

## 4 Análise Empírica

Essa seção apresenta os resultados da aplicação de testes empíricos, descritos na seção 3, para variáveis fiscais do governo central brasileiro. A frequência dos dados utilizados é trimestral. Os fluxos foram calculados acumulando os resultados mensais correntes no trimestre e depois ponderando pelo PIB acumulado em 12 meses, valorizado pelo IPC-DI centrado, observado ao final do trimestre. As séries em análise são:

- Dívida líquida do governo central, incluindo o estoque de moeda (DLGC) e retirando o estoque de moeda (DLGC\_Moeda).
- Superávit primário e nominal, com e sem receitas de senhoriagem, além do componente de ajuste para flutuações da paridade de juros reais descoberta.
- As receitas e despesas primárias.

Todas as variáveis são referentes ao final do período. Os dados da dívida e os resultados primário e nominal abaixo da linha, foram extraídos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), banco de dados mantido pelo Banco Central do Brasil disponível *online*. Já os dados de receitas e despesas primárias foram obtidos dos registros históricos dos resultados do governo central, disponíveis no portal do Tesouro Nacional.

As séries foram dessazonalizadas, considerando os desvios em relação ao seu valor médio em cada um dos trimestres (equivalente a regredir as séries em uma constante, com variáveis indicadoras de cada trimestre, chamando o resíduo dessa regressão de variável dessazonalizada). Esse tratamento é feito para retirar os movimentos de ciclo de gastos e arrecadação durante o ano, típicos das séries.

Diferentemente do que é feito na literatura aplicada para o caso brasileiro, optou-se por analisar o comportamento da série de superávits trimestrais em detrimento de estatísticas suavizadas, como é o caso do superávit acumulado em 12 meses. Essa escolha foi feita para manter a consistência contábil das variáveis.

Apesar deste estudo tomar como base o conceito tradicional de endividamento líquido, como é calculado atualmente pelo Banco Central brasileiro, deve-se fazer uma ressalva ao seu uso na avaliação da sustentabilidade fiscal. Recentemente, argumenta-se que não é adequada a dedução de determinados ativos (como os recursos do FAT e os créditos concedidos a instituições financeiras oficiais) das estatísticas de endividamento bruto. Diversamente das reservas internacionais, que fornecem uma forma de *hedge* em relação às flutuações cambiais e também podem ser utilizadas como fonte de recursos em situações de pouca liquidez internacional, esses recursos não apresentam uma justificativa financeira e nem são líquidos o suficiente para serem usados em situações de estresse. Assim, não deveriam ser deduzidos nas estatísticas de endividamento líquido. Para mais informações sobre esse argumento, ver Schwartzman (2010).

#### **4.1. Estratégia empírica**

O estudo da sustentabilidade fiscal será realizado seguindo a seguinte estratégia: Inicialmente é avaliada, por meio do teste de Johansen, a presença de relação intertemporal entre as séries de dívida e superávit primário. Os resultados desse teste abrem caminho para a discussão sobre a existência, ou não, de uma relação de longo prazo entre as variáveis de interesse. Num segundo momento, discute-se a ordem de integração das variáveis envolvidas no estudo. É nesse momento que se argumenta a hipótese de estacionariedade do endividamento, defendendo que o processo que o define é uma quase raiz unitária. O teste de poder de previsibilidade do endividamento sobre o resultado primário é, então apresentado como forma de testar a robustez da relação entre endividamento e resultado primário.

#### **4.2. Teste de Johansen**

A presença de não estacionariedade em algumas séries econômicas gerou a necessidade de um arcabouço mais sofisticado para a análise das relações intertemporais, quando da presença desse tipo de variável. Em alguns casos,

observava-se que combinações de variáveis não estacionárias seriam capazes de gerar séries estacionárias. E nesse contexto que ocorre o desenvolvimento da metodologia de Johansen, justamente para testar a presença deste fenômeno, fundamentado em uma estrutura de vetor autoregressivo.

O teste é feito com base na seguinte representação de um vetor autoregressivo.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \gamma_t \quad 4.1$$

O teorema da representação de Granger permite que se  $\Pi$  apresenta posto menor do que os números de variáveis então existem matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  tais que  $\Pi = \alpha\beta'$  e  $\beta'y_t$  é uma série estacionária. O método de Johansen fornece uma forma de estimar a matriz  $\Pi$  e uma forma de rejeitar hipóteses sobre o posto reduzido dessa matriz. A fonte seminal deste método é Johansen (1991, 1995)

Realizado o teste, incorporando a presença de constante na relação de cointegração e sem permitir a presença de tendência no vetor autoregressivo utilizado, chega-se ao resultado exposto na Tabela 4-1.

Número de relações de cointegração	Estatística do Traço	P-valor*	Estática do Máximo Autovalor	P-Valor*
Nenhuma	35,9765	0,0000	35,7513	0,0000
No máximo 1	0,2253	0,6927	0,2253	0,6927

*P-valor calculado com base em MacKinnon-Haug-Michelis (1999)*

**Tabela 4-1: Teste de cointegração: superávit primário e dívida líquida**

O vetor estimado para a relação é (1; 0,0268) no espaço de resultado primário e dívida líquida, com um erro padrão de 0,00128 na estimativa. Esse resultado aponta para uma relação estável entre as duas variáveis, e também para um o comportamento corretivo do superávit frente aos movimentos do endividamento.

O próximo estágio da análise é estudar se o comportamento acima apontado é condizente com as observações do comportamento univariado das séries e, com base no teste de previsibilidade, verificar a robustez da relação.

### 4.3. Estacionariedade

Os testes utilizados para avaliar a presença de raiz unitária nas séries são: Phillips & Perron (1988), Dickey & Fuller (1979) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin (1992). Os dois primeiros testes, doravante PP e ADF, respectivamente, têm como hipótese nula a presença de raiz unitária, diferindo na forma como é controlada a correlação serial ao testar a presença de raiz unitária. O teste PP utiliza um método não linear, enquanto o ADF incorpora, de forma linear, desvios defasados da própria variável na equação de teste. O último teste, referido como KPSS, tem como hipótese nula a estacionariedade das séries, ou a ausência de raiz unitária. É importante deixar claro que a inferência feita nesses testes é com base em resultados assintóticos e, assim, para o tamanho de amostra em que o estudo é feito, as evidências tornam-se mais fracas.

A condição utilizada para definir se há evidências de estacionariedade é a concordância dos testes ADF e PP. Quando ambos discordam sobre diagnóstico, o teste KPSS é utilizado como critério de decisão.

Na Tabela 4-2 apresentam-se os testes de estacionariedade. Os resultados para as séries de receitas, adicionando ou não aquelas de senhoriagem, bem como despesas primárias e despesas nominais (T, T\_Senh, G e G+Juros respectivamente) mostram que essas séries apresentam uma tendência crescente em proporção ao PIB. Esse é um aspecto preocupante, quando se avalia a sustentabilidade da trajetória das contas públicas. Em princípio, séries de receitas e despesas com tendências diferentes tenderiam a se afastar ao longo do tempo, gerando trajetórias de déficits ou superávits crescentes, dependendo da diferença entre as taxas de crescimento relevantes. As figuras 4-1 e 4-2 mostram os dados utilizados na análise com ajuste sazonal (\_DES), e antes do ajuste.

Assim como ocorre com o resultado primário, o resultado nominal apresenta um comportamento estacionário na amostra. Esse resultado está de acordo com a hipótese de sustentabilidade da política fiscal. No período amostral em análise, as autoridades fiscais agiram de forma a não permitir que os déficits nominais crescessem sem controle, sendo possível caracterizar a trajetória do resultado nominal, como um processo estacionário. A implicação direta sobre o comportamento do endividamento é que ele seja um processo com uma raiz

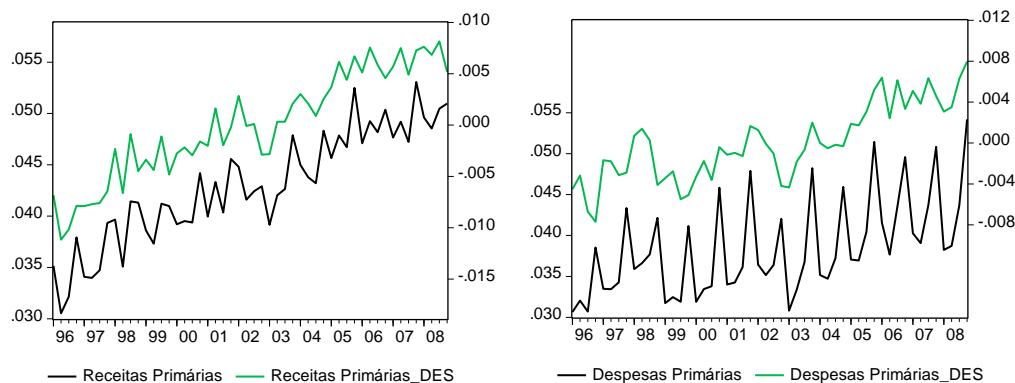
unitária, e portanto não estacionário. Os testes apontam para uma raiz unitária na dívida líquida com e sem moeda. De acordo com o que foi visto no capítulo anterior, o resultado de não estacionariedade não é suficiente para que uma trajetória de política fiscal seja classificada como não sustentável. A presença da raiz unitária não é sinal de problemas em termos do critério de sustentabilidade adotado.

Variável	PP	ADF	KPSS	Resultado
T	-7,8718**	-7,8691**	0,0439	Tendência estacionária
T_Senh	-3,8024**	-3,8412**	0,1305	Tendência estacionária
G+Juros	-3,0849**	-3,0849**	0,1457	Tendência estacionária
G	-4,4899*	-4,5350*	0,1418	Tendência estacionária
RPGC	-4,0593**	-4,1443**	0,6977*	Estacionária
RPGC_senh	-6,6522**	-6,4564**	0,8048**	Estacionária
RPGC_senh_mod	-5,1042**	-5,1999**	0,7114*	Estacionária
RNGC	-4,8440**	-4,8668**	0,1348	Estacionária
RNGC_Senh	-6,2122**	-6,2733**	0,0967	Estacionária
RNGC_Senh_mod	-4,6120**	-4,8613**	0,0847	Estacionária
DLGC	-0,0314	-0,5925	0,2379**	Há raiz unitária
DLGC_Moeda	0,3478	-0,5865	0,2402**	Há raiz unitária

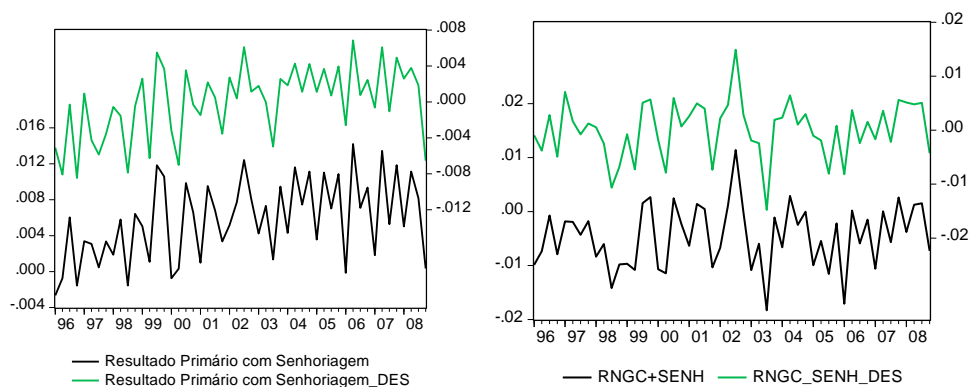
Notas: A hipótese nula dos testes PP e ADF são presença de raiz unitária, enquanto no teste KPSS a nula é referente à ausência de raiz unitária. Estacionariedade (não estacionariedade) ocorre quando se rejeita (não se rejeita) a ambas as hipóteses nulas nos testes PP e ADF. Caso os testes sejam discordantes, a estacionariedade é estabelecida quando não se rejeita (rejeita) a hipótese nula do teste KPSS. (\*\*) Rejeição a um nível de significância de 1%, (\*) Rejeição a um nível de significância de 5%. Para os testes em que se incorpora a tendência determinística, no caso de rejeição da hipótese de raiz unitária, testa-se a presença de raiz unitária sem tendência determinística no intuito de se confirmar a presença de uma tendência determinística. Os testes de ADF e PP são baseados na equação de teste  $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \epsilon_t$ , em que  $y$  é a série de interesse e  $x$  são variáveis exógenas. Testa-se se  $\alpha = 0$  ou  $\alpha < 0$ . No teste ADF, a forma como se controla a autocorrelação é incluindo termos de diferença defasados da série. Assim, a equação de teste se torna:  $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \eta_t$ . A distribuição da estatística t deste teste não é padrão, tendo tabulada em MacKinnon (1991) e MacKinnon (1996). No teste PP, a autocorrelação é incorporada ao teste modificando-se a estatística t referente a  $\alpha$ . A estatística utilizada é  $t_\alpha \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{\frac{1}{2}} s}$ . Na

estatística,  $\hat{\alpha}$  é a estimativa obtida na equação sem ajuste para autocorrelação,  $t_\alpha$  é a estatística t de  $\alpha$ ,  $se(\hat{\alpha})$  é o erro padrão do coeficiente  $\alpha$ ,  $s$  é o erro padrão da equação de teste,  $\gamma_0$  é uma estimativa consistente do erro da equação de teste e  $f_0$  a estimativa do espectro do resíduo na frequência zero. A equação de teste em KPSS é  $y_t = x_t' \delta + u_t$  e a estatística de teste é  $LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0)$ , com  $S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$ , o resíduo,  $\hat{u} = y_t - x_t' \delta$ , acumulado.

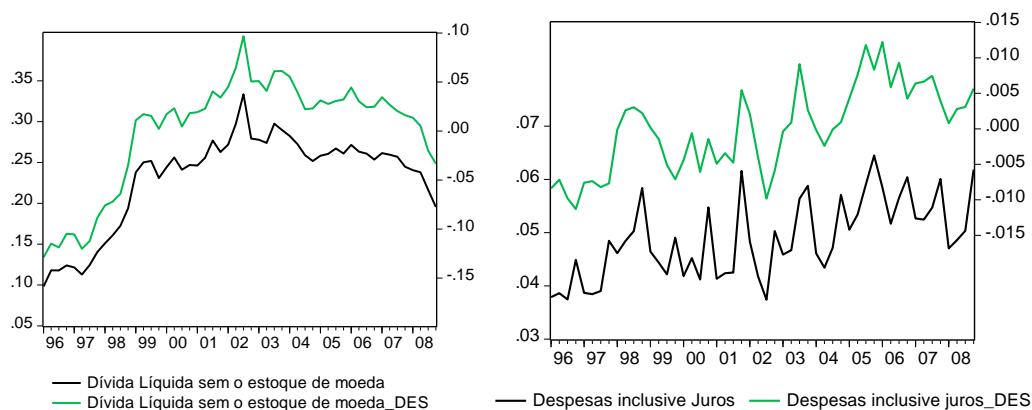
**Tabela 4-2: Testes de estacionariedade**



**Figura 4-1: Receita e despesa primárias**



**Figura 4-2: Resultado Primário e Nominal**

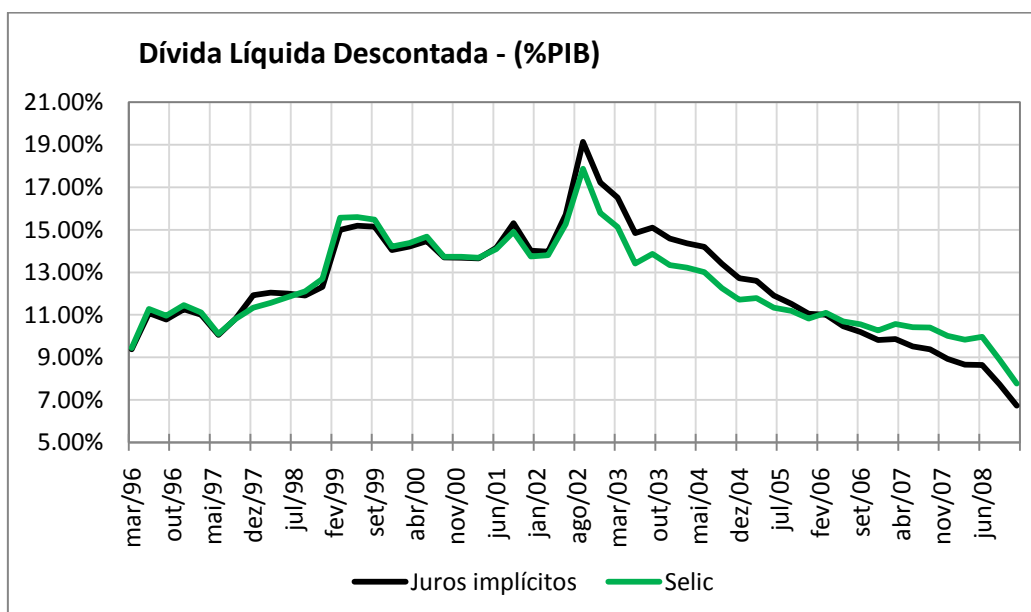


**Figura 4-3: Dívida Líquida e Despesas inclusive juros**

Para confirmar os resultados observados na análise de estacionariedade, construiu-se uma série para a dívida descontada com base em duas taxas de desconto. A taxa de desconto ideal é a taxa de juros paga por uma unidade adicional de dívida pública do governo central. Duas são as definições candidatas à medida de taxa de juros marginal. A primeira, é a taxa implícita de juros paga

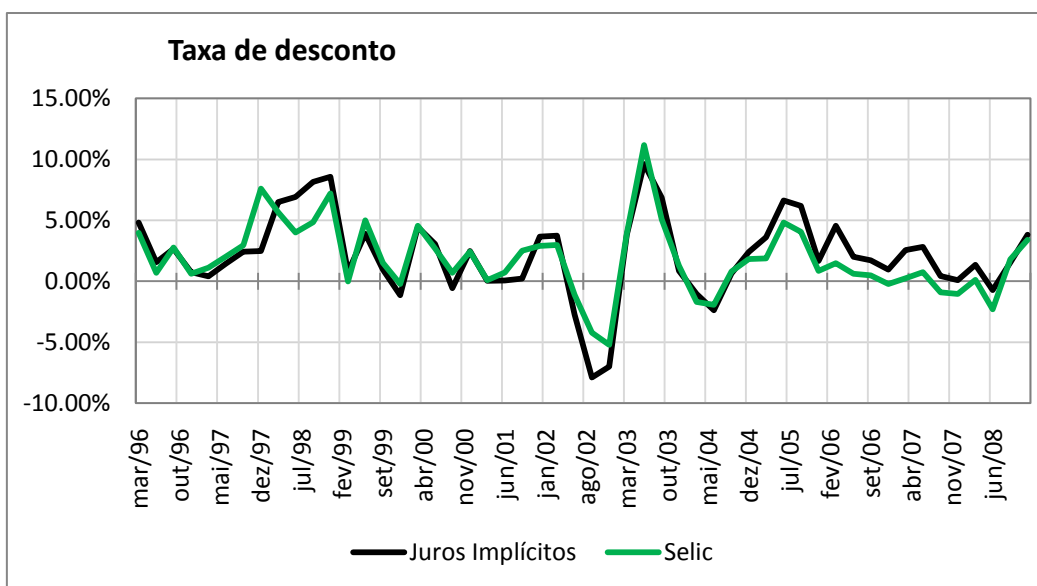
sobre a dívida, medida contábil feita a partir da conta de juros pagos sob competência no período. A segunda candidata é a taxa SELIC do final de cada período. Os títulos da dívida federal foram, na maior parte da amostra, indexados a variação da SELIC. Assim, essa seria uma boa referência da medida de taxa de juros marginal paga pelos gestores do endividamento público.

A figura 4-4 ilustra o processo de crescimento acelerado do endividamento durante a década de 90 e início da década dos anos 2000. A partir do ponto em que a posição primária do setor público foi reforçada e mantida, o endividamento descontado passou a cair sistematicamente, indicando que a postura adotada foi capaz de controlar a trajetória de endividamento, fornecendo evidências de sustentabilidade da política fiscal.



**Figura 4-4: Dívida Líquida Descontada (%PIB)**

Na amostra utilizada, a diferença média entre a taxa SELIC e o crescimento do PIB é de 2,08, enquanto a diferença média para a taxa implícita é de 2,50. Com esse resultado é possível afirmar que a trajetória da dívida é compatível com a restrição orçamentária intertemporal. Os juros são limitados e positivos na maior parte do tempo, como pode ser visto na figura 4-4.



**Figura 4-5: Taxa de desconto**

#### 4.4. Teste de Previsibilidade

Como alternativa à inferência, usando a estimação da função de reação, testou-se o poder preditivo da dívida sobre o resultado primário. A inspiração para esse método de teste é a literatura em que é testada a previsibilidade de retorno de ativos financeiros (Welsh e Goyal (2008), Campbell e Thompson (2008), Hillebrand, Lee e Medeiros (2009), entre outros). A ideia subjacente a esse teste é a de que, havendo relação entre o superávit primário e a dívida líquida, seria de se esperar que movimentos na dívida líquida defasada induzissem movimentos na posição primária. Dessa maneira, incorporar o endividamento a um modelo de previsão do superávit primário deveria gerar algum ganho de previsibilidade.

Para avaliar essa hipótese, utiliza-se o teste de Diebold-Mariano, que mede o ganho de poder preditivo entre dois modelos concorrentes, comparando o diferencial dos erros de previsão. No teste, utilizou-se a função de perda quadrática, forma mais comum na análise de erros de previsão.

Com a informação contida na amostra são construídas novas amostras sintéticas por meio de reamostragem aleatória. Mais precisamente, a avaliação do poder preditivo foi realizada estimando o modelo em sub-amostras e projetando o superávit um passo à frente.



Para avaliar o ganho de previsibilidade, utiliza-se neste estudo como modelo base um processo autoregressivo. A ordem do modelo base foi estimada com base no critério de Schwarz. A Tabela 4-2 mostra os valores dos critérios de informação para diferentes ordens auto-regressivas e estão marcados com asterisco os menores valores para o critério de informação. Selecionou-se para a realização do procedimento a ordem 1.

Ordem AR	Sem controle de sazonalidade		Com controle de sazonalidade	
	Com Dívida	Sem Dívida	Com Dívida	Sem Dívida
0	-8,0725	-7,8767	-8,0906	-7,8248
1	-8,1923*	-7,8025	-8,1254*	-7,7526
2	-8,1245	-7,8424	-8,0459	-7,8386*
3	-8,1230	-7,7702	-8,0075	-7,7946
4	-8,1122	-7,9138*	-7,9408	-7,8034
5	-8,0476	-7,8095	-7,8806	-7,7275

**Tabela 4-3: Ordem Ótima do Processo Auto-Regressivo**

Os modelos concorrentes utilizados para avaliar o poder preditivo do endividamento são:

$$\text{Mod.1} \quad y_t = \rho_1 \cdot y_{t-1} + \alpha_1 \cdot c + \mathbf{A} \cdot \mathbf{D} + \mu_t \quad 4.2$$

$$\text{Mod.2} \quad y_t = \beta \cdot x_{t-1} + \phi_1 \cdot y_{t-1} + \gamma_1 \cdot c + \mathbf{K} \cdot \mathbf{D} + \vartheta_t \quad 4.3$$

No primeiro modelo a projeção do superávit é determinada por seu valor observado no período anterior. No segundo modelo, é adicionada a possibilidade da dívida afetar a determinação do primário.

Com base nesses modelos são construídas duas séries de projeções,  $\{\hat{Y}_{h+1}^1\}_{h=N}^{T-1}$  e  $\{\hat{Y}_{h+1}^2\}_{h=N}^{T-1}$ , em que  $\hat{Y}_{h+1}^j$  é o superávit do período h+1 projetado pelo modelo j, T é o tamanho da amostra e N o tamanho das subamostras utilizada na estimação do modelo.

Para construir as projeções, é necessário antes estruturar os dados em unidades observacionais, compostas pela variável dependente e as variáveis independentes. Com se trata de um modelo auto-regressivo de primeira ordem, é incluído ao conjunto de variáveis explicativas a primeira defasagem da variável

dependente. Dessa forma, é possível abandonar o ordenamento temporal da série, pois em cada unidade observacional estarão todas as informações relevantes para a determinação da variável dependente. Mais formalmente, no modelo 1, cada unidade observacional é composta por  $W_t^1 \equiv (y_t; y_{t-1}, c, d1, d2, d3)$  enquanto no modelo 2 a unidade observacional é  $W_t^2 \equiv (y_t; x_{t-1}, y_{t-1}, c, d1, d2, d3)$ .

Uma vez estruturada a base de dados, a amostra é recalculada selecionando aleatoriamente com reposição N observações do banco de dados. A realização deste procedimento, teoricamente, recupera possíveis trajetórias que as variáveis poderiam ter seguido dada a estrutura postulada para os dados.

Para cada nova amostra, são estimados os valores dos parâmetros em cada um dos modelos. Com esses parâmetros são construídas as projeções com base nas séries observadas originalmente. Assim em cada reamostragem obtém-se um conjunto de parâmetros e projeções para os dados observados.

A projeção com modelo 2, é feita por meio de dois passos. Inicialmente testa-se se o parâmetro relacionado à dívida é significativo, caso haja significância utiliza-se o modelo para projetar o superávit. Caso contrário, abandona-se o modelo 2, e a projeção é feita com base no modelo 1.

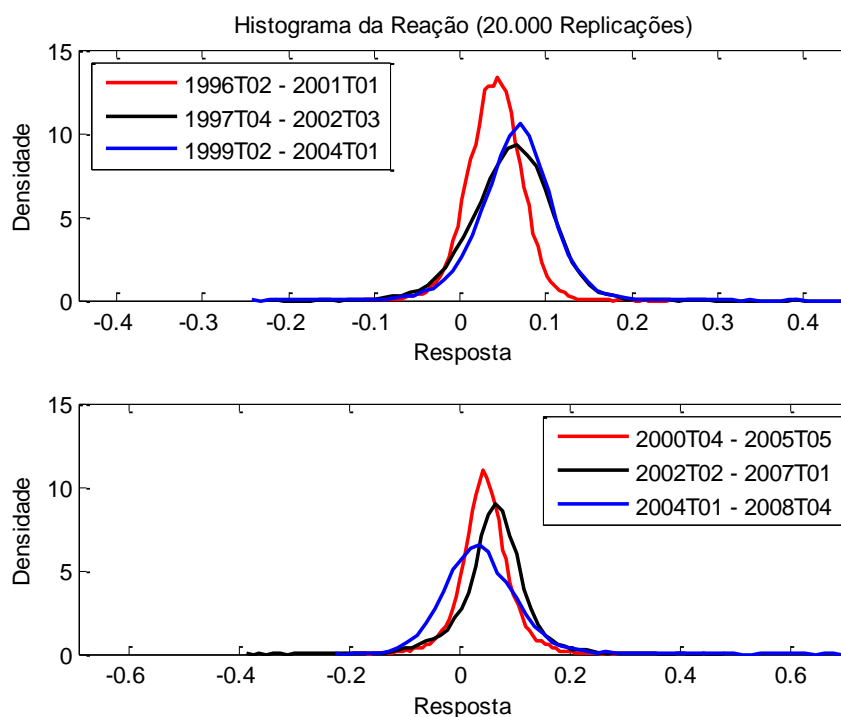
Desta forma, para cada um dos modelos é obtida uma sequência de projeções em cada uma das reamostragens. O erro de previsão é feito calculando o desvio entre o valor observado do superávit em um período qualquer e a projeção média das reamostragens para esse período. Como se projeta os superávits para o período de N+1 a T-1 obtém-se uma sequência de erros de previsão. Com base nessa, o erro quadrático médio é calculado tomando a média do quadrado dos erros em cada modelo. Por fim, o teste de Diebold-Mariano é feito para avaliar se a diferença entre os erros quadráticos médios dos modelos é significativa.

A Tabela 4-4 resume, para diferentes níveis de significância para a rejeição da dívida no modelo 2, a diferença de erro de previsão entre o modelo 1 e 2 (D), o p-valor relacionado a essa diferença (p-valor) e o ganho proporcional de erro quadrático médio do modelo com dívida (EQMd) e sem incorporar a dívida (EQM). Com 20 mil replicações, utilizando janelas de vinte observações para realizar as estimativas, não há evidências de ganho em previsibilidade. No entanto, numericamente, o erro de previsão do modelo com dívida é 0,25 menor, equivalendo a uma redução de 10 por cento no erro de previsão sem incluir a dívida.

TC	D	p-valor	(EQMd/EQM)-1
0	-0,269	39,39	-17,89
2	-0,264	39,60	-14,83
4	-0,231	40,85	-5,20
6	-0,216	41,43	-1,18
8	-0,217	41,40	-0,34

**Tabela 4-4: Resultado de significância do teste de Diebold-Mariano**

Como subproduto desse método é possível extrair estimativas para as reações fiscais em janelas da amostra, a figura 4-5 apresenta os histogramas destas estimativas estimadas em amostras de 20 trimestres. O padrão visto nestes histogramas é condizente com uma política fiscal que reage durante o crescimento acelerado em 1998 e 2002 e deixa de reagir conforme esses anos saem das subamostras. No entanto, esse movimento não é expressivo o suficiente para que se possa afirmar que seja significante.



**Figura 4-6: Estimativas do processo de reamostragem**