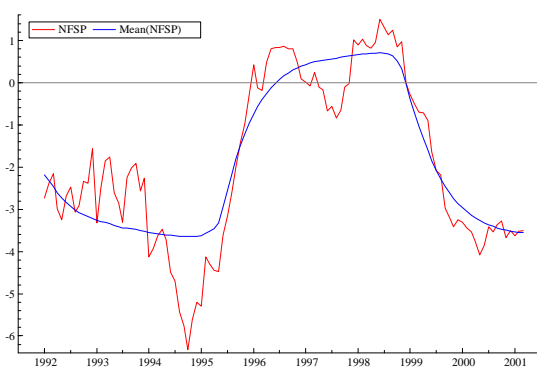
<sup>17</sup> Este modelo é denominado de MSI(2)-ARX.

conjunto de gráficos 5.1 mostra o comportamento de cada variável durante este período, bem como a sua média.

### Gráfico 5.1 – Variáveis Utilizadas

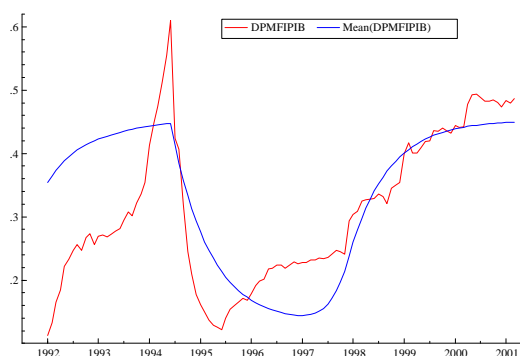
#### Déficit Primário como Percentual do

#### PIB

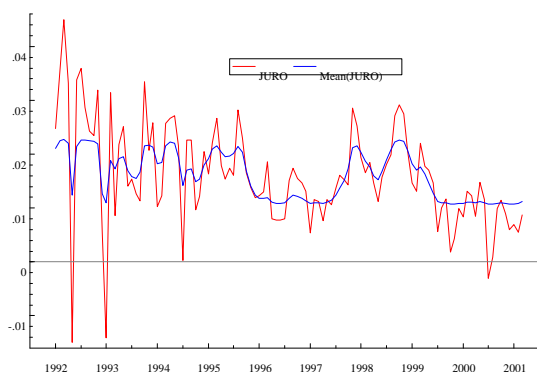


#### Dívida Pública Mobiliária Federal

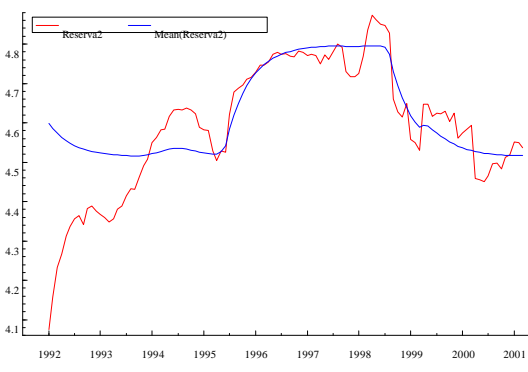
#### Interna como Percentual do PIB



#### Diferencial de Juros



#### Reservas Internacionais



A série do déficit primário apresenta uma linha divisória em zero, onde valores acima desta significam que o governo tem déficit primário e que, portanto, há uma necessidade de financiamento que é positiva. Como pode ser visto, durante grande parte dos meses que compõem os anos da década de noventa, o governo obteve um superávit primário, havendo apenas dois momentos de déficit, entre 1996 e 1997 e entre 1998 e 1999.

Da mesma forma que no déficit, há uma mudança de comportamento da dívida pública após a implementação do Plano Real. Depois da redução desta entre 1994 e 1995, há uma tendência crescente, onde nota-se momentos em que ocorre um salto na dívida, como em 1998, 1999 e, mais recentemente, no início de 2001.

A oscilação do diferencial de juros mostra os períodos conturbados do cenário internacional durante a década de noventa, onde há uma elevação daquele no final de 1994 (crise do México), final de 1997 (crise da Ásia), final de 1998 (moratória da Rússia) e início de 1999 (mudança de regime cambial no Brasil). Apenas em três momentos este diferencial ficou abaixo de zero, maio de 1992, janeiro de 1993 e julho de 1997, todos como reflexo da alta inflação medida no mês de referência no Brasil<sup>18</sup>.

Por fim, as reservas cambiais tiveram três momentos de forte queda durante o período de análise; entre setembro de 1994 e abril de 1995, entre abril de 1998 e março de 1999, este o mais acentuado de todos e, entre março e abril de 2000. Entre junho de 1995 e abril de 1998 tem-se o período de maior acumulação de reservas, quando estas saltaram de US\$ 33 bilhões para US\$ 75 bilhões.

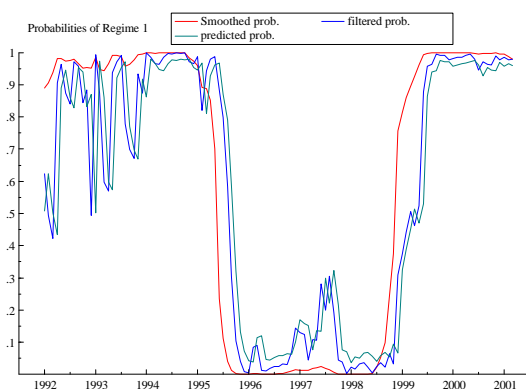
O próximo passo é a estimativa da equação 4.8, modelo univariado, para as variáveis do vetor  $y_t$ , sendo encontradas as probabilidades para os regimes definidos na tabela 4.1. O conjunto de gráficos 5.2, mostra as probabilidades dos regimes 1 e 2 para o déficit primário.

---

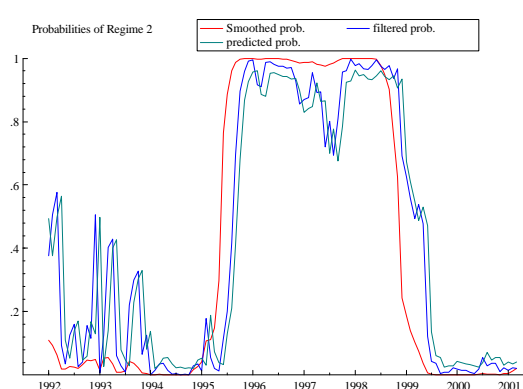
<sup>18</sup> Em Maio de 1992 o IPCA era de 30,35% e a taxa over/selic 28,51%, em Janeiro de 1993 24,86% e 23% respectivamente e, em Julho de 1997, 1,61% e 1,31%, respectivamente.

## Gráfico 5.2. – Probabilidades para os regimes do Déficit Primário

### Probabilidade do Regime 1



### Probabilidade do Regime 2

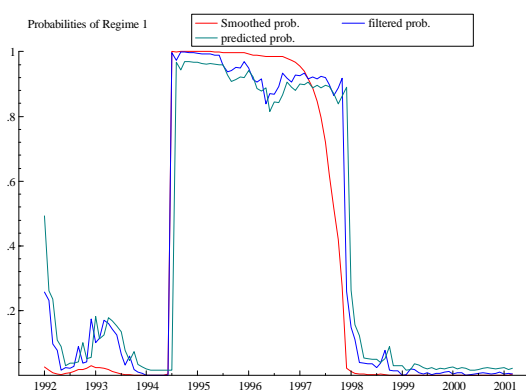


Analisando o comportamento da probabilidade do Déficit Primário estar no regime 1, ou seja, consolidação fiscal, pode-se ver que esta ocorre entre 1992 e o final de 1994. Há uma nova consolidação fiscal a partir de fevereiro de 1999. O período compreendido entre 1995 e o final de 1998 é marcado pela incidência de uma expansão fiscal, definida para a probabilidade de se estar no regime 2.

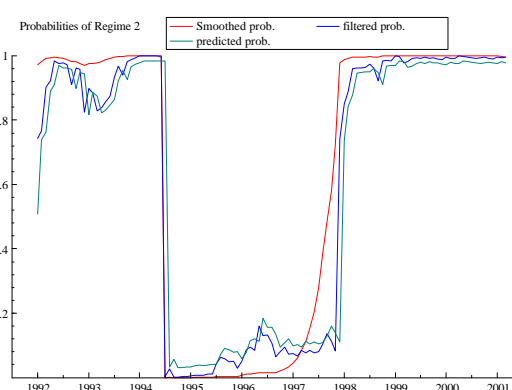
O conjunto de gráficos 5.3 mostra o comportamento das probabilidades para a Dívida Pública. A probabilidade de se estar no regime 1, caracterizado pela redução da dívida como percentual do PIB, ocorre entre meados de 1994 e início de 1997. A partir de então aumenta a probabilidade de se estar no regime 2, caracterizado pelo aumento da dívida como percentual do PIB. Esta também se verifica entre 1992 e meados de 1994.

### Gráfico 5.3. – Probabilidades para os regimes da Dívida Pública

#### Probabilidade do Regime 1

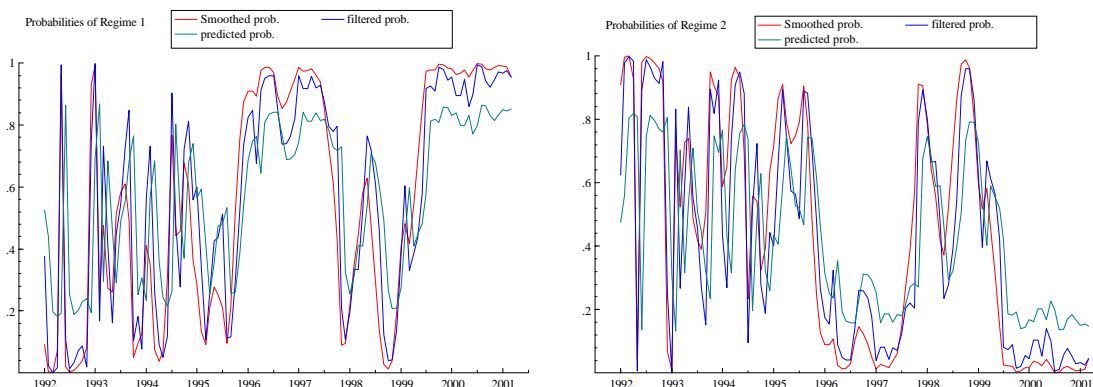


#### Probabilidade do Regime 2



O conjunto de gráficos 5.4 mostra o comportamento das probabilidades do diferencial de juros. Devido a grande oscilação desta variável, a sua análise torna-se um pouco mais confusa mas, nota-se que, entre meados de 1995 e início de 1998, há um aumento da probabilidade de se estar no regime 1, ou seja, há uma diminuição do diferencial de juros entre Brasil e EUA. Este comportamento volta a se repetir ao final de 1999.

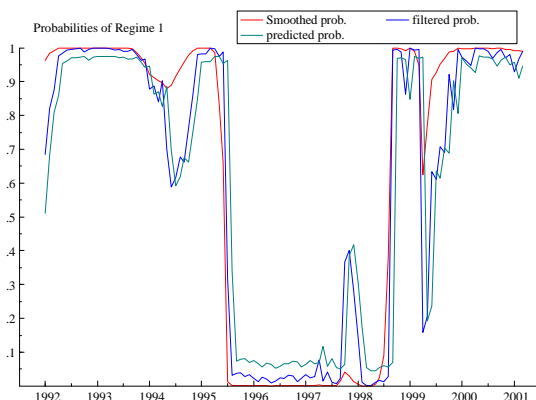
Durante dois momentos da série há um aumento pontual da probabilidade de se estar no regime 2, ou seja, aumento do diferencial de juros. O primeiro é ao final de 1997, no auge da crise asiática e, o segundo momento é entre o final de 1998 e início de 1999, quando da decretação da moratória por parte da Rússia e mudança de regime cambial no Brasil.

**Gráfico 5.4. – Probabilidades para os regimes do Diferencial de Juros****Probabilidade do Regime 1****Probabilidade do Regime 2**

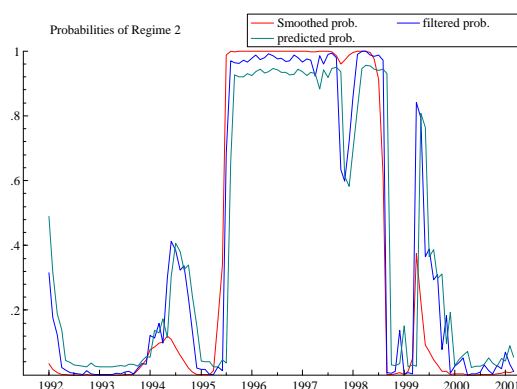
Por fim, o conjunto de gráficos 5.5 mostra as probabilidades dos regimes para as reservas cambiais. Como pode ser visto, a probabilidade de se estar no regime 1, queda no nível das reservas, aumenta entre 1992 e meados de 1995 e, a partir de meados de 1998. Por outro lado, o aumento da probabilidade de ocorrer um aumento no nível das reservas, regime 2, se dá entre meados de 1995 e fins de 1998.

## Gráfico 5.5. – Probabilidades para os regimes das Reservas Internacionais

### Probabilidade do Regime 1



### Probabilidade do Regime 2



A estimativa dos parâmetros do vetor  $\mathbf{q}$  para todas as quatro variáveis podem ser vistas na tabela 5.1., além da duração de cada regime. Aqui,  $v_1$  e  $v_2$  são os interceptos para os estados 1 e 2,  $f$  é o coeficiente da primeira defasagem,  $p_{11}$  é a probabilidade de estar no estado 1 no instante  $t-1$  e permanecer neste estado no instante  $t$ ,  $p_{22}$  idem para o estado 2. E, por fim, a duração está relacionada à persistência de cada estado, sendo medida em meses.

Como pode ser visto, para o déficit público a probabilidade de o governo ter, no período  $t-1$ , implementado uma consolidação fiscal e, no período  $t$ , continuar a implementá-la – probabilidade esta dada por  $p_{11}$  – é maior do que a probabilidade de persistir na expansão fiscal, ou seja,  $p_{11} > p_{22}$ .

Este resultado conduz a um período de duração maior para a consolidação fiscal, que é de 49 meses. A probabilidade de mudança de estado, neste caso, é muito pequena, ou seja, uma vez que o governo está em

um processo de consolidação fiscal, a probabilidade de mudar sua política e iniciar uma expansão é baixa,  $1 - p_{11} = 0,021$ .

**Tabela 5.1. – Estimativas dos Parâmetros do Vetor  $q$**

Variável	$v_1$	$v_2$	$f$	$p_{11}$	$p_{22}$	Duração (meses)	
						Regime 1	Regime 2
<b>DP</b>	-0,46	0,094	0,875	0,979	0,965	49	29
	(0,15)	(0,07)	(0,04)				
<b>DPMFi</b>	0,0133	0,047	0,105	0,968	0,984	32	64
	(0,0072)	(0,0093)	(0,09)				
<b>i</b>	0,009	0,02	0,111	0,869	0,819	7	5
	(0,002)	(0,003)	(0,09)				
<b>R</b>	0,756	0,804	0,833	0,976	0,956	41	22
	(0,118)	(0,126)	(0,026)				

Nota: Em parênteses estão os desvios-padrão.

No caso da dívida (DPMFi), tem-se que  $p_{11}(\text{contração}) < p_{22}(\text{expansão})$ . Para o diferencial de juros  $p_{11}(\text{redução}) > p_{22}(\text{aumento})$ , o que é factível uma vez que o governo não deseje aumentar os juros - ou seja, estando no regime 1 (queda do diferencial), há uma maior probabilidade de permanecer neste regime.

Para as reservas  $p_{11}(\text{queda}) > p_{22}(\text{aumento})$ , ou seja, iniciado um processo de queda das reservas, é difícil a reversão deste. Além do mais, a probabilidade de queda continuada é maior do que a probabilidade de aumento seqüencial.

A investigação do efeito de um choque externo sobre o comportamento dos agentes, ou seja, a estimativa da equação 4.9, muda os parâmetros do modelo da dívida pública e do déficit primário. Na próxima tabela estão os resultados para a estimativa da equação 4.9 com a dívida pública como variável dependente, e os juros e as reservas como independente.

**Tabela 5.2. – Estimativas dos Parâmetros para a Dívida Pública**

Variável Exógena	$v_1$	$v_2$	$f$	$\gamma$	$p_{11}$	$p_{22}$	Duração (meses)	
							Regime 1	Regime 2
<b>i</b>	0,0192 (0,0091)	0,0549 (0,0122)	0,884 (0,025)	-0,21 (0,23)	0,971	0,984	34	65
<b>R</b>	0,2129 (0,057)	0,2603 (0,059)	0,8177 (0,027)	-0,038 (0,012)	0,967	0,978	31	46

Nota: Em parênteses estão os desvios-padrão.

Com a inclusão da variável exógena “diferencial de juros”, o parâmetro associado à persistência no regime 1 ( $p_{11}$ ), aumentou um pouco, passando de 0,968 para 0,970, indicando que, mesmo sendo pouco significativo, a incidência de um choque externo em  $t-1$ , aumenta a probabilidade de o governo implementar uma redução na dívida pública em  $t$ .

No caso da variável exógena reservas internacionais, o parâmetro ( $p_{11}$ ) continua o mesmo mas, ( $p_{22}$ ) cai de 0,984 para 0,978 indicando que há uma queda da probabilidade de o governo continuar a expandir a dívida em um cenário no qual considere a possibilidade de redução nas reservas internacionais. Cabe salientar que, a inclusão de **R** como variável exógena,

reduz a duração do regime 2 (expansão) da Dívida Pública de 64 meses para 46 meses.

A tabela 5.3 traz as estimativas do modelo MSI(2)-ARX(1) onde a variável dependente é o Déficit Primário.

**Tabela 5.3. – Estimativas dos Parâmetros para o Déficit Primário**

Variável Exógena	$v_1$	$v_2$	$f$	$\gamma$	$p_{11}$	$p_{22}$	Duração (meses)	
							Regime 1	Regime 2
<b>i</b>	-0,0026 (0,0023)	0,0017 (0,0027)	0,916 (0,096)	-0,0705 (0,286)	0,961	0,949	25	19
<b>R</b>	-0,0838 (0,101)	-0,0293 (0,097)	0,885 (0,231)	0,0063 (0,021)	0,953	0,959	21	24

Nota: Em parênteses estão os desvios-padrão.

Os resultados neste caso, não são tão conclusivos como para a estimativa com a Dívida Pública. Aqui, os coeficientes  $n_1, n_2$  e  $\gamma$ , não são significativos, tanto para o diferencial de juros como variável exógena, quanto para o nível das reservas.

Por trás deste resultado pode estar o fato de que movimentos abruptos no comportamento da dívida *precedem* a mudanças significativas no comportamento do déficit primário. Além disso, as mudanças de regime para a dívida são precedidas por alterações no diferencial de juros.

Vale ressaltar que, no caso brasileiro, o perfil da dívida pública impõe uma movimentação quase que simultânea entre a variação dos juros e o nível da dívida. A análise dos períodos de troca de regimes mostra que a mudança

no comportamento do déficit primário pode ter como origem as mudanças no comportamento da dívida pública. Uma hipótese razoável para este tipo de movimento é justamente aquela extraída do modelo da seção 2: a dívida pública é o sinal mais evidente do tamanho de riqueza “explorável” por parte dos diversos grupos que influem sobre as decisões de política fiscal do governo.

## **6. Conclusão**

Os resultados econométricos obtidos pela aplicação da metodologia de Markov-Switching às séries do déficit primário, dívida pública e diferencial de juros Brasil/EUA, indicam que mudanças abruptas no regime de crescimento/redução da dívida são seguidas de períodos de ajustamento/expansão fiscal. Este resultado é compatível com o modelo de decisão fragmentada para a política fiscal analisado na segunda seção deste trabalho, dado que lá os grupos de interesse observam o comportamento da dívida como a variável relevante para tomar suas decisões de gastos líquidos do governo.

Quanto ao impacto dos choques externos sobre o ajustamento fiscal, a utilização do diferencial de juros se encaixa melhor nos períodos que se seguem às crises asiática e russa (1997 e 1998) do que à crise mexicana no segundo semestre de 1994. Quatro aspectos podem explicar esta diferença: a) o “efeito-tequila” foi de menor duração e intensidade do que o contágio recente com as sucessivas crises no sudeste asiático, Rússia, Turquia e Argentina; b) no período entre o final de 1994 e o início de 1997, a variação no diferencial de juros pode estar refletindo mais a política de sintonia fina da expansão da

demanda interna empregada pelo BC no imediato pós-real do que alterações no prêmio de risco do país; c) a política de bandas cambiais adotada naquele período pode emprestar um “viés cambial” na política monetária;

Cabe ainda salientar que os procedimentos econométricos não investigaram uma relação direta entre o comportamento estratégico dos grupos de interesses envolvidos na política fiscal e a execução desta. Resultados teóricos do modelo aqui proposto, onde funções-objetivo distintas são maximizadas e a mudança de comportamento dos agentes é infreqüente, não oferecem nenhum passo evidente para a construção de testes econométricos. Por outro lado, o modelo empregado pode oferecer explicações mais convincentes sobre um tipo de comportamento coletivo que pode estar explicando alguns dos resultados econométricos aqui apresentados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alesina, Alberto e Perotti, Roberto. Budget Deficits and Budget Institutions. In: *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, James M. Poterba e Jurgen Von Hagen (eds). The University of Chicago Press, 1999.
- Alesina, A. e Drazen, A. Why Are Stabilizations Delayed. *The American Economic Review*, 81: 1171-1188, 1991.
- Alesina, A., Hausmann, R., Hommes, R., e Stein, E.,. Budget Institutions and Fiscal Performance in Latina America. *NBER Working Paper*, 5586. Cambridge, Mass, 1996.
- Alesina, A. e Perotti, R. Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomics Effects, *IMF Staff Papers*, 44, 2, 210-248, 1997.

- Alesina, A. e Tabelini, G. A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt. *Review of Economic Studies*, 57, 403-414, 1990.
- Arreaza, A., Sorensen, B. e Yosha, O. Consumption Smoothing through Fiscal Policy in OECD and EU Countries. In: *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*. ed. James M. Poterba and Jürgen Von Hagen. The University of Chicago Press, Chicago, 1999.
- Bulow, J. e Rogoff, K. Sovereign debt: Is to forgive to forget? *American Economic Review* 79: 43-50.
- Barro, R. On The Determination of The Public Debt. *Journal of Political Economy*, 87: 940-71, 1979.
- Bevilaqua, A. S. e Werneck, R. L. F. *Fiscal-policy sustainability in Brazil*. Departamento de Economia, PUC/Rio, 1997 (mimeo).
- Bertola, G. e Drazen, A. Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity, *The American Economic Review*, 11-26, março, 1993.
- Blanchard, O., Chouraqui, J., Hagemann, R. e Sartor, N. The sustainability of fiscal policy: new answers to an old question. *OECD Economic Studies*, 15, 1990.
- Blanchard, O. e Fisher, S. Lectures on Macroeconomics, MIT Press, Massachusetts, 1989.
- Bulow, J. e Rogoff, K. Sovereign debt: Is to forgive to forget? *American Economic Review* 79: 43-50.
- Campos, E. e Pradham, S. Budgetary Institutions and Expenditure Outcomes. *World Bank Working Paper*, 1646, 1996.
- Drazen, A e Helpman, E. Stabilization and Exchange Rate Management. *Quarterly Journal of Economics*, 52, 835-55, 1987.

- Drazen, A e Helpman, E. Inflationary Consequences of Anticipated Macroeconomic Policies, *Review of Economic Studies*, 57, 147-67, 1990.
- Drazen, A. e Grilli, V. The Benefits of Crises for Economic Reforms. *American Economic Review*, 83: 598-607. 1993
- Edin, P., Ohlsson, H. Political Determinants of Budget Deficits: Coalition Effects versus Minority Effects. *European Economic Review*, 35, 1597-1603, 1991.
- Giambiagi, Fábio e Rigolon, Francisco. O ajuste fiscal de médio prazo: o que vai acontecer quando as receitas extraordinária acabarem?. IV Prêmio Tesouro Nacional. Brasília, 2000.
- Hallerberg, M. e J. Von Hagen. Electoral Institutions, Cabinet Negotiation, and Budget Deficits in the European Union. In: *Fiscal Institution and Fiscal Performance*. Ed. James M. Poterba e Jürgen von Hagen. Chicago Press.
- Hamilton, J.D. – A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.
- Karlin, S., Taylor, M.H.– *A first course in stochastic processes*. Academic Press, Inc. 1975.
- Krolzig, H-M. – Markov Switching Vectors Autoregressions Modelling, Statistical inference and Application to Business Cycle Analysis, Berlin: Springer, 1997b.
- Krolzig, Hans-Martin – Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for OX, *Institute of Economics and Statistics* and

- NuffieldCollege, Oxford.* [www.economics.ox.ac.uk/research/hendry/krolzig](http://www.economics.ox.ac.uk/research/hendry/krolzig)  
.,1998a.
- Issler, J.V. e Lima, L.R. Public debt sustainability and endogenous seignorage in Brazil:time-series evidence from 1947-92. *EPGE Ensaios Econômicos*, 306, junho, 1997.
- Jones, M., Tommasi, P. E Sanguinetti, M.. Politics, Institutins, and Public-sector Spending in the Argentine Provinces. In: *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*. Ed. James M. Poterba e Jürgen von Hagen. Chicago Press, 1999.
- Kontopoulos, Y. e Perotti, R. Government Fragmentation and Fiscal Policy Outcomes: Evidence from OECD Countries. In: *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, ed. James M. Poterba e Jurguën von Hagen. Chicago Press, 1999.
- Lockwood, B., Philippopoulos, A. Snell, A. Fiscal Policy, Public Debt Stabilization and Politics: Theory and UK Evidence. *The Economic Journal*, 106, 894-911, 1996.
- Loewy, M. Reaganomics and Reputation Revisited. *Economic Inquiry*, 26, 253-64, 1988.
- Lucas, R. e Stokey, N. Optimal Fiscal Policy and Monetary Policy in a Economy without Capital. *Journal of Monetary Economics* 12, 55-94, 1983.
- McDermott, J. e Wescott, R.F. Na Empirical Analysis of Fiscal Adjustments. *IMF Staff Papers*, 43, 4, 725-753.
- Poterba, James M. e Hagen, Jurgen V. *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*. The University of Chicago Press, 1999.

Rocha, F. e Picchetti, P. Fiscal Adjustment in Brazil. XXVIII Encontro Nacional de Economia, Campinas, 2000.

Sargent, T. e Wallace, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5, 1-17, 1981.

Wilcox, D. W. The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21(3): 291-306, 1989.