

Dívida Pública No Brasil: Sustentabilidade E Suas Implicações

Octavio Augusto Fontes Tourinho (Faculdade de Ciências Econômicas/UERJ)

Guilherme Macedo Reis Mercês (Gerência de Estudos Econômicos/FIRJAN)

Jonathas Goulart Costa (Gerência de Estudos Econômicos/FIRJAN)

Resumo

Este trabalho testa a sustentabilidade da dívida pública brasileira no período 1991 a 2009, e analisa as implicações da exigência que a política fiscal brasileira seja prioritariamente comprometida com a sustentabilidade da dívida pública. A análise retrospectiva utiliza uma bateria de testes de raiz unitária, evita algumas das críticas feitas a estudos anteriores usando dados que não foram anteriormente empregados para este fim, e conclui que a dívida pública foi sustentável no período que consideramos. A análise prospectiva se baseia no modelo DSGE proposto por Galí et al. (2007) calibrado para o Brasil, usando as conclusões da análise retrospectiva para os parâmetros fiscais. Os cenários produzidos com o auxílio do modelo mostram que a manutenção da sustentabilidade da dívida pública é consistente com a política monetária de metas para a inflação. Concluímos também que é possível reduzir as taxas de juros a níveis inferiores aos vigentes no final de 2010 mantendo simultaneamente a estabilidade da trajetória do endividamento público.

Palavras-chave: Dívida Pública, Déficit Público, Taxa de juros.

Abstract

This paper tests sustainability of Brazilian public debt in the period 1991 to 2009, and analyzes implications of requiring that the Brazilian fiscal policy be primarily committed to the sustainability of the public debt. The retrospective analysis utilizes a set of unit root tests and avoids some of the criticism leveled at previous studies by using data which has not previously been used for this purpose, and concludes that the public debt was sustainable in the period we consider. The prospective analysis is based on the DSGE model proposed by Jodi Galí et al. (2007) calibrated for Brazil, using the conclusions of the retrospective analysis for the fiscal parameters. The scenarios produced with the help of the model show that maintaining the sustainability of the public debt is consistent with the monetary policy of inflation targeting. We also conclude that it is possible to reduce interest rates to levels below those prevalent at the end of 2010 simultaneously maintaining the stability of the trajectory of the public debt.

Palavras-chave: Public Debt. Public Deficit. Interest rate.

JEL Code: E52, E62, H11

1. INTRODUÇÃO

Governos de todo o mundo se engajaram em políticas fiscais ativas, caracterizadas pelo aumento expressivo do déficit público, em resposta aos efeitos da crise global de 2008 detonada pelos problemas de financiamento e liquidez bancária que se iniciaram nos EUA. Isto vem provocando nos últimos anos um rápido e expressivo endividamento, em especial nos países integrantes da Zona do Euro e nos Estados Unidos.¹

No Brasil, a situação fiscal também vem piorando a partir de 2008, por dois motivos. Por um lado, as desonerações tributárias concedidas pelo governo federal potencializaram a queda das receitas públicas resultante da menor atividade econômica devida aos efeitos domésticos da crise externa. Por outro lado, os gastos públicos continuaram crescendo de modo acelerado: entre 2008 e 2010, as despesas correntes da União aceleraram, saindo de 23,08% para 26,08% do PIB (próximo ao recorde observado em 2006 de 26,61% do PIB). Devido à conjugação de queda na receita e aumento da despesa, houve uma redução significativa do superávit primário do setor público, de 4,15% em setembro de 2008 (início da crise mundial) para 1,17% do PIB em setembro de 2009.² Em consequência disto houve um aumento da relação dívida/PIB, de 40,0% para 44,9% no mesmo período³.

Nesse cenário, ainda que a situação fiscal brasileira atual seja mais confortável do que a observada nos países desenvolvidos, torna-se oportuno indagar se a dívida pública no Brasil é sustentável, à vista da política fiscal corrente. Vários trabalhos tentaram responder a questões análogas a esta em outros momentos da economia brasileira (e mundial). Este é o caso de Rossi (1987), Pastore (1995), Rocha (1997), Bevilaqua e Werneck (1997), e Issler e Lima (1998). Estes trabalhos, no entanto, se referem ao período anterior a 1994 e, grosso modo, concluem que a sustentabilidade da dívida pública brasileira até meados da década de 90 foi alcançada através do aumento da carga tributária e da arrecadação do imposto inflacionário. Um dos objetivos deste nosso estudo é fazer a análise à luz da situação atual, utilizando a metodologia de teste daqueles trabalhos, na linha seguida por Luporini (2002), Tanner e Ramos (2002), Giambiagi e Ronci (2004) e Mello (2005), mas a aperfeiçoar o tratamento de dados, fazendo uso de séries de déficit anteriormente não exploradas na literatura.

Além de testar a sustentabilidade da dívida pública através de uma análise empírica retrospectiva, este trabalho se propõe a investigar as implicações macroeconômicas dos seus resultados. Neste sentido, ele tem objetivos similares a outras análises prospectivas como em Bevilaqua e Garcia (2000), Goldfajn (2002), Oliveira (2005) e Rossi (2006), mas utiliza uma abordagem distinta daqueles. Especificamente, verificamos qual seria o desempenho prospectivo da economia caso a sustentabilidade da dívida fosse um

¹ A dívida da Zona do Euro saltou de 66% do PIB no final de 2007 para 85% em 2010, enquanto a norte-americana saltou de 64% para 92% do PIB no mesmo período.

² Resultado acumulado em 12 meses, segundo o Banco Central.

³ A comparação do desempenho fiscal a partir do final de 2009 com o de anos progressos é difícil, senão impossível, devido a sucessivas mudanças de critérios contábeis que descaracterizaram a série de dados oficial do déficit público.

compromisso da autoridade fiscal, no âmbito de um modelo macroeconômico para a economia brasileira. Para isto, calibramos para o Brasil o modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE) proposto por Galí et al. (2007) para analisar os efeitos do dispêndio público no consumo, na sua forma linearizada. Ele considera a hipótese de rigidez de preços de Calvo (1983), e contempla explicitamente a necessidade de financiamento dos déficits públicos. Isto permite analisar a sustentabilidade da política econômica em fins de 2010, quando o controle da inflação é um dos principais objetivos da política econômica, mas a carga tributária beira 40% do PIB, os juros reais são superiores a 6% ao ano e o superávit primário, avaliado pelos critérios anteriores a 2009, é da ordem de 2,7% do PIB.

Examinamos o comportamento dinâmico dos principais agregados macroeconômicos (consumo privado, carga tributária, endividamento público, inflação e da taxa de juros) nas simulações produzidas pelo modelo em resposta a diversos choques. Como veremos, estes exercícios indicam que não existe incompatibilidade entre a manutenção da sustentabilidade da dívida e a política monetária de metas para a inflação. A análise também sugere que é possível gerir a política econômica de modo a obter taxas de juros menores que a atual.

O trabalho tem quatro outras seções, além desta introdução. A segunda apresenta o arcabouço metodológico dos testes de sustentabilidade, e a terceira descreve o modelo DSGE utilizado para simular o comportamento futuro da economia. Na quarta seção são apresentados os resultados empíricos dos testes de sustentabilidade e do modelo prospectivo. A última seção sintetiza as conclusões.

2. TESTES DE SUSTENTABILIDADE

A sustentabilidade da dívida pública e sua relação com a trajetória do déficit público podem ser investigadas usando testes de raiz unitária e testes de cointegração, seguindo a abordagem de Trehan e Walsh (1991), supondo a ausência de inflação. Neste caso, admitindo a ausência de ilusão monetária, a taxa de juros a que eles se referem (r_t) é representada pela taxa real, que denominaremos (rr_t), obtida pelo emprego da relação de Fischer. Adiante discutiremos como os dados foram escolhidos para permitir o teste de sustentabilidade no contexto de variáveis reais.

Suponha que a taxa de juros real é estocástica (rr_t), e que seu valor esperado condicionado a informação passada é constante, ou seja, $E(rr_{t+i}|I_{t-1}) = rr$, para todo $i \geq 0$. A variável $R_t = 1 + rr_t$ será utilizada para representar a taxa de juros real realizada, e seu valor esperado será R . Neste caso, a restrição orçamentária intertemporal do governo pode ser escrita da seguinte forma:

$$B_{t+1} = G_t - T_t + (1 + rr)B_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

onde T_t é a receita fiscal, incluindo imposto inflacionário, G_t é o gasto público excluindo o pagamento dos juros da dívida interna, B_t é a dívida do governo no começo do período, e ε_{t+1} é um erro estacionário com média 0 e variância σ . O déficit público primário é, portanto, $Def_t = G_t - T_t$.

Admitindo-se $\varepsilon_{t+1} = 0$, a equação (1) pode ser reorganizada do modo indicado abaixo para relacionar o déficit público total com a variação da dívida pública:

$$B_{t+1} - B_t = G_t^* - T_t = Def_t^* \quad (2)$$

onde $G_t^* = G_t + rrB_t$ são os gastos públicos acrescidos dos pagamentos de juros sobre a dívida pública, e Def_t^* é o déficit público total.

Com base nestas duas versões da restrição orçamentária Trehan e Walsh (1991) fazem duas proposições para testar a sustentabilidade da dívida.

A Proposição 1 supõe que o valor esperado da taxa de juros real condicionado à informação passada é constante, admite que déficit público *primário* é um processo ARMA de primeira ordem $(1 - \mu L)Def_t = A(L)\varepsilon_t$, e considera duas possibilidades quanto à sua natureza: (i) Caso ele seja estacionário ($0 \leq \mu < 1$) a dívida é sustentável se e somente se ela também for estacionária. (ii) Caso ele não seja estacionário ($1 \leq \mu < R$), para que a dívida seja sustentável ela também não deve ser estacionária, e deve cointegrar com o déficit primário, ou seja, deve existir uma combinação de Def_t e B_{t-1} que é estacionária.

Todo sistema cointegrado tem uma representação de correção de erros (VEC) que pode ser escrita de forma compacta da seguinte forma (Johansen (1988, 1991)):

$$\Delta X_t = \mu + \omega\theta'X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \psi S_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde $X_t = (B_t, Def_t)'$, Γ_i são matrizes 2x2 que traduzem o componente autorregressivo de ΔX_t , θ' é o vetor de cointegração transposto, e ω indica a velocidade de convergência para o equilíbrio quando ocorrem choques na relação de cointegração, S_t é um vetor de variáveis indicadoras sazonais (dummies), e ε_t é um vetor 2x1 de ruídos estocásticos Gaussianos. Os vetores θ e ω têm dimensão 2x1 neste caso, e a hipótese de que há exatamente um vetor de cointegração pode ser traduzida pela condição de que a matriz $\omega\theta'$ tenha posto igual à unidade. A sustentabilidade da dívida pode, portanto, ser testada fazendo o teste de cointegração de Johansen, ou seja, estimando (3) de modo irrestrito.

Um caso especial da situação (ii), discutido em Trehan e Walsh (1988), ocorre se há uma raiz unitária ($\mu = 1$) em Def_t , quando então o teste de sustentabilidade se reduz ao teste de estacionariedade do déficit *total* (Def_t^*).

Para uma economia estocástica, a restrição orçamentária (2) é representada por:

$$B_t = \sum_{j=0}^{\infty} R^{-(j+1)} E_t [T_{t+j} - G_{t+j}^* - \varepsilon_{t+j+1}] \quad (4)$$

onde $R = 1 + rr$ é a taxa de desconto das receitas e despesas futuras. A Proposição 2 de Trehan e Walsh (1991) permite testar a sustentabilidade da dívida neste caso, em que o valor esperado a taxa de juros real condicionada à informação passada não é constante. ⁴ Ela indica que, se o processo estocástico para a taxa

⁴ Esta proposição, tal como a anterior, é derivada para uma economia não-monetária.

de desconto realizada $R_t = 1 + rr_t$ for estritamente positivo, a condição de equilíbrio orçamentário intertemporal será atendida se a dívida for integrada de ordem 1, ou seja, se $(1 - L)B_t$ for estacionário.

O caso da economia estocástica onde os indivíduos são avessos ao risco é analisado por Bohn (1995). Ele mostra que para uma política fiscal ser sustentável o governo deve satisfazer uma restrição orçamentária estocástica e uma condição de transversalidade que o impede de praticar políticas equivalentes a um "esquema de Ponzi". Estas condições são similares ao caso onde a taxa de juros é determinística, mas ele mostra que nelas ela deve ser substituída pela taxa marginal de substituição intertemporal dos agentes. Isto implica uma mudança apenas marginal no critério de sustentabilidade da *Proposição 2* acima. Bohn (1995) também indica que, caso o a esperança da taxa de juros real condicionada a informação passada não seja constante, a verificação da cointegração entre déficit e dívida não é uma metodologia adequada para testar a sustentabilidade do regime fiscal.

3. UM MODELO DSGE COM GOVERNO

Para avaliar os possíveis efeitos de choques na política fiscal sobre o comportamento dos agregados macroeconômicos utilizamos uma versão simplificada do modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE) utilizado em Galí et al. (2007). Ele supõe rigidez de preços do tipo proposto por Calvo e o financiamento dos déficits públicos por aumento de endividamento.⁵

As entidades consideradas nesse modelo são dois tipos de famílias, um conjunto de firmas produtoras de bens intermediários diferenciados, um mercado perfeitamente competitivo de bens finais, um Banco Central responsável pela política monetária, e uma autoridade fiscal. A principal limitação é a ausência de capital. A seguir, são descritos os objetivos, as restrições, e o comportamento das várias entidades. As equações são apresentadas na sua forma log-linearizada.

3.1. Famílias

Existe um conjunto contínuo de famílias, indexadas por $i \in [0,1]$. Uma fração delas $(1-\lambda)$ tem acesso ao mercado de capitais, onde podem negociar títulos em um mercado completo. Elas são denominadas otimizadoras ou Ricardianas, pois seu objetivo é maximizar o valor presente da utilidade de sua trajetória de consumo. A fração remanescente de domicílios (λ) não possui quaisquer bens, nem tem quaisquer passivos, e consomem a cada período o equivalente ao seu rendimento do trabalho, e são denominadas famílias *Rule-of-Thumb*, como em Galí et al. (2004).

As equações (5) e (6) representam, respectivamente, a oferta de trabalho ótima e a equação de Euler dos consumidores otimizadores.

⁵ Calvo (1983) construiu um modelo de rigidez nominal dependente do tempo que tornou possível a introdução da rigidez de preços nos modelos de ciclos reais.

$$w_t = c_t^o + \varphi n_t^o \quad (5)$$

$$c_t^o = E_t\{c_{t+1}^o\} - (r_t - E_t\{\pi_{t+1}^o\}) \quad (6)$$

onde w_t é o salário no estado estacionário, c_t^o é o consumo no estado estacionário das famílias otimizadoras, n_t^o é a oferta de trabalho no estado estacionário e $(r_t - E_t\{\pi_{t+1}^o\})$ é a taxa de juros real.

As equações (7) e (8) representam a dinâmica do consumo e a oferta de trabalho no estado estacionário do consumidor não-otimizador:

$$c_t^r = \left(\frac{WN^r}{c^r}\right)(w_t + n_t^r) - \left(\frac{Y}{c^r}\right)t_t^r \quad (7)$$

$$w_t = c_t^r + \varphi n_t^r \quad (8)$$

onde $t_t^r \equiv \frac{T_t^r - T^r}{Y}$, T_t^r denota os impostos *lump-sum* pagos por esses consumidores no período t , W representa o salário real, w_t representa o salário no estado estacionário, N^r representa o número de horas trabalhadas, n_t^r a oferta de trabalho no estado estacionário, r_t equivale ao retorno nominal bruto do título comprado no período t , e c_t^r representa o consumo das famílias não-ricardianas em termos reais.

Assim como em Galí et al. (2007), nossa análise é simplificada pela hipótese de que o consumo *per capita* no estado estacionário é o mesmo para todos os grupos de famílias, ou seja, $c = c^r = c^o$ um resultado que pode ser sempre garantido através da escolha apropriada de T^r e T^o . Como o foco desse estudo está nas diferentes respostas aos choques sobre a economia e não nos diferentes impactos sobre os dois grupos de famílias, essa hipótese simplifica a álgebra consideravelmente e não tem implicações importantes nas variáveis-alvo do trabalho.

As expressões log-linearizadas para o consumo agregado e horas trabalhadas são então dadas respectivamente por:

$$c_t = \lambda c_t^r + (1 - \lambda)c_t^o \quad (9)$$

$$n_t = \lambda n_t^r + (1 - \lambda)n_t^o \quad (10)$$

Sob competição perfeita no mercado de trabalho, as expressões (7) e (8) podem ser combinadas com (9) e (10) para obter:

$$w_t = c_t + \varphi n_t \quad (11)$$

3.2. Firms

No modelo, o país possui um conjunto contínuo de firmas em concorrência monopolista produzindo bens intermediários diferenciados. Estes últimos servem de insumos para a produção de um bem final único produzido por firmas em concorrência perfeita. As firmas produtoras de insumos definem seus preços de acordo com a regra estocástica dependente do tempo proposta por Calvo (1983). Cada firma redefine o seu preço com probabilidade $(1 - \theta)$ a cada período, independentemente do tempo decorrido desde o último ajuste.

A otimização do comportamento das firmas associada à regra de fixação de preços permite descrever a dinâmica da inflação como função dos desvios logarítmicos do *mark up* médio com relação ao seu nível no equilíbrio. Essa equação é descrita por Clarida et al. (1999) como curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK):⁶

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \lambda_p CMg_t \quad (12)$$

onde: $\lambda_p = \frac{(1-\beta\theta)(1-\theta)}{\theta}$, β é o fator de desconto intertemporal e o custo marginal real e comum a todas as firmas é dado por $CMg_t = w_t$.

A função de produção agregada será dada por:

$$y_n = n_t \quad (13)$$

3.3. Política Monetária

A autoridade monetária adota o regime de metas de inflação e determina a taxa de juros com base numa regra de Taylor (1993). No modelo proposto, assumimos que o Banco Central define a taxa de juros nominal $r_t = R_t - 1$ para cada período, segundo uma regra de taxa de juros linear:

$$r_t = r + \phi_\pi \pi_t \quad (14)$$

onde $\phi_\pi \geq 0$ e r é a taxa de juros nominal que prevalece no estado estacionário. Uma regra de taxa de juros da forma (14) é a especificação mais simples da regra de Taylor (1993), onde um aumento da inflação leva a um aumento mais que proporcional da taxa nominal de juros.

3.4. Política Fiscal

A autoridade fiscal tem como fonte de financiamento dos seus gastos a venda de títulos no mercado e arrecadação impostos. Dessa forma, a restrição orçamentária do governo é dada por:

$$P_t T_t + R_t^{-1} B_{t+1} = B_t + P_t G_t \quad (15)$$

onde, $R_t = r + 1$, $T_t \equiv \lambda T_t^r + (1 - \lambda) T_t^o$ é a trajetória assumida para a carga tributária. Considerando $g_t \equiv (G_t - G)/Y$, $t_t \equiv (T_t - T)/Y$ e $b_t \equiv (B_t - B)/Y$, a regra de política fiscal é dada por:

$$t_t = \phi_b b_t + \phi_g g_t \quad (16)$$

onde ϕ_b e ϕ_g são constantes positivas. Portanto, a arrecadação tributária reage a mudanças nos gastos públicos e no pagamento da dívida.

Finalmente, admite-se que os gastos do governo evoluem de acordo com um processo autorregressivo de primeira ordem:

⁶ Bonomo e Brito (2001) estimaram os parâmetros da Curva de Phillips Novo Keynesiana "híbrida" de Galí e Gertler (1999) para o Brasil e descobriram um alto peso da parcela forward-looking em detrimento do componente *backward-looking*. Areosa (2004) também encontrou resultados semelhantes para o período de 1995:01 – 2003:09. Com isso optou-se por utilizar a CPNK apenas com componente o *forward-looking* da inflação.

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde $0 < \rho_g < 1$ e ε_t representa um choque i.i.d. no gasto do governo, com variância constante igual a σ_ε^2 .

Assume-se que o instrumento fiscal é o gasto do governo. A regra fiscal tem por base atingir metas para o superávit primário e estabilizar a relação dívida/PIB. A restrição orçamentária do governo (15), combinada com a regra de política fiscal, considerando dívida zero e o orçamento equilibrado, é representada por:

$$b_{t+1} = (1 + \rho)(1 - \phi_b)b_t + (1 + \rho)(1 - \phi_g)g_t \quad (18)$$

onde $\rho \equiv \beta^{-1} - 1$.

3.5. Equilíbrio de mercado

O equilíbrio dos mercados de bens finais exige:

$$Y_t = C_t + G_t \quad (19)$$

O mercado de trabalho está em equilíbrio quando a demanda por trabalhadores das firmas de bens intermediários iguala-se à oferta de trabalho das famílias, ao nível salarial determinado pelos sindicatos. O mercado de capital físico está em equilíbrio quando a demanda de capital pelas firmas de bens intermediários se iguala à oferta de capital das famílias. O mercado de títulos do governo está em equilíbrio quando as famílias detêm títulos que são remunerados de acordo com a taxa de juros de mercado.

A log-linearização da condição de equilíbrio dos mercados em torno do estado estacionário será:

$$y_t = \gamma_c c_t + \gamma_g g_t \quad (20)$$

onde $\gamma_c \equiv \frac{c}{Y}$ e $\gamma_g \equiv \frac{G}{Y}$ representam, respectivamente, as participações do consumo agregado e do gasto do governo no produto, no estado estacionário.

Algumas implicações destas condições de equilíbrio merecem ser destacadas. Primeiro, note-se que uma expansão nos gastos do governo tem o potencial de aumentar o consumo agregado através de sua expansão induzida no emprego e conseqüente aumento do salário real. Por sua vez, o incremento resultante no consumo aumentaria a demanda agregada, a produção e o emprego. Em segundo lugar, o efeito final das compras do governo sobre o consumo agregado depende dos impostos e da taxa de juros real esperada no longo prazo. Essas variáveis, por sua vez, são determinadas pelas regras da política fiscal e monetária em vigor.

3.6. Derivação do modelo reduzido

Combinando, e fazendo algumas substituições nas equações já discutidas, pode-se obter um sistema de equações diferenciais estocásticas que descreve a dinâmica log-linearizada de equilíbrio das sete variáveis do modelo: consumo, horas trabalhadas, inflação, taxa de juros, gastos do governo, tributação e dívida pública (títulos). Ele é indicado nas equações (21) a (27) a seguir.

3.6.1. Equação de Euler

Sob a hipótese de mercado de trabalho perfeitamente competitivo, combinando as equações de (5) a (10), obtemos a equação de Euler para o consumo agregado.

$$c_t = E_t\{c_{t+1}\} - \frac{1}{\tilde{\rho}}(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\}) - \Theta_n E_t\{\Delta n_{t+1}\} + \Theta_t E_t\{\Delta t_{t+1}\} \quad (21)$$

$$\text{onde } \tilde{\rho} = \frac{\gamma_c(1+\mu^p) - \lambda(1-\alpha)}{\gamma_o \gamma_c(1-\lambda)(1+\mu^p)}, \Theta_n = \frac{\lambda(1-\alpha)(1+v)}{\gamma_c(1+\mu^p) - \lambda(1-\alpha)} \text{ e } \Theta_t = \frac{\lambda(1+\mu^p)}{\gamma_c(1+\mu^p) - \lambda(1-\alpha)}.$$

3.6.2. Curva de Phillips

Para obtermos a segunda equação do sistema, reescrevemos a equação (12) em termos das variáveis do modelo e combinamos com as equações (11) e (13). Dessa forma, a curva de Phillips em termos agregados será dada por:

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \lambda_p c_t + \lambda_p \varphi n_t \quad (22)$$

3.6.3. Políticas Macroeconômicas

As equações que compõem o bloco de políticas macroeconômicas representam, respectivamente, a restrição orçamentária do governo (18), a regra de política fiscal (16), a regra de política monetária (14) e o processo autorregressivo de primeira ordem dos gastos do governo (17) e a combinação da função de produção agregada com a condição de equilíbrio de mercado. Dessa forma, obtemos um sistema dinâmico com sete variáveis endógenas e sete equações, descrito nas equações (21) a (27).

$$b_{t+1} = (1 + \rho)(1 - \phi_b)b_t + (1 + \rho)(1 - \phi_g)g_t \quad (23)$$

$$t_t = \phi_b b_t + \phi_g g_t \quad (24)$$

$$r_t = r + \phi_\pi \pi_t \quad (25)$$

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

$$n_t = \gamma_c c_t + \gamma_g g_t \quad (27)$$

3.7. Calibração do modelo

A calibração do modelo consiste na escolha de valores para os parâmetros baseados em evidências empíricas obtidas a partir de dados da economia real, e harmonizados com a teoria econômica. Entretanto, há dificuldade para fazer isto para a economia brasileira por conta da carência de estudos empíricos, devida à indisponibilidade de dados e a problemas de estimação. Considerando que é melhor dispor dos resultados do modelo, mesmo que sujeitos a considerações quanto a sua precisão, utilizamos estimativas dos parâmetros obtidas por outros autores, mesmo que para outros modelos, sejam eles relativos à economia brasileira ou não, da literatura nacional (Azevedo (2010), Costa (2010), Nunes e Portugal (2009) e Andrade e Divino (2001)) e internacional (Rotemberg e Woodford (1999), Galí et al. (2004), Galí e Monacelli (2005)), como indicado na Tabela 1.

Tabela 1 – Parâmetros utilizados no modelo DSGE

Parâmetros de análise de sensibilidade			
Parâmetros	Descrição	Referência	Valores
μ	Mark up	Galí, López-Salido & Vallés (2004)	0,200
β	Taxa de desconto intertemporal.	Muinhos e Nakane (2006)	0,970
σ	Coefficiente da taxa de juros equação de euler	Calibrado	1,500
$\tilde{\rho}$	Taxa de desconto intertemporal	Galí, López-Salido & Vallés (2004)	0,030
λ	Proporção entre consumidores rule of thumb e ricardianos	Issler e Rocha (2000)	0,730
φ	Elasticidade oferta de trabalho	Costa (2010)	0,900
θ	Parametro de rigidez de preços, formulação Calvo.	Carvalho e Valli (2010)	0,610
λ_p	Coefficiente da inflação com relação ao custo marginal	Costa (2010)	0,290
Θ_n	Coefficiente da oferta de trabalho equação Euler	Calibrado	1,067
Θ_t	Coefficiente dos impostos equação de Euler	Azevedo (2010)	0,471
Parâmetros base das políticas macroeconômicas			
γ_c	Proporção consumo privado	Observado	0,750
γ_g	Proporção consumo público	Observado	0,250
ρ_g	Persistência do gasto público	Nunes e Portugal (2009)	0,900
$\phi(\pi)$	Coefficiente relativo a inflação da regra de Taylor	Andrade e Divino (2001)	1,570
ϕ_b	Coefficiente da dívida	Nunes e Portugal (2009)	0,300
ϕ_g	Coefficiente do gasto público	Nunes e Portugal (2009)	0,120

Utilizamos para a proporção das famílias não-otimizadoras (λ) o valor estimado por Issler e Rocha (2000): 73%.⁷ A taxa de desconto intertemporal foi estimada por Muinhos e Nakane (2006) como sendo $\beta = 0,97$. Para o parâmetro que indica a fração das empresas que mantém seus preços inalterados ($\theta = 0,61$), e caracteriza o grau de rigidez de preços, utilizamos o valor estimado por Carvalho e Valli (2010).⁸ A elasticidade da oferta de trabalho e o coeficiente da intensidade da resposta da autoridade monetária à inflação foram obtidos em Costa (2010) ($\varphi = 0,9$ e $\phi_\pi = 1,57$). O valor de 0,9 atribuído ao parâmetro ρ_g , reflete uma forte persistência dos gastos do governo quando submetido a choques nele próprio, como tem sido observado recentemente na economia brasileira. Os parâmetros $\gamma_c = 0,75$ e $\gamma_g = 0,25$ refletem as participações aproximadas do consumo privado e do consumo público observadas na economia brasileira em 2010.

Para utilizar o modelo, o sistema de equações deve ser resolvido e simulado. Para isto empregamos o software Dynare para Matlab (Grifolli (2008)), que disponibiliza rotinas pré-programadas para implementar um modelo DSGE. O Dynare faz uso do algoritmo de Sims (2000) para resolução de problemas de expectativas racionais, que apresenta algumas vantagens frente à proposta por Blanchard e Kahn (1980) como, por exemplo, não exigir a distinção entre variáveis pré-determinadas e não pré-determinadas.

⁷ Vários autores estimaram o modelo de Campbell e Mankiw (1989) para o Brasil, como Reis et al. (1998), Issler e Rocha (2000), Gomes (2004), Gomes e Paz (2004).

⁸ Quanto maior for o seu valor, menor será o impacto do custo marginal sobre a inflação.

O uso típico de um modelo de expectativas racionais consiste em: (i) encontrar o estado estacionário do modelo e; (ii) simular um choque em uma variável exógena do modelo e observar, através nas funções de impulso resposta, o comportamento das demais variáveis ao longo do tempo.

4. RESULTADOS

Nesta seção utilizamos os instrumentos discutidos nas seções 2 e 3 para testar empiricamente a sustentabilidade da dívida no Brasil nos últimos 18 anos, e para estudar o seu comportamento no médio prazo. O software Eviews 7 foi utilizado para todos os procedimentos empíricos.

4.1. Análise retrospectiva

Como indicado anteriormente, a análise retrospectiva da sustentabilidade é baseada na aplicação de testes de raiz unitária e de cointegração aos dados de déficit e dívida públicos. A seguir descrevemos como eles foram feitos.

4.1.1. Base de dados

Assim como a sustentabilidade da dívida pública é testada a partir de diferentes metodologias, estas também se distinguem pelas séries utilizadas. Até a década de 1990, as discussões acerca do comportamento dos determinantes do déficit público usavam como *proxy* os dados das Contas Nacionais. O trabalho de Issler e Lima (1998) é o melhor exemplo disto. Os autores justificam o uso destes dados argumentando que no tratamento da sustentabilidade da dívida do ponto de vista intertemporal é preferível a utilização de séries longas, que só são encontradas nos dados do IBGE.⁹

O IBGE consolida os dados das administrações públicas produzidos por diversas fontes, em especial Tesouro e Banco Central que são a fonte de dados primários de gasto e financiamento público. Entretanto, os agregados nelas encontrados não são medidas adequadas das grandezas conceituais de interesse para os testes de sustentabilidade aqui utilizados.¹⁰ Por isto, preferimos utilizar diretamente dados das séries temporais disponibilizadas pelo Banco Central, que oferecem as variáveis necessárias ao teste sem a necessidade de fazer ajustes que poderiam vir a demandar cuidados especiais na interpretação dos testes de sustentabilidade.¹¹

⁹ O IBGE disponibiliza a série de contas nacionais, em séries anuais, desde 1947.

¹⁰ Para obtenção dos dados do governo federal, o IBGE utiliza o Balanço Geral da União e o Sistema Integrado de Administração Financeira - SIAFI, da Secretaria do Tesouro Nacional, do Ministério da Fazenda, e levantamentos especiais de dados contábeis do FGTS, PIS, PASEP, Sistema S (SENAI, SESI, SESC, etc.) e conselhos profissionais. As informações dos governos estaduais, assim como dos municípios das capitais e das regiões metropolitanas, foram obtidas através de pesquisa própria do IBGE, Estatísticas Econômicas das Administrações Públicas. Para os governos municipais, além da pesquisa “Estatísticas Econômicas das Administrações Públicas”, são utilizadas as informações do sistema Finanças do Brasil - FINBRA, da Secretaria do Tesouro Nacional, e do Sistema de Informações de Orçamentos Públicos em Saúde - SIOPS, do Ministério da Saúde.

¹¹ Este ponto é ressaltado em Issler e Lima (1998), onde a razão de pagamentos dos juros nominais da dívida-PIB nominal é utilizada como proxy para os juros pagos na dívida pública, que não estão disponíveis de forma desagregada no sistema de contas nacionais:

Outro ponto que deve ser observado na escolha das séries é que as condições de sustentabilidade descritas na seção 2 são obtidas em uma economia sem inflação. Portanto, as proposições devem ser testadas utilizando dados que representem o valor que as variáveis de interesse teriam na ausência dela. No Brasil, a medida de déficit que mais se aproxima do conceito desejado de déficit total é o déficit *operacional* calculado pelo Banco Central. Conceitualmente, o resultado operacional é o resultado fiscal total do setor público se a inflação fosse nula, e corresponde ao déficit primário mais o pagamento de juros, ambos em termos reais. Ele é calculado como:

$$Def.Op = Def + (i - \pi)Di - (1 - \pi)Ai + i*(De + Df + Af) \quad (28)$$

onde: *Def.Op* é o déficit operacional, *Di* é a dívida interna; *Ai* são os ativos internos; *i** a taxa de juros externa; *De* é a dívida interna indexada ao câmbio; *Df* é a dívida externa; e *Af* representa os ativos externos.

Os testes de sustentabilidade foram feitos a partir de séries como proporção do PIB, como em Issler e Lima (1998), Luporini (2000 e 2002), Tanner e Ramos (2002), e Bicalho (2005). Esse procedimento evita problemas de deflacionamento das séries e, por utilizar uma metodologia compatível com a medida dos agregados em base móvel, tem a vantagem de impor simultaneamente um fator de escala e um numerário consistente com a evolução do deflator do PIB. Como ressaltam Issler e Lima (1998), o fato das séries serem medidas como proporção do PIB, e por isso estarem no intervalo [0,1], não implica que sejam estacionárias, ou que não possuam raiz unitária. Ahmed e Yoo (1989) apontam que por construção o processo de geração dos dados está sujeito a esta restrição, que não é levada em conta nos testes de raiz unitária, mas consideram que a incorporação dessa restrição aos testes não compensa o esforço econométrico que seria exigido, que fugiria ao escopo de um trabalho aplicado.¹² Além disso, Rossi (1997) mostra que os fluxos e os estoques da restrição orçamentária do governo são relacionados de forma idêntica quer sejam essas variáveis dadas em valores reais, nominais ou como proporção do PIB.

Estas séries de déficit primário, déficit operacional e dívida pública, para o setor público consolidado, como proporção do PIB, estão disponíveis com periodicidade mensal para o período 1991:12 a 2009:4 e estão reproduzidas no Anexo 2.¹³ Este período inclui mais de 200 observações, que consideramos ser suficiente para permitir testes de raiz unitária e de cointegração que, por sua própria natureza,

“Como observam Ahmed e Rogers, o uso dessa proxy envia o teste de cointegração entre receita e gasto no sentido da rejeição da existência de cointegração.” Issler e Lima (1998).

¹² “For the exact process, we have the following in mind [which is also used by Bertola and Drazen (1993)]: $(X/GNP)_t = z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t$, if $z^L < z_{t-1} < z^H$; $z_t = z^L + \alpha$, if $z_{t-1} = z^L$; $z_t = z^H - \alpha$, if $z_{t-1} = z^H$, where α , z^L , z^H are positive constants. Fully incorporating the nonlinearities implied by the trigger points z^L and z^H is a complex econometric problem and beyond the scope of our paper. Our results are thus implicitly dependent on these trigger points not being hit too often in our sample, which does not seem to be an unreasonable assumption.” [Ahmed e Yoo (1989)]

¹³ No IPEADATA as séries são as seguintes: a) NFSP - setor público - operacional - c/ desvalorização cambial - acumulado em 12 meses - (% PIB); b) NFSP - setor público - primário - c/ desvalorização cambial - acumulado 12 meses - (% PIB); c) Dívida - total - setor público - líquida - com Petrobras e Eletrobrás - (% PIB). A fonte primária para todas as 3 séries é: Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Finanças Públicas, diversos números. A inclusão das dívidas da Petrobras e Eletrobrás na dívida pública consolidada se justifica pelo aval dado pelo Governo Federal a elas, e pelo fato do seu déficit fazer parte no déficit operacional.

pressupõe um *span* que permita identificar relações de longo prazo entre as variáveis. As Figuras 0.1, 0.2 e 0.3 apresentam o gráfico destas series.

É importante apontar que o final da amostra se dá no início do ano de 2009, porque o Banco Central do Brasil deixou de produzir naquela época as series que utilizamos. Isto não traz prejuízos para nossa análise, pelo contrário. A partir do final de 2009, sucessivas mudanças de critérios contábeis descaracterizaram a serie de dados oficial do déficit publico. Mansueto (2010) descreve esse processo em detalhes. Para o ano de 2009, foi autorizado o abatimento dos investimentos do PAC e daqueles autorizados no ano anterior e não executados (restos a pagar) do cálculo do superávit primário. Esta regra se repetiu nos três anos seguintes. Além disso, o ano de 2009 marcou o início de diversas operações do Tesouro Nacional com empresas estatais que, através de sofisticada e complexa engenharia fiscal, encobrem o efeito fiscal de determinados gastos públicos, como indicado por Afonso e Barros (2013), que analisam essas operações em detalhe.¹⁴

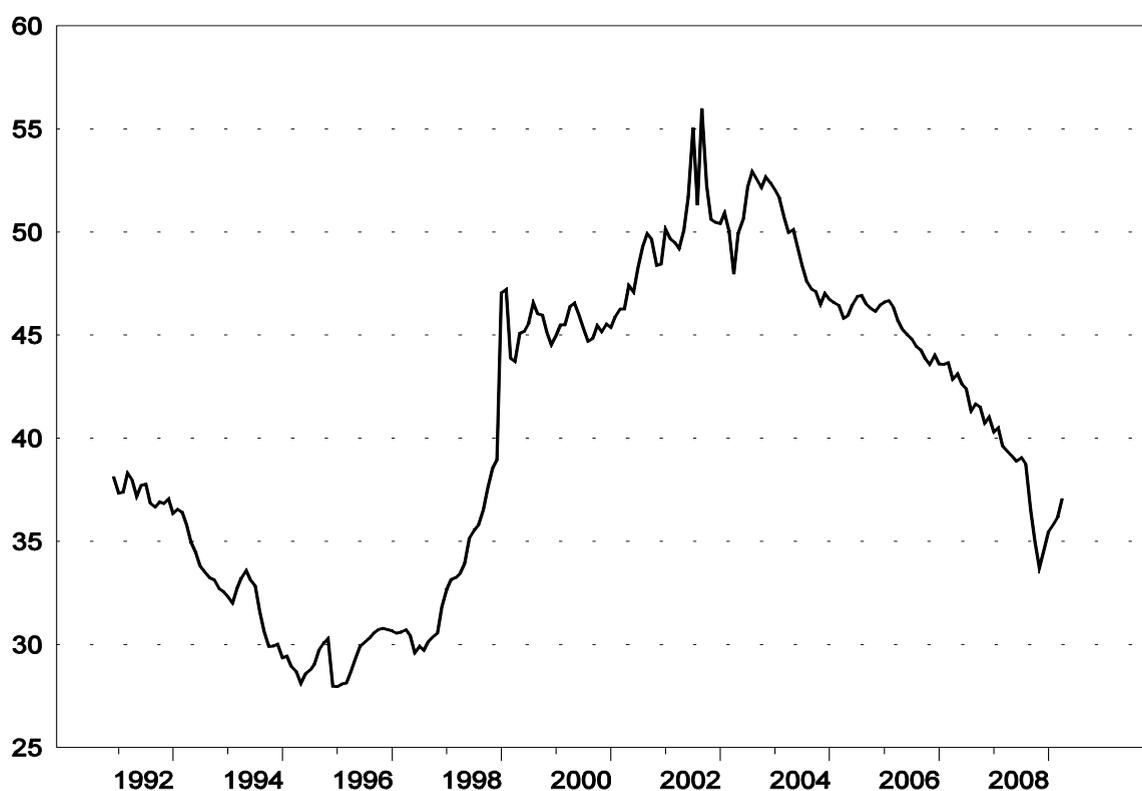


Figura 1 - Dívida publica total / PIB (%)

¹⁴ O fechamento das contas públicas federais em 2012 foi marcado por complexas transações que envolveram o Tesouro Nacional, o chamado Fundo Soberano (FFIE), o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e a Caixa Econômica.

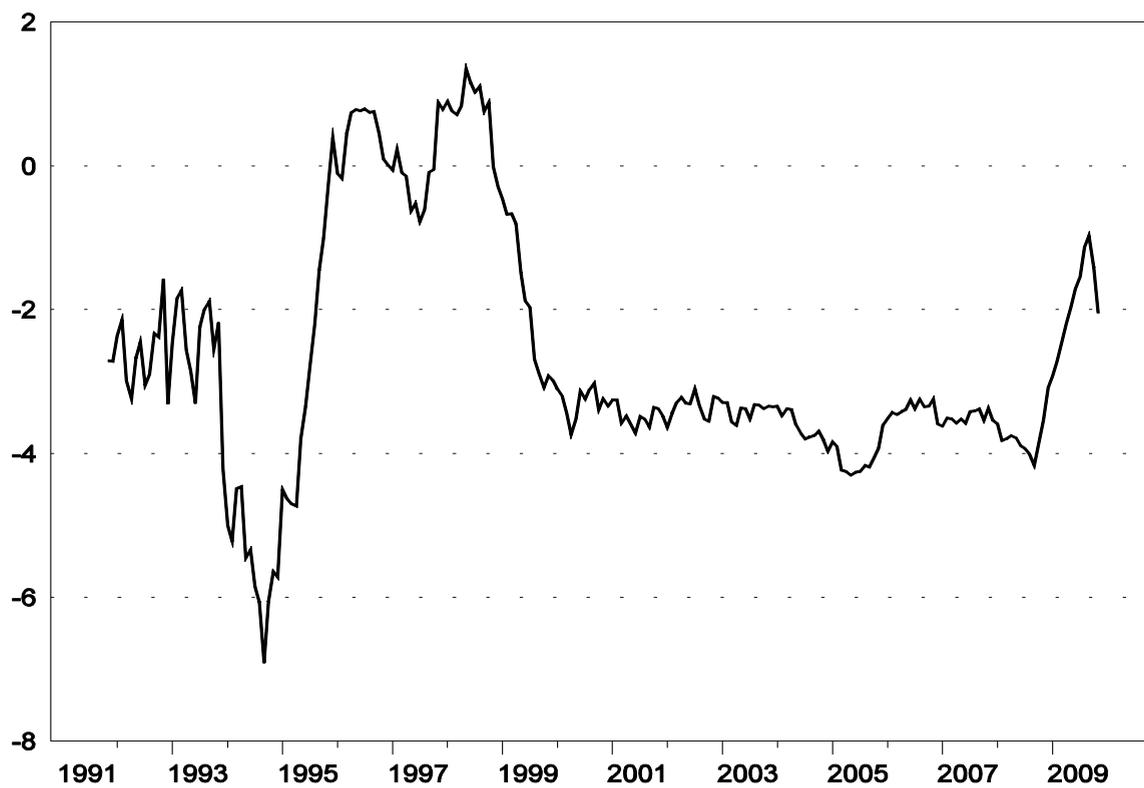


Figura 2 - Déficit primário / PIB (%)

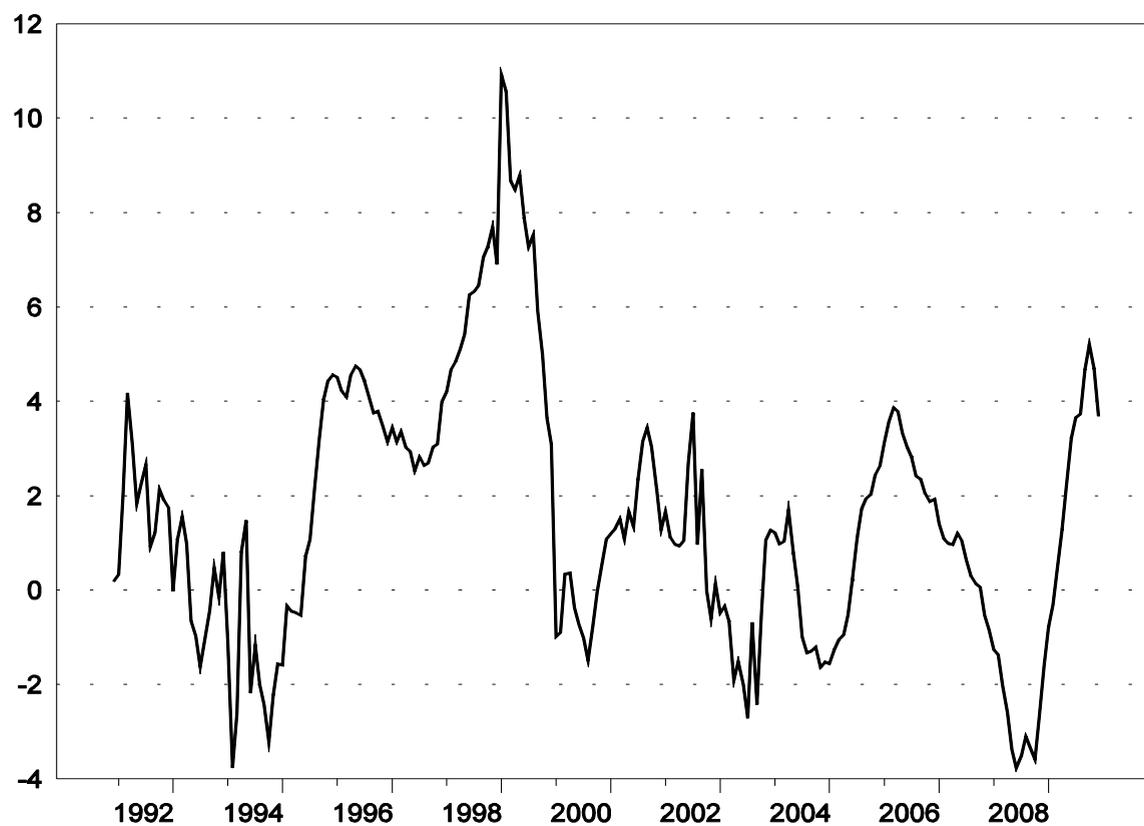


Figura 3 - Déficit operacional / PIB (%)

Para aplicar a metodologia descrita na seção 2, também devemos testar se o valor esperado da taxa de juros real condicionada à informação passada é constante. A taxa de juros real (rr) é definida, do

ponto de vista conceitual, pela expressão $rr_t = \frac{1+r_t}{1+E_t\pi_{t+1}} - 1$, onde r_t é a taxa nominal de juros de curto prazo, π_{t+1} é a taxa de variação de preços entre t e $t + 1$, e E_t indica o operador de expectativas com a informação disponível até o período t . Admitindo previsão perfeita, aproximamos a expectativa da inflação pelo valor efetivamente observado, e calculamos assim a taxa de juros real. Utilizamos para i_t a taxa SELIC observada, e para π_t a taxa de inflação medida pelo IGP-M.

O gráfico da taxa real assim obtida é apresentado na Figura 1, onde se constata que ela teve variações expressivas em torno do seu valor médio de 1,02% ao mês, especialmente na primeira parte do período considerado. No histograma da taxa real na Figura 2 a distribuição é razoavelmente simétrica.

Caso a taxa de juros reais seja $I(0)$, o seu valor esperado condicionado à informação passada é constante e igual à sua média, pois para uma um processo estocástico estacionário a média é o melhor estimador linear não-viezado do seu valor futuro. Neste caso, a Proposição 1 de Trehan e Walsh (1991), pode ser aplicada. A próxima seção faz os testes de raiz unitária da serie da SELIC real, e mostra que este é o caso.

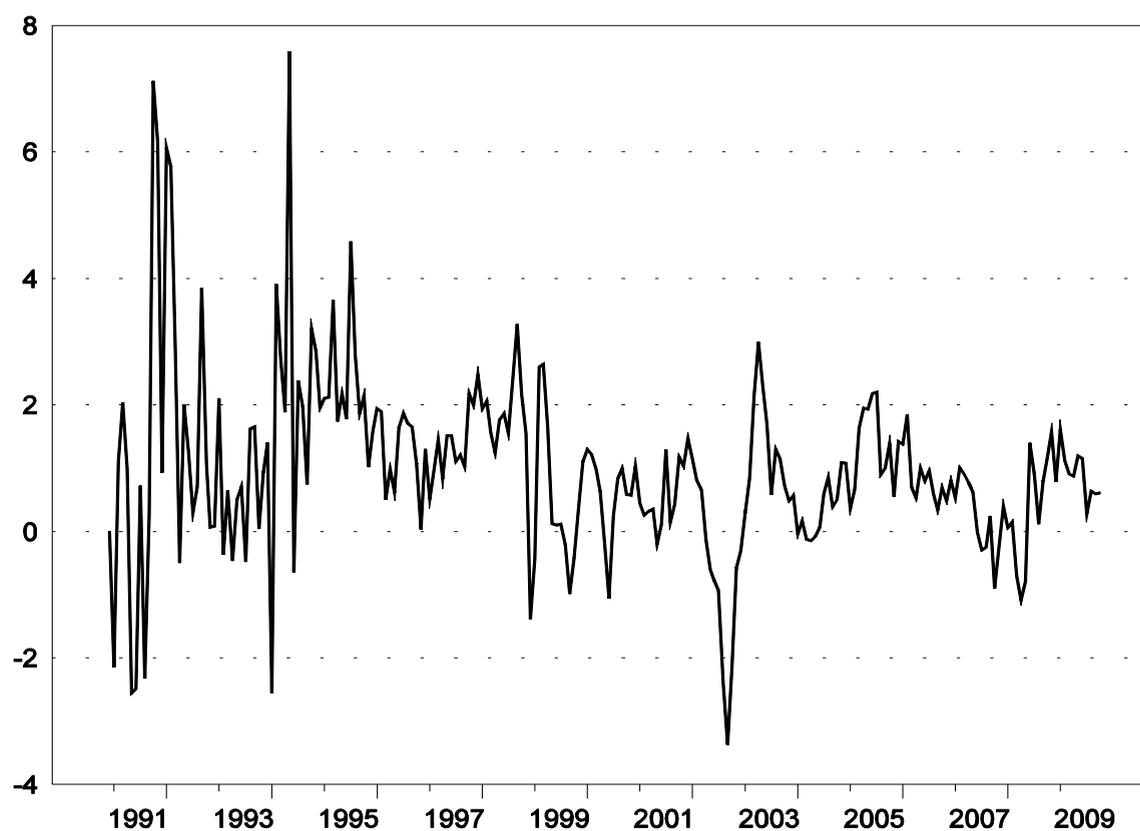


Figura 4a – Gráfico da taxa SELIC real do sob a hipótese de previsão perfeita

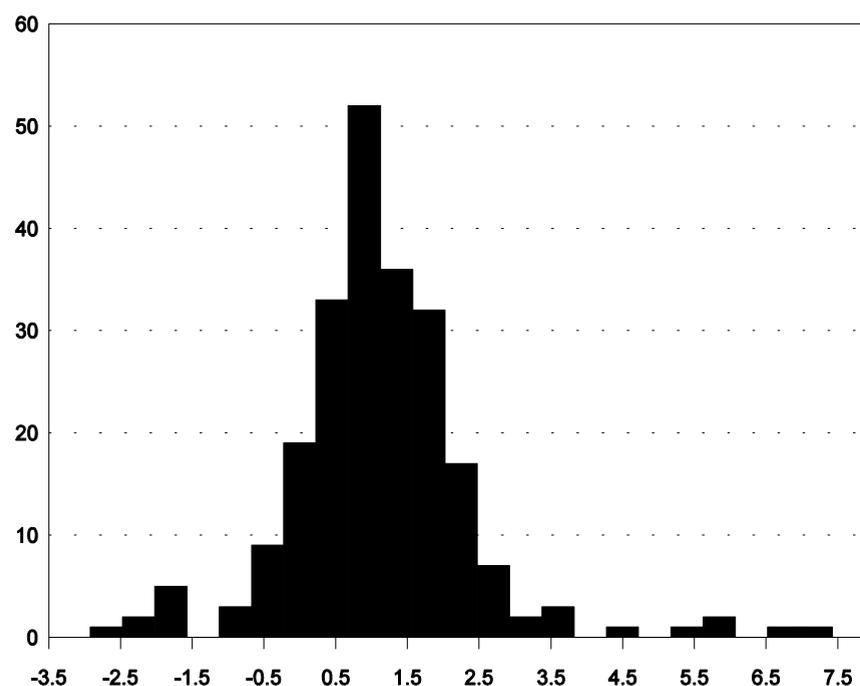


Figura 4b – Histograma da taxa SELIC real do período 1991:01- 2009:09

A próxima seção testa a ordem de integração dos processos estocásticos para a SELIC real, o déficit primário, a dívida pública, e o déficit total (operacional), assim como a cointegração entre a dívida e o déficit primário, para permitir a aplicação das condições de sustentabilidade discutidas anteriormente.

4.2. Testes de raiz unitária

Para cada uma das series fazemos três tipos de testes de ordem de integração: (i) vários testes onde a hipótese nula é que a serie é integrada: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Philips-Perron (PP), Elliott-Rothenberg-Stock (ERS), (ii) um teste onde a hipótese nula é que ela é estacionária: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), e (iii) um teste para a hipótese que a série seja $I(1)$ com uma quebra estrutural em data desconhecida: PERRON97.¹⁵ Para todos os testes adotamos o grau de significância de 5%.

É sabido que os testes ADF podem ser sensíveis ao numero de defasagens inclusos na regressão do teste e, por isto, consideramos vários critérios que visam minimizar uma estatística de informação, pois cada um deles penaliza o aumento do numero de defasagens na especificação da regressão de teste de modo diverso. Foram utilizados os quatro critérios de informação mais empregados na literatura: Schwarz (SIC), que também é conhecido como critério Bayesiano de informação (BIC), Akaike (AIC), Akaike modificado (MAIC), e Hannan-Quinn (HQ).¹⁶

A especificação das equações de teste para os testes ADF foi feita de acordo com o procedimento proposto por Dolado et al. (1990), sintetizado em Enders (1995), tanto aplicado diretamente, como de modo

¹⁵ As referencias destes testes são, respectivamente, Dickey e Fuller (1979) e Said e Dickey (1984)); Philips e Perron (1988); Elliott, Rothenberg e Stock (1996); Kwiatkowski et al. (1992); e Perron (1997).

¹⁶ As referencias critérios são: Schwarz (1978), Akaike (1974, 1977), Akaike (1980), Hannan e Quinn (1979).

automatizado. No primeiro caso não foram utilizadas regressões de teste sem termo constante, e os resultados estão apresentados nas quatro primeiras linhas da Tabela 2. O teste automatizado utilizou a rotina URAUTO do programa RATS (Estima (2007)), com seleção do número de defasagens tanto pelo critério de informação de Schwarz quanto de Akaike, e considerou a hipótese de que a regressão de teste não tenha termo constante. Os seus resultados são apresentados na Tabela 2 nas linhas relativas aos critérios SIC* e AIC*, respectivamente.

Para a série da taxa de juros real todos os critérios optam pela inclusão de 4 defasagens no teste ADF. Para as outras séries, de um modo geral, o critério SCI é mais parcimonioso, penalizando mais a redução dos graus de liberdade implícita na inclusão de mais defasagens. Nas séries de déficit primário e operacional, o critério SIC opta pela inclusão de 1 ou 0 defasagens, respectivamente, muito menor do que o número escolhido pelos critérios AIC e MAIC, igual 13 a 12 defasagens, respectivamente. Para a série de dívida todos os critérios optam pela não inclusão de defasagem da primeira diferença da série na equação de teste. Nestes testes testamos a inclusão de um termo de tendência temporal na equação de teste. Para a série de juros real o seu coeficiente se revelou significativo, mas para todas as outras o seu coeficiente não se revelou significativo, caso em que optamos pela equação com apenas a constante como variável exógena.

Os testes ADF, independentemente da escolha do número de defasagens, rejeitam a hipótese que a série de juros reais seja integrada, e não rejeitam a hipótese de que todas as outras séries sejam $I(1)$, como se vê nas primeiras 6 linhas da Tabela 2.

O teste Phillips-Perron (PP) ¹⁷ é uma modificação do teste Dickey-Fuller desenvolvida para levar em conta que o processo gerador dos dados possa apresentar auto-correlação de ordem superior àquela admitida na regressão de teste do teste original, tal como o teste ADF. Enquanto o teste ADF (acima) faz isto introduzindo defasagens de Δy_t na regressão de teste, o teste Phillips-Perron (PP) faz uma correção não-paramétrica na estatística-t do teste. O teste PP é robusto com relação a auto-correlação e heterocedasticidade nos erros da regressão de teste, mas, segundo Davidson e MacKinnon (2004), tem desempenho inferior ao teste ADF em amostras finitas. O teste PP foi implementado aqui considerando o número máximo de defasagens igual a 4 para todas as séries, e o seu resultado coincidiu com os dos testes ADF: rejeição da hipótese da existência de raiz unitária na série de juros real, e a aceitação da hipótese de que as outras séries sejam integradas.

Para melhorar a potência do teste de raiz unitária, Elliott et al (1996) propuseram retirar a tendência local da série temporal antes de aplicar o teste ADF. Utilizamos a variante do teste Elliot-Rothenberg-Stock (ERS) conhecida como teste "DF-GLS" que utiliza um procedimento de estimação de mínimos quadrados generalizado para retirar a tendência da série, e em seguida aplica tipo de teste ADF, sem intercepto à série transformada. O teste ERS rejeita a hipótese que a série de juros real seja integrada, aceita a hipótese as séries de déficit primário e dívida sejam $I(1)$, e a rejeita para a série de déficit operacional.

¹⁷ Ver Phillips e Perron (1988))

Outra estratégia para lidar com a falta de potencia dos testes usuais de raiz unitária é empregada pelo teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) ¹⁸, onde a serie é expressa como a soma de uma tendência determinística, um passeio aleatório, e um erro estacionário, e aplica-se a ela um teste do multiplicador de Lagrange para a hipótese de que a componente passeio aleatório tem variância nula. Este teste rejeita a hipótese que a taxa de juros real e a dívida sejam estacionárias, mas não a rejeita a hipótese de que os déficits operacional e primário o sejam.

¹⁸ Kwiatkowski et al (1992)

Tabela 2 - Testes de raiz unitária

Teste	SELIC real				Déficit primário / PIB				Déficit operacional / PIB				Dívida líquida / PIB					
	Critério	Defasagem	Estadística	Resultado	Critério	Defasagem	Estadística	Resultado	Critério	Defasagem	Estadística	Resultado	Critério	Defasagem	Estadística	Resultado		
Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	SIC	4	-5,038	Rejeita I(1) (*)	SIC	1	-1.665	Não rejeita I(1) (*)	SIC	0	-2.240	Não rejeita I(1) (*) vide [&]	SIC	0	-0.964	Não rejeita I(1) (*)		
	AIC	4			AIC	13			HQ	0			AIC	0				
Valores críticos (t)	HQ	4			HQ	13	-1.865		AIC	12	AIC		12	-2.288			HQ	0
1%	-3.461	MAIC			4	MAIC	13			MAIC	12						MAIC	0
5%	-2.875	SIC*	4		SIC*	1	-1.694		SIC*	0	-2.459	SIC*	0	-0.955				
10%	-2.574	AIC*	4	-5,289	AIC*	13	-1.851		AIC*	12		AIC*	0	-0.955				
Philips-Perron (PP)		0	-9.467	Rejeita I(1) (*)		0	-1.643	Não rejeita I(1) (*)		0	-2.472	Não rejeita I(1) (*)		0	-0.960	Não rejeita I(1) (*)		
Valores críticos (t)		1	-9.361			1	-1.679			1	-2.525			1	-0.943			
1%	-3.463		2		-9.386		2		-1.734		2		-2.495		2		-0.944	
5%	-2.875		3		-9.542		3		-1.760		3		-2.528		3		-0.951	
10%	-2.574		4		-9.611		4		-1.827		4		-2.600		4		-0.960	
Elliott, Rothenberg and Stock(ERS)	DF-GLS	0	-2.292	Rejeita I(1) (*)	DF-GLS	0	-1.639	Não rejeita I(1) (*)	DF-GLS	0	-2.289	Rejeita I(1) (*)	DF-GLS	0	-0.946	Não rejeita I(1) (*)		
Valores críticos (t)																		
1%																	-2.580	
5%																	-1.950	
10%	-1.620																	
Kwiatkowski, Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)	AIC	12	0,721	Rejeita I(0) (*)	AIC	12	0.359	Não rejeita I(0) (*)	AIC	12	0.286	Não rejeita I(0) (*)	AIC	12	0.870	Rejeita I(0) (*)		
Valores críticos																		
1%																	0.739	
5%																	0.463	
10%	0.347																	
Perron (PERRON97)								Não rejeita I(1) c/ quebra 1996:04 (*)				Não rejeita I(1) c/ quebra 1997:08 (*)						
Valor crítico 200 obs.																		
5% -	-4.65				AIC	12	-3.229			AIC	12		-3.148					
Valor crítico ∞ obs.																		
5%	-4.36																	
Resultado	Série não é I(1)				Série é I(1)				Série é I(1) ou I(0) (inconclusivo)				Série é I(1)					

Notas: Critérios para escolha do numero de defasagens inclusas na equação de teste de raiz unitária pelo critério de informação:

SIC - Scharwz, AIC - Akaike, MAIC - Akaike modificado, HQ - Hannan-Quinn, SIC* - Scharwz (rotina URAUTO), AIC* - Akaike (rotina URAUTO)

DF-GLS - metodologia do teste Elliott, Rothenberg and Stock(ERS).

(*) teste de hipótese com grau de significância 5%.

Podemos sintetizar os resultados dos testes apresentados até aqui.

- a) juros real: os testes ADF, PP e ERS rejeitam a hipótese de existência de uma raiz unitária, mas o teste KPSS rejeita a hipótese que ela seja $I(0)$ ao nível de significância de 5%, mas não rejeita ao nível de 1%.
- b) déficit primário: os testes ADF, PP e ERS aceitam a hipótese que ela $I(1)$, mas o teste KPSS levanta a hipótese que ela seja $I(0)$. Será classificada como $I(1)$.
- c) déficit operacional: os testes ADF e PP não rejeitam que seja $I(1)$, mas ERS rejeita que seja integrada, o KPSS não rejeita que seja estacionária. Vamos discutir sua classificação em seguida.
- d) dívida: todos os testes são consistentes com a hipótese que seja $I(1)$.

Vamos agora considerar a hipótese levantada por Perron (1989) que uma série que de fato seja $I(1)$ seja rejeitada nos testes de raiz unitária por conter uma quebra estrutural no nível e/ou na sua tendência. Este pode ser o caso da série de déficit operacional que, como visto acima, apresenta indicações contraditórias quanto à presença de uma raiz unitária.

A possibilidade de ter ocorrido uma quebra estrutural na série de déficit operacional e primário no período analisado é levantada por Giambiagi (2002) e Giambiagi e Ronci (2004) por conta do ajuste fiscal feito no final do ano de 1998, que visava lidar com o descontrole fiscal que ocorreu no período 1994-1998, gerando profunda crise. Este descontrole é facilmente constatado na série de déficit primário na Figura 0.2, que mostra que o superávit primário de cerca de 7% do PIB existente em 1994 desapareceu em 4 anos. Não é claro quando esta mudança de regime começou a produzir efeitos sobre as contas fiscais, pois o calendário eleitoral aparentemente interferiu na sua formalização, caracterizada pela assinatura do acordo com o Fundo Monetário Internacional logo após as eleições presidenciais daquele ano. Para lidar com a possibilidade de que ela tenha levado a rejeição da hipótese que as séries de déficit primário e déficit operacional, fazemos o teste PERRON97, que determina endogenamente a data da quebra estrutural. Os resultados estão nas últimas linhas da Tabela 2, e não rejeitam a hipótese de que ambas as séries sejam $I(1)$ com quebra estrutural em 1996:04 e 1997:08, respectivamente.

Ajustando as conclusões anteriores, para levar em conta os resultados do teste descrito acima, concluímos que a série da SELIC real é $I(0)$, e que as séries de déficit primário, déficit operacional e dívida são $I(1)$.

4.3. Sustentabilidade

À vista dos resultados dos testes de raiz unitária, podemos aplicar tanto a Proposição 1 quanto a Proposição 2 de Trehan e Walsh (1991), discutidas anteriormente.

Inicialmente, notando que a taxa de juros real é estacionária, e que o déficit *primário* (Def_t) é $I(1)$, pode-se aplicar a Proposição 1 de duas formas. Em primeiro lugar, as condições do caso especial daquela

proposição são atendidas, pois o déficit operacional, que representa o déficit *total* (Def_t^*), é I(1), e pode-se concluir que o regime fiscal do Brasil no período foi sustentável. Em segundo lugar, as condições do caso geral da segunda parte da Proposição 1 também são atendidas, porque a dívida é I(1) e cointegra com o déficit primário (Def), como demonstrado pelo resultado do teste de cointegração de Johansen discutido a seguir.

A Tabela 3 mostra os resultados da estimação do VEC irrestrito para aplicação do teste. Foram incluídas duas defasagens na equação de teste, ou seja, $k = 3$ na equação (3). Atendendo ao critério da parcimônia, para preservar graus de liberdade, visto que nossa series não são muito longas, foi incluída uma constante e não foi utilizada tendência temporal, pois sua ausência é sugerida pelos testes de raiz unitária. Na Tabela 3, a comparação da estatística do traço com seu valor crítico ao nível de significância de 5% mostra que a hipótese destas duas séries não cointegrarem pode ser rejeitada, e que a existência de, no máximo, uma relação de cointegração não pode ser rejeitada. O teste do autovalor máximo conduz à mesma conclusão. O vetor de cointegração para o maior autovalor é: $0,073507 * Div + 0,949756 * Def$.

Tabela 3 – Teste de cointegração de Johansen entre déficit e dívida para posto de cointegração irrestrito

Numero de vetores de cointegração	Autovalor	Lambda-max	Teste do traço		Log L
			Estatística	Valor critico 95%	
Nenhum *	0.0736	15.8341	19.3898	15.4100	-389.5741
No máximo 1	0.0170	3.5556	3.5556	3.8400	-387.7963

Notas: * indica rejeição da hipótese ao nível de 95% de confiança.

O teste conclui pela existência de 1 vetor de cointegração ao nível de significância de 5% .

O vetor de cointegração mostra que no período considerado a relação de equilíbrio entre as razões dívida / PIB e déficit primário / PIB foi de 12,92, ou seja, é necessário um superávit primário de 3,09% do PIB para “sustentar” uma dívida da ordem de 40% do PIB. Se o superávit cai, a dívida que pode ser sustentada também se reduz.

O gráfico na Figura 3 mostra que o déficit tende a ser mais alto no final do ano gregoriano, quando comparado aos períodos precedentes. Assim, estimou-se também o modelo de correção de erros introduzindo variáveis *dummy* para capturar este efeito, e levar em conta a possibilidade de que ele tenha vizado a estimativa, mas a introdução destas variáveis pouco altera os resultados.¹⁹

Considerando, alternativamente, podemos admitir que a esperança da taxa de juros real condicionada a informação passada não tenha sido (aproximadamente) constante, aplica-se Proposição 2. Notando que a dívida é I(1), podemos concluir novamente que o regime fiscal foi sustentável.

Em síntese, verificamos que o regime fiscal foi sustentável aplicando as proposições de Trehan e Walsh (1991) de três maneiras distintas.

¹⁹ Em razão da estabilidade dos coeficientes frente à introdução das variáveis *dummies* sazonais, os gráficos de resposta a impulso só são apresentados para o caso da estimação sem efeitos sazonais. A resposta do modelo com sazonalidade é muito similar à daquele sem sazonalidade.

4.4. Análise Prospectiva

O ponto de partida da análise prospectiva é a situação da economia no final de 2010, indicada na Tabela 4. Para a construção do cenário foi adotado o parâmetro fiscal encontrado na análise retrospectiva, ou seja, a relação entre déficit e dívida que garante a sustentabilidade intertemporal desta última.

Tabela 4 – Variáveis macroeconômicas

	2010	2011	2012
Consumo privado/PIB	59,60%	60,30%	62,30%
Dívida Líquida Total/PIB	40,35%	36,49%	35,21%
Carga Tributária/PIB	33,53%	35,31%	36,27%
Superávit Primário/PIB	2,78%	3,11%	2,38%
Inflação (%a.a)	5,91%	6,50%	5,84%
Taxa de juros nominal (% média anual)	10,64%	11,73%	8,42%

Fonte: Bacen

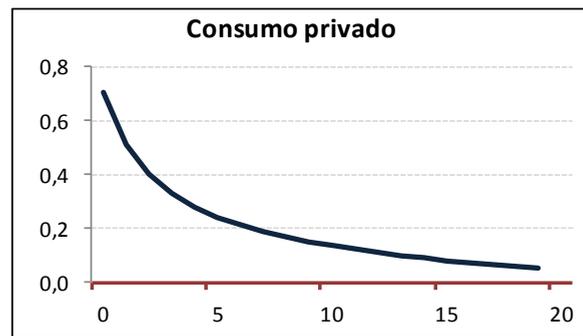
Segundo esse parâmetro, é necessário um superávit primário da ordem de 3,11% do PIB para sustentar a dívida de 40,35% encontrada no final de 2010. Isso exigiria uma redução de 1,2 p.p. na relação gasto público / PIB. Esse esforço fiscal teria revertido a trajetória ascendente desta variável, que avançou 1,5 p.p. em 2009 e 1,1 p.p. em 2010, recuou 1,5 p.p. em 2011, voltando a crescer 0,8 p.p. em 2012²⁰. Dessa forma, o exercício pretende responder quais teriam sido os efeitos sobre as principais variáveis macroeconômicas acompanhadas pelo modelo (consumo privado, endividamento público, impostos, inflação e taxa de juros) caso aquela política tivesse sido adotada a partir de 2010.

Nos gráficos de resposta a impulso apresentados a seguir, o eixo horizontal é apresentado em trimestres, enquanto o eixo vertical corresponde à variação percentual do estado estacionário. A redução dos gastos públicos citada acima representa um choque de 3,6% na variável.

A Figura 5 apresenta a função de resposta a impulso do consumo privado, mostrando seu aumento inicial e posterior regresso lento ao nível do estado estacionário. Isso significa que uma redução dos gastos públicos teria um efeito positivo e persistente sobre a participação do setor privado na economia, dado o efeito *crowding-in*.

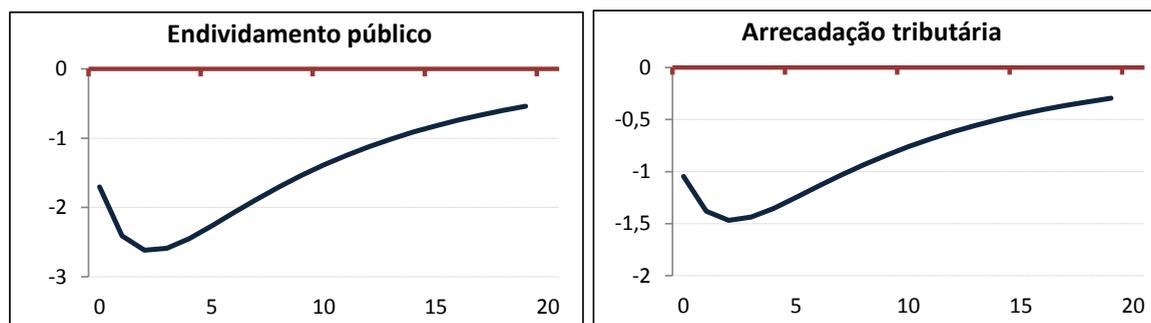
²⁰ Esses dados referem-se às despesas primárias do Tesouro Nacional, pois não há disponível a do setor público consolidado no conceito "acima da linha".

Figura 5 – Impulso Resposta a um choque sobre a variável gastos públicos/PIB



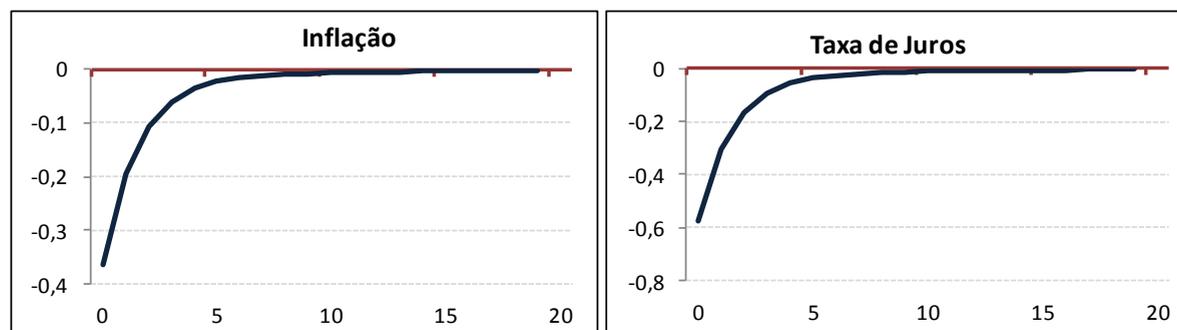
A Figura 6 mostra os efeitos do choque sobre o endividamento público e a carga tributária. Há uma queda substancial da relação dívida/PIB, especialmente nos cinco primeiros trimestres. Este movimento, aliado à queda dos gastos públicos, abre espaço para redução da carga tributária. Cabe observar que esses efeitos se estendem ao longo de todo o período analisado (20 trimestres, ou cinco anos), evidenciando os benefícios de médio prazo de uma política fiscal em que os gastos crescem em velocidade inferior a do PIB.

Figura 6 – Impulso Resposta a um choque sobre a variável gastos públicos/PIB



Por fim, a Figura 7 apresenta as funções de impulso resposta para a inflação e a taxa de juros. Os resultados do modelo indicam que a política de redução dos gastos correntes como proporção do PIB também teria como efeito uma queda da taxa de inflação e, conseqüentemente, da taxa de juros. Esses resultados sugerem que a política fiscal pode colaborar com a política monetária no controle da inflação, permitindo a redução progressiva da taxa de juros.

Figura 7 – Impulso Resposta a um choque sobre a variável gastos públicos/PIB



5. CONCLUSÕES

Este trabalho testou a sustentabilidade da dívida pública brasileira e analisou seus impactos macroeconômicos. A aplicação de testes propostos na literatura internacional apontou que a dívida pública no Brasil foi sustentável no período 1991 a 2009. Esse resultado foi obtido tanto considerando o valor esperado da taxa de juros real condicionado à informação passada como constante, como no caso em que esta condição não tenha sido satisfeita. Estes testes são inovadores com relação à literatura, tanto por englobar um período mais recente, quanto por utilizarem dados que não haviam sido anteriormente utilizados para este fim. Eles têm a importante vantagem de fornecerem diretamente, sem necessidade de manipulações adicionais, as series das variáveis necessárias ao teste de sustentabilidade da dívida (o estoque da dívida e o déficit público). Isto facilitou sobremaneira a interpretação dos resultados dos testes, evitando a necessidade encontrada por outros estudos de tecer considerações e aventar hipóteses quanto aos possíveis efeitos destes ajustes.

Outra constatação importante que se pode extrair da análise retrospectiva é que a convivência, no presente, com um maior valor da relação dívida/PIB (ou, da mesma forma, com um menor valor para o superávit primário) diminui a margem de manobra da política econômica no futuro. De fato, o teste de cointegração entre déficit e dívida mostrou que no Brasil, no período analisado, foi necessário um superávit primário da ordem de 3,09% do PIB para “sustentar” uma relação dívida/PIB da ordem de 40%. Se o superávit cai, a dívida que pode ser sustentada também cai.

Com base nesses resultados, verificamos qual seria o comportamento das principais variáveis macroeconômicas caso a política fiscal brasileira tivesse como compromisso a sustentabilidade da dívida pública. No cenário adotado, essa hipótese sugeriria uma redução de 1,2 p.p. na relação gasto público/PIB em 2010, o que reverteria a trajetória ascendente registrada por esta variável. Esse exercício é feito à luz de um contexto de elevada incerteza quanto à trajetória da economia mundial e brasileira, caracterizada nos últimos dois anos por uma combinação de baixo crescimento e inflação persistentemente elevada.

O cenário traçado pelo modelo DSGE mostrou que, caso o governo realizasse esse esforço fiscal, os efeitos seriam: i) aumento da participação do setor privado na economia, dado o efeito *crowding-in*; ii) redução da carga tributária e do endividamento público, dada a menor necessidade de financiamento; iii) arrefecimento da inflação, diante da menor pressão do setor público sobre a demanda agregada; e iv) redução da taxa de juros, reflexo da menor necessidade de atuação da autoridade monetária.

Os resultados apresentados por este trabalho deixam claros os benefícios de uma política fiscal onde os gastos crescem em velocidade inferior à do PIB. Mais que isso, sugerem que a política fiscal pode contribuir para a política monetária no controle da inflação, o que abriria espaço para que o país convivesse com menores taxas de juros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFONSO, J. e BARROS, G. **Sobre “Fazer o Cumprimento” da Meta de Superávit Primário de 2012.** FGV/IBRE Texto para discussão, 2013.

AKAIKE, H. **A new look at the statistical model identification,** *IEEE Transactions on Automatic Control* 19 (6): 716–723, 1974.

AKAIKE, H., 1977. **On entropy maximization principle.** In: Krishnaiah, P.R. (Editor). *Applications of Statistics*, North-Holland, Amsterdam, pp. 27–41.

AKAIKE, H. **Likelihood and the Bayes procedure,** in BERNARDO, J. M.; et al., *Bayesian Statistics*, Valencia: University Press, pp. 143–166, 1980.

AHMED, S. e YOO, B. S. **Fiscal Trends in Real Economic Aggregates.** *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 4, Part 1, pp. 985-1001. Nov. 1995.

AREOSA, W. D. **“Dinâmica da inflação no Brasil: o caso de uma pequena economia aberta”.** Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Economia do Departamento de Economia da PUC–Rio. (2004).

AZEVEDO, Izabella. **Efeitos de gastos do governo em um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral com restrições financeiras.** Dissertação de Mestrado. Escola e Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV), 2010.

ANDRADE, J. P. e J. A. DIVINO, **Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil.** IPEA Texto para discussão Nº 806 Rio de Janeiro, jul. 2001, 27p. 001. 2001.

BEVILAQUA, Afonso; GARCIA, Márcio G. P. **Debt Management in Brazil: Evaluation of the Real Plan and Challenges Ahead.** World Bank Policy Research Working Paper n. 2402, 2000.

BEVILAQUA, A. S. e WERNECK, R. L. F. **Public-Sector Debt Dynamics in Brazil.** 1997.

BLANCHARD, O. e C. KAHN, **“The Solution of Difference Models under Rational Expectations”**, *Econometrica*, v. 48, n.5, p.1305-1311. July, 1980.

BOHN, Henning. **The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy.** *Journal of Money, Credit and Banking* 27, No.1, February, 1995.

BONOMO, M. A. e R. D. BRITTO, **“Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais”.** *Revista Brasileira Economia* 56 no.4, Rio de Janeiro, FGV, Oct./Dec. 2002.

CALVO, G.. **Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework.** *Journal of Monetary Economics*. Vol 12, p. 383-398, 1983.

CLARIDA, R., J. GALÍ, & M. GERTLER, **The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective.** *Journal of Economic Literature* 37, p.1661-707. 1999.

COSTA, J. Goulart. **Uma avaliação da eficiência de política monetária dos períodos: 1994 a 1999 e 2000 a 2009.** Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas da FCE/UERJ, 2010.

DAVIDSON, R. e MACKINNON, J. G., **Econometric Theory and Methods**, p.623, 2004.

DICKEY, D.A. e W.A. FULLER, **“DISTRIBUTION OF THE ESTIMATORS FOR AUTOREGRESSIVE TIME SERIES WITH A UNIT ROOT,”** *JOURNAL OF THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION*, 74, P. 427–431.1979.

DOLADO, J. J., JENKINSON, T. e SOSVILLA-RIVERO, S., **Cointegration and Unit Roots,** *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, no. 3, 1990.

- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J. and STOCK, J.H. **Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root**, *Econometrica* 64, No. 4, 813–836, 1996.
- HANNAN, E. J. e QUINN, B. G., **The Determination of the Order of an Autoregression**, *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 41, 190–195, 1979.
- ENDERS, W., **Applied Economic Time Series**, John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R.F., e Granger, C.W.J., **Cointegration, and Error Correction: Representation, Estimation and Testing**, *Econometrica* 55, pp.251-276, 1987.
- ESTIMA. **RATS 7.0 Reference Manual**. Evanston, Illinois, 2007.
- GALÍ, J., AND T. MONACELLI **“Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”** *Review of Economic Studies* 72, no. 3, p. 707–734, 2005.
- GALÍ, Jordi, J. david LÓPEZ-SALIDO, and Javier VALLÉS (2004). **“Rule-of- Thumb Consumers and the Design of Interest Rate Rules.”** *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 739–764.
- GALÍ, J., J. D. LÓPEZ-SALIDO, e J. VALLÉS **“Understanding the Effects of Government Spending on Consumption”** *Journal of European Economic Association*, 5(1) 227-270. 2007.
- GIAMBIAGI, F. **Do déficit de metas às metas de déficit: a política fiscal do período 1995-2002**, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 32, n° 2, 2002.
- GIAMBIAGI, F; RONCI, M. **Fiscal Policy and Debt Sustainability: Cardoso’s Brazil, 1995-2002**. IMF Working Paper, 2004.
- GOLDFAJN, Ilan. **Há Razões para Duvidar que a Dívida Pública no Brasil é Sustentável?** Brasília: Banco Central do Brasil, (Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n° 25), jul. 2002.
- GOMES, F.A.R. **Consumo no Brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez**, *Revista Brasileira de Economia* 58 (3): 381–402, FGV, Rio de Janeiro, Julho/Setembro de 2004.
- GOMES, F. A. R. & PAZ, L. S. (). **Especificações para a função consumo: Testes para países da América do Sul**. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 34(1): 39–55, IPEA, Rio de Janeiro, 2004.
- GRIFFOLI. T. M, **“An introduction to the solution & estimation of DSGE models”**. Dynare User Guide. (2007-2008).
- HAKKIO, C.S., RUSH, M. **Is the Budget deficit too large?** *Economic Inquiry* 29, n.3, 429-445, July 1991.
- ISSLER, J.V. e LIMA, L.R. **Como se Equilibra o Orçamento do Governo no Brasil? Aumento de Receitas ou Corte de Gastos?** III Premo do Tesouro Nacional, Brasília, 1998. http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/iiipremio/financas/3lugar_topicos_III_PTNISSLER_Joao_Victor.PDF
- ISSLER, J. e ROCHA, F. **Consumo, restrição a liquidez e bem-estar no Brasil**. *Economia Aplicada* 4(4), 637-665. 2000.
- ILZETZKI, E. **Rent-seeking distortions and fiscal procyclicality**. *Journal of Development Economics*, v. 96, p. 30-46, 2011.
- JOHANSEN, S. **Statistical analysis of cointegration vectors**. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Volume 12, Issues 2–3, June–September 1988, Pages 231–254, 1988.
- _____. **Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models**. *Econometrica*, 59:1551–1580, 1991.
- KWIATKOWSKI, D., P. C. B. PHILLIPS, P. SCHMIDT, and Y. SHIN. **Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root**. *Journal of Econometrics* 54, 159–178, 1992.
- LUPORINI, V. **The behavior of the Brazilian Federal Domestic Debt**. *Economia Aplicada*, v.6, n.4, 2002.
- MANSUETO, A. **Superávit primário: descanse em paz**. Valor Econômico – 28 de outubro de 2010.

- MACKINNON, J.G. **Critical Values for Cointegration Tests**, *Long-Run Economic Relationships*, eds. R.F. Engle and C.W.J. Granger, London, Oxford, 267–276, 1991.
- MELLO, Luis de. **Estimating a Fiscal Reaction Function: The Case of Debt Sustainability in Brazil**. Paris: OECD Economics Department, 2005 (Working paper, n. 423).
- MUINHOS, M. NAKANE, M. **Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates**, Banco Central do Brasil, Working Paper Series 101. 2006.
- Nunes, A. Portugal, M. **Políticas Fiscal E Monetária Ativas e Passivas: Uma Análise Para O Brasil Pós-Metas de Inflação**, ANPEC, 2009.
- PASTORE, Afonso Celso. **Déficit Público, e a Sustentabilidade do Crescimento das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro**. *Revista de Econometria*, vol. 14, n. 2, 1995.
- REIS, E., ISSLER, J. V., BLANCO, F., & CARVALHO, L. **Renda permanente e poupança precaucional: Evidências empíricas para o Brasil no passado recente**. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 28(2): 233–272, IPEA, Rio de Janeiro, 1998.
- ROCHA, Fabiana. **Long Run Limits on the Brazilian Government Debt**. *Revista Brasileira de Economia*, FGV, 1997.
- ROSSI, J. W. **A Dívida Pública no Brasil e a Aritmética da Instabilidade**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 17, nº . 2, agosto de 1987.
- _____ **A dinâmica da dívida pública: algumas simulações para o Brasil** in *Perspectivas para a Economia Brasileira*. UERJ, 2006.
- PERRON, P. **The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis**, *Econometrica*, vol. 57, pp.1361-1401, 1989.
- PERRON, P. **Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables**, *Journal of Econometrics* vol. 80, nº 2, pp.355-385, 1997.
- PERRON, P. **Dealing with Structural Breaks**, Palgrave Handbook of Econometrics, Vol. 1: Econometric Theory, 2006.
- PHILLIPS, P. **Time Series Regressions with a Unit Root**, *Econometrica*, pp. 277-301, 1987.
- PHILLIPS, P. e P. PERRON. **Testing for a Unit Root in Time Series Regressions**, *Biometrika*, 1988.
- MACKINNON, **Critical Values for Cointegration Tests**, Long-Run Economic Relationships, R.F. Engle and C.W.J. Granger, eds, London, Oxford, pp 267-276. 1991.
- ROTEMERG J. J., and M. WOODFORD. **Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model, in Monetary Policy Rules**, The National Bureau of Economic Research - Business Cycle Series, Chicago, ed. by J. B. Taylor, vol. 31, p. 57—119, 1999.
- Said E. and David A. Dickey (1984), *Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order*, *BIOMETRIKA*, 71, 599–607.
- SIMS, C. **Solving Linear Rational Expectations Models**. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2000.
- SCHWARZ, G. E. (1978), **Estimating the dimension of a model**. *Annals of Statistics* 6, nº 2, p. 461–464.
- TAYLOR. J.B. **Discretion versus Policy Rules in Practice**, Carnegie- Rochester Conferences Series on Public Policy. 39, p. 195-214, (1993).
- TANNER, E; RAMOS, A.M. **Fiscal Sustainability and Monetary versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil, 1991-2000**. *IMF Working Paper* 02/05, 2002.
- TREHAN, B., WALSH, C. E. **Common trends, the government's Budget constraint, and revenue smoothing**. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, p.425- 444, June/Sept. 1988.

TREHAN, B., WALSH, C. E. **Testing Intertemporal Budget Constraint: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits.** *Journal of Money, Credit and Banking* 23, No. 2 (May, 1991), pp. 206-223.

VALLI, Marcos e CARVALHO, Fabia A. **Fiscal and Monetary Policy Interaction: a simulation based analysis of a two-country New Keynesian DSGE model with heterogeneous households.** Working Paper BCB no.204, 2010.

APÊNDICE A - DETERMINAÇÃO DA ORDEM DE INTEGRAÇÃO

Para usar o teste ADF para determinar a ordem de integração das séries de modo automático, empregamos a metodologia proposta por Enders (1995). Estimamos inicialmente a equação (A.1), que inclui uma tendência, uma constante, e componentes auto-regressivos, e testamos a existência de raiz unitária ($\gamma = 0$), utilizando a estatística ADF.²¹ Caso aquela hipótese seja rejeitada, conclui-se que não existe raiz unitária e o procedimento é terminado.

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

Como este teste é caracterizado pela baixa potência, caso não rejeitemos a raiz unitária, testaremos a hipótese conjunta de existência daquela e ausência de tendência ($a_2 = \gamma = 0$) utilizando a estatística ϕ_3 de Dickey e Fuller (1981). Se rejeitarmos esta hipótese conjunta, testaremos novamente $\gamma = 0$, utilizando a distribuição normal, e o procedimento é, então, finalizado. Se não conseguirmos rejeitar esta hipótese conjunta, supomos que o processo gerador dos dados pode ser expresso pela equação (A.2) e novamente realizamos o teste da raiz unitária com a estatística ADF.

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{A.2})$$

Se a hipótese nula de raiz unitária for rejeitada nesta especificação, o procedimento é finalizado. Caso não a rejeitemos, testaremos a hipótese nula de que $a_0 = \gamma = 0$, utilizando a estatística ϕ_2 de Dickey e Fuller (1981). Se rejeitarmos esta hipótese conjunta, testaremos novamente $\gamma = 0$, utilizando a distribuição normal e o procedimento é, então, finalizado. Não rejeitando a hipótese nula, testaremos a raiz unitária de acordo com a especificação da equação (A.3), utilizando a estatística ADF. Caso aceitemos (rejeitemos) $\gamma = 0$, concluiremos que a série apresenta (não apresenta) raiz unitária.

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{A.3})$$

Em cada uma das equações acima, o número de defasagens utilizado (p) foi escolhido de acordo com o critério *general to simple* partindo de um número máximo igual a cinco. Se a quinta defasagem for significativa ao nível de 5%, a mesma é mantida. Caso aquela não seja, a equação é estimada novamente, com quatro defasagens, sendo novamente verificado o nível de significância da última defasagem. O procedimento continua até que o coeficiente da última defasagem do componente auto-regressivo seja significativo ao nível de 5%.

É importante enfatizar que os resultados dos testes anteriormente descritos podem não ser conclusivos, caso haja quebra estrutural na série, já que as estatísticas ADF têm um viés favorável à não-rejeição da raiz unitária. Por isso, para as séries que apresentaram raiz unitária no procedimento anteriormente descrito aplicamos o teste de Perron (1989), admitindo que, segundo a tipologia lá proposta, a quebra estrutural fosse do tipo representado pelo *changing growth model*.

A equação (A.4) descreve este modelo, e foi construída de modo a acomodar tanto a hipótese nula quanto a hipótese alternativa do teste. Na hipótese nula supomos a existência de raiz unitária com mudança no

²¹. Os valores críticos para as estatísticas ADF foram retirados de Hamilton (1994) para um nível de significância de 10%.

intercepto do processo no instante de quebra estrutural. Na hipótese alternativa supõe-se que o processo seja estacionário com mudança na inclinação da linha de tendência determinística no momento da quebra.

$$x_t = \mu + \theta U_t + \beta t + \gamma T_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{A.4})$$

onde: TB = data da quebra estrutural; $U_t = 1$, se $t > T_B$ e $U_t = 0$, caso contrário; e $T_t = t - T_B$, se $t > T_B$ e $T_t = 0$, caso contrário.

A hipótese nula impõe as seguintes restrições nos parâmetros de (A.4):

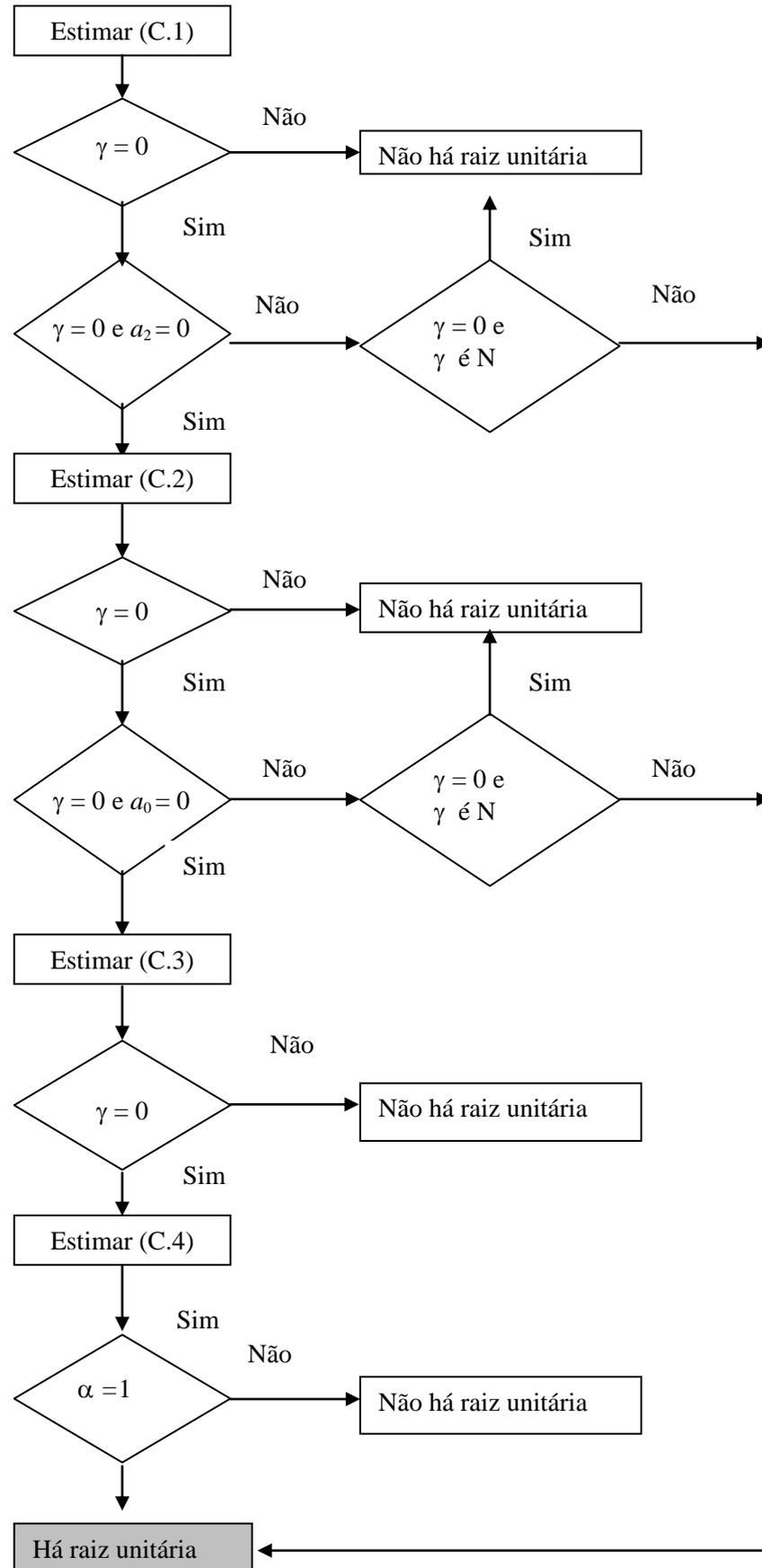
$$\alpha = 1, \gamma = 0, \beta = 0 \text{ e } \theta \neq 0 \quad (\text{A.5})$$

A hipótese alternativa impõe as seguintes restrições nos parâmetros (A.4):

$$\alpha < 1, \gamma \neq 0, \beta \neq 0 \text{ e } \theta = 0 \quad (\text{A.6})$$

A data considerada para a quebra das séries foi o quarto trimestre de 1990, e os valores críticos utilizados foram os de Perron (1989), com nível de significância de 10%. O teste foi aplicado de modo seqüencial, adicionando componentes auto-regressivos até que a hipótese de auto-correlação serial fosse rejeitada no teste de Ljung-Box, com nível de significância de 5%.

FLUXOGRAMA DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA



APÊNDICE B - DADOS UTILIZADOS

Data	DEFOP	DEFPR	DIV	SELICR
1991.12	0,19	-2,71	38,14	6,162212
1992.01	0,34	-2,72	37,33	0,935287
1992.02	2,04	-2,36	37,38	6,068798
1992.03	4,17	-2,14	38,3	5,767515
1992.04	3,11	-2,99	37,94	2,90037
1992.05	1,83	-3,24	37,17	-0,49673
1992.06	2,25	-2,67	37,7	2,002712
1992.07	2,66	-2,45	37,77	1,26918
1992.08	0,92	-3,05	36,85	0,299447
1992.09	1,22	-2,9	36,66	0,708773
1992.10	2,13	-2,33	36,91	3,846067
1992.11	1,9	-2,38	36,83	1,058938
1992.12	1,74	-1,58	37,06	0,068581
1993.01	-0,02	-3,31	36,34	0,082012
1993.02	1,07	-2,47	36,54	2,101842
1993.03	1,56	-1,84	36,41	-0,36722
1993.04	0,99	-1,73	35,79	0,642228
1993.05	-0,65	-2,56	34,94	-0,45833
1993.06	-0,97	-2,85	34,45	0,506016
1993.07	-1,62	-3,3	33,78	0,711582
1993.08	-0,98	-2,24	33,47	-0,47652
1993.09	-0,42	-2	33,22	1,620615
1993.10	0,48	-1,88	33,13	1,652673
1993.11	-0,15	-2,55	32,7	0,044466
1993.12	0,8	-2,18	32,56	0,940331
1994.01	-1,07	-4,22	32,31	1,405259
1994.02	-3,76	-5	32	-2,55181
1994.03	-2,62	-5,22	32,7	3,907965
1994.04	0,81	-4,49	33,22	2,739077
1994.05	1,47	-4,46	33,58	1,887336
1994.06	-2,18	-5,45	33,12	7,585475
1994.07	-1,17	-5,34	32,82	-0,63991
1994.08	-2	-5,85	31,61	2,378687
1994.09	-2,43	-6,07	30,63	1,977969
1994.10	-3,22	-6,91	29,9	0,750661
1994.11	-2,22	-6,06	29,91	3,205494
1994.12	-1,57	-5,64	30,01	2,851267
1995.01	-1,59	-5,72	29,35	1,957309
1995.02	-0,34	-4,5	29,43	2,109314
1995.03	-0,45	-4,63	28,92	2,11764
1995.04	-0,49	-4,7	28,67	3,654072
1995.05	-0,53	-4,73	28,11	1,744885
1995.06	0,72	-3,79	28,58	2,180057
1995.07	1,08	-3,34	28,74	1,783873
1995.08	2,12	-2,78	29,06	4,582327
1995.09	3,19	-2,2	29,75	2,790228
1995.10	4,04	-1,45	30,07	1,869528
1995.11	4,44	-1	30,28	2,150289
1995.12	4,57	-0,25	27,98	1,029511
1996.01	4,51	0,39	27,95	1,591064
1996.02	4,22	-0,11	28,08	1,94369
1996.03	4,09	-0,18	28,12	1,894759
1996.04	4,57	0,45	28,68	0,510139
1996.05	4,75	0,74	29,33	0,982729
1996.06	4,67	0,78	29,9	0,618924
1996.07	4,43	0,76	30,08	1,643967
1996.08	4,08	0,79	30,28	1,866048
1996.09	3,75	0,74	30,56	1,710802
1996.10	3,79	0,75	30,72	1,655311
1996.11	3,48	0,45	30,77	1,066499
1996.12	3,14	0,09	30,72	0,033726

Data	DEFOP	DEFPR	DIV	SELICR
1997.01	3,45	0,01	30,64	1,296247
1997.02	3,14	-0,06	30,54	0,51646
1997.03	3,36	0,23	30,6	0,955138
1997.04	3,02	-0,1	30,72	1,446604
1997.05	2,94	-0,15	30,41	0,838266
1997.06	2,53	-0,63	29,6	1,515469
1997.07	2,82	-0,52	29,91	1,512483
1997.08	2,64	-0,78	29,71	1,100572
1997.09	2,7	-0,61	30,14	1,215783
1997.10	3,04	-0,09	30,37	1,02632
1997.11	3,1	-0,05	30,55	2,185125
1997.12	3,99	0,88	31,83	1,993232
1998.01	4,21	0,78	32,66	2,485499
1998.02	4,68	0,9	33,15	1,936114
1998.03	4,86	0,76	33,24	2,068041
1998.04	5,11	0,71	33,46	1,564508
1998.05	5,42	0,83	33,92	1,245303
1998.06	6,27	1,35	35,17	1,77543
1998.07	6,34	1,16	35,55	1,866719
1998.08	6,46	1,02	35,81	1,557563
1998.09	7,05	1,11	36,52	2,405585
1998.10	7,28	0,75	37,58	3,271354
1998.11	7,7	0,88	38,55	2,172376
1998.12	6,91	-0,01	38,94	1,548545
1999.01	10,93	-0,29	47,06	-1,38215
1999.02	10,57	-0,46	47,21	-0,43887
1999.03	8,67	-0,68	43,87	2,606017
1999.04	8,48	-0,67	43,73	2,650123
1999.05	8,8	-0,81	45,07	1,65288
1999.06	7,89	-1,48	45,18	0,120009
1999.07	7,28	-1,88	45,58	0,097247
1999.08	7,53	-1,97	46,57	0,116782
1999.09	5,91	-2,69	46,01	-0,2093
1999.10	4,99	-2,88	45,97	-0,98262
1999.11	3,65	-3,08	45,12	-0,41597
1999.12	3,09	-2,92	44,53	0,355224
2000.01	-0,99	-2,99	44,98	1,101876
2000.02	-0,9	-3,11	45,48	1,298947
2000.03	0,34	-3,21	45,49	1,216464
2000.04	0,36	-3,44	46,39	0,982611
2000.05	-0,37	-3,74	46,55	0,638436
2000.06	-0,72	-3,52	45,98	-0,1755
2000.07	-1,02	-3,13	45,3	-1,0587
2000.08	-1,49	-3,25	44,7	0,242623
2000.09	-0,77	-3,11	44,86	0,840428
2000.10	-0,03	-3,02	45,46	0,994896
2000.11	0,51	-3,39	45,16	0,586204
2000.12	1,09	-3,24	45,5417	0,574604
2001.01	1,2	-3,34	45,3739	1,032694
2001.02	1,31	-3,26	45,9048	0,453297
2001.03	1,51	-3,26	46,2517	0,255302
2001.04	1,09	-3,58	46,2657	0,32359
2001.05	1,67	-3,48	47,4108	0,353308
2001.06	1,35	-3,6	47,0817	-0,20367
2001.07	2,34	-3,72	48,2605	0,116376
2001.08	3,16	-3,49	49,304	1,286014
2001.09	3,45	-3,52	49,9079	0,142628
2001.10	3,04	-3,64	49,6503	0,430206
2001.11	2,13	-3,36	48,3882	1,170862
2001.12	1,28	-3,38	48,437	1,029835

Continuação

Data	DEFOP	DEFPR	DIV	SELICR
2002.01	1,67	-3,49	50,1318	1,473075
2002.02	1,11	-3,64	49,6653	1,157174
2002.03	0,97	-3,44	49,4968	0,806815
2002.04	0,93	-3,29	49,1917	0,648187
2002.05	1,06	-3,22	50,0881	-0,12312
2002.06	2,69	-3,3	51,7106	-0,60909
2002.07	3,75	-3,31	55,0433	-0,76678
2002.08	0,97	-3,1	51,3172	-0,93418
2002.09	2,55	-3,33	55,9757	-2,39601
2002.10	-0,01	-3,52	52,257	-3,36921
2002.11	-0,6	-3,55	50,6051	-2,12922
2002.12	0,14	-3,21	50,4648	-0,57417
2003.01	-0,49	-3,23	50,4086	-0,30185
2003.02	-0,34	-3,29	50,9187	0,295853
2003.03	-0,67	-3,29	50,0453	0,849206
2003.04	-1,91	-3,56	47,9701	2,137152
2003.05	-1,51	-3,61	49,942	2,995305
2003.06	-2,01	-3,37	50,6231	2,286281
2003.07	-2,71	-3,38	52,2024	1,697795
2003.08	-0,69	-3,52	52,9312	0,587331
2003.09	-2,42	-3,32	52,5115	1,29459
2003.10	-0,52	-3,33	52,1374	1,146442
2003.11	1,06	-3,38	52,6486	0,729084
2003.12	1,27	-3,34	52,3555	0,488947
2004.01	1,21	-3,35	52,0369	0,573593
2004.02	0,98	-3,34	51,6417	-0,0451
2004.03	1,03	-3,48	50,7201	0,167101
2004.04	1,7	-3,38	49,9801	-0,12649
2004.05	0,8	-3,39	50,1198	-0,15012
2004.06	0,08	-3,6	49,2429	-0,07908
2004.07	-0,99	-3,72	48,381	0,066083
2004.08	-1,33	-3,8	47,5811	0,59945
2004.09	-1,29	-3,77	47,2362	0,857981
2004.10	-1,21	-3,75	47,1208	0,390026
2004.11	-1,63	-3,69	46,4968	0,507232
2004.12	-1,53	-3,81	47,0073	1,088578
2005.01	-1,56	-3,97	46,7225	1,08064
2005.02	-1,28	-3,84	46,5693	0,365083
2005.03	-1,05	-3,91	46,4423	0,662481
2005.04	-0,95	-4,23	45,8055	1,635126
2005.05	-0,52	-4,25	45,9623	1,951652
2005.06	0,24	-4,3	46,4863	1,932172
2005.07	1,12	-4,26	46,8835	2,175486
2005.08	1,72	-4,25	46,9074	2,200144
2005.09	1,94	-4,17	46,5167	0,89775
2005.10	2,03	-4,19	46,2975	1,003151
2005.11	2,45	-4,07	46,1594	1,39118
2005.12	2,64	-3,93	46,4664	0,548526
2006.01	3,13	-3,6	46,6031	1,419175
2006.02	3,56	-3,51	46,6749	1,378233
2006.03	3,87	-3,43	46,3347	1,850072
2006.04	3,78	-3,46	45,6946	0,695236
2006.05	3,33	-3,42	45,2566	0,52741
2006.06	3,03	-3,39	45,0248	1,002589
2006.07	2,81	-3,26	44,814	0,797017
2006.08	2,42	-3,38	44,465	0,963471
2006.09	2,35	-3,25	44,2885	0,584563
2006.10	2,04	-3,35	43,8524	0,341681
2006.11	1,87	-3,34	43,5724	0,69837
2006.12	1,93	-3,24	44,0264	0,485459