

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

TEORIA FISCAL E DETERMINAÇÃO DO NÍVEL DE PREÇOS NO
BRASIL

ELISA PASCHOALOTTO DA SILVA

Orientador: Profª Drª FABIANA ROCHA

São Paulo
2003

REITOR DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

PROF. DR. ADOLPHO JOSÉ MELFI

DIRETOR DA FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E
CONTABILIDADE

PROFª DRª MARIA TEREZA LEME FLEURY

CHEFE DO DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

PROFª DRª ELIZABETH MARIA MERCIER QUERIDO FARINA

1336 5589X
T85200
2060025043



Powered by RidProStar - www.logprocess.com.br

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

DEDALUS - Acervo - FEA



TEORIA FISCAL E DETERMINAÇÃO DO NÍVEL DE PREÇOS NO
BRASIL

ELISA PASCHOALOTTO DA SILVA

Orientador: PROFª DRª FABIANA ROCHA

Dissertação apresentada ao Departamento de
Economia da Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da
Universidade de São Paulo para a obtenção
do título de Mestre em Economia.

São Paulo
2003

FICHA CATALOGRÁFICA

Silva, Elisa Paschoalotto da

Teoria fiscal e determinação do nível de preços no Brasil / Elisa Paschoalotto da Silva. -- São Paulo : FEA/USP, 2003.

48 p.

Dissertação - Mestrado

Bibliografia

1. Finanças públicas 2. Política fiscal 3. Inflação I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP.

CDD – 336

*À minha mãe, minha avó e minha irmã, pelo
apoio em todos os momentos.*

Agradecimentos

Agradeço, em primeiro lugar, à minha mãe, por sua dedicação incondicional, por sua confiança na minha capacidade, pela paciência e apoio nos momentos difíceis e, acima de tudo, pelo seu exemplo de vida. Na verdade, não tenho palavras para agradecer-lhe por ser a principal responsável pelo que sou hoje. Agradeço também à minha avó, pelo seu papel de segunda mãe e à minha irmã, pela amizade e apoio em todas as ocasiões.

Quero agradecer à minha orientadora Profa. Fabiana Rocha pela colaboração na realização deste trabalho, por seus valiosos comentários e pela paciência em inúmeras situações. Além disso, quero agradecer-lhe pelo apoio e amizade em momentos difíceis e, especialmente, por seu incentivo à minha carreira acadêmica.

Gostaria de agradecer aos professores Fábio Kanczuk e Vera Lúcia Fava, membros da banca de qualificação, pelas sugestões que enriqueceram este trabalho. Agradeço a todos os professores do mestrado pela contribuição à minha formação e também ao Prof. Denisard Alves que, desde a graduação, tem sido um importante incentivador.

Não posso deixar de agradecer aos meus colegas de mestrado pelas conversas, alegrias e por dividir os momentos de “aperto”. Particularmente, agradeço à Camila Campos, uma amiga de todas as horas, com quem dividi muitos bons e maus momentos e que contribuiu muito para meu desenvolvimento intelectual. Agradeço também à Jeanne, que se mostrou uma grande amiga, especialmente ao reconhecer a importância que esta etapa do mestrado tem para mim. Além disso, sou imensamente grata à Rita

por seu apoio, por seus “conselhos” e por me ajudar a manter o bom-humor mesmo nos momentos mais delicados.

Agradeço também às minhas amigas Sandra, Rosana, Patrícia, Amanda e Juliana, que já fazem parte da minha história de vida. Espero que essas pessoas, de alguma forma, continuem sempre a participar das minhas conquistas.

Na verdade, não seria possível nomear todas as pessoas que contribuíram para a realização deste trabalho. Entretanto, gostaria ainda de agradecer às secretárias Márcia, Beth, Valéria e Cida, pela ajuda e indescritível paciência. Finalmente, agradeço à CAPES pelo apoio financeiro.

Sumário

p.

Resumo

1. Introdução.....	1
2. Estrutura Teórica.....	6
2.1. Modelo.....	6
2.2. Comparação entre as diferentes abordagens.....	13
3. Plausibilidade empírica de regimes não ricardianos no Brasil.....	17
3.1. Como distinguir regimes ricardianos e não ricardianos.....	17
3.2. Dados.....	22
3.3. Testes de estacionariedade.....	23
3.4. Resultados do VAR.....	29
3.5. Extensões.....	33
3.5.1. Comportamento dos fatores de desconto.....	33
3.5.2. Comportamento do produto nominal.....	35
4. Conclusão.....	38
Referências.....	40
Apêndice I.....	42
Apêndice II.....	44

Resumo

A Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) questiona a posição tradicional de que uma autoridade monetária forte e independente é suficiente para garantir a estabilidade de preços. Segundo a TFNP, há situações em que, a despeito da política monetária adotada, é a elevação do nível de preços que permite ao governo satisfazer sua restrição orçamentária intertemporal. Um regime que apresenta esta característica é denominado não-ricardiano. Considerando que um cenário como o brasileiro, marcado por períodos de taxas de inflação e de déficits públicos elevados, é propício para investigar questões levantadas pela TFNP, o objetivo deste trabalho é verificar se a hipótese de regime não-ricardiano é empiricamente plausível para o Brasil no período de 1966 a 2000. O teste segue a metodologia proposta por Canzoneri et al. (2001), que utiliza funções impulso resposta de um modelo de vetores auto-regressivos para analisar o comportamento das obrigações do governo como proporção do PIB no período subsequente a uma inovação positiva na razão superávit/PIB. Os resultados mostram que, para o período analisado, os dados não dão suporte a hipótese de regime não-ricardiano.

1. Introdução

A visão tradicional da determinação do nível de preços é baseada na Teoria Quantitativa da Moeda. Segundo essa visão, o padrão de atividade real em uma economia implica um certo nível desejado de encaixes monetários reais. Dada a oferta nominal de moeda, o nível de preços é determinado como o único nível de preços que faz com que o poder de compra da oferta monetária seja igual à demanda por encaixes reais. A implicação central dessa abordagem é que o controle da inflação recai sobre o controle da oferta monetária e que, conseqüentemente, recai sobre a autoridade monetária o papel de principal responsável pela estabilidade de preços.

Entretanto, Sargent & Wallace (1981) chamam atenção para as interações entre as autoridades monetária e fiscal e suas implicações sobre o nível de preços. Argumentam que, sob certas condições, a autoridade monetária pode perder o controle de fato do nível de preços por ser forçada a gerar as receitas de senhoriagem necessárias a solvência do Governo. Deve-se notar, contudo, que nesse caso o nível de preços é explicado em termos tradicionais e, ainda que motivada por desequilíbrios fiscais, a inflação é vista como um “fenômeno monetário”. Esta abordagem tem como implicação a ênfase na necessidade da independência do banco central como forma de garantir o objetivo de estabilidade.

Enfim, embora a doutrina monetarista tradicional reconheça que as políticas monetária e fiscal devem ser selecionadas de forma coordenada, toda ênfase é dada ao papel da autoridade monetária na tarefa de “compelir” a autoridade fiscal a se ajustar sem utilizar a senhoriagem como uma atrativa fonte de recursos.

O questionamento dessa visão tradicional tem levado aos recentes desenvolvimentos da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP)¹. Segundo a TFNP, um banco central “forte e independente” não é suficiente para garantir a estabilidade de preços pois, nesta abordagem, os efeitos da política fiscal sobre o nível de preços vão além do uso de senhoriagem como uma fonte de receita do Governo. A TFNP argumenta que as abordagens tradicionais subestimam o problema que a falha no controle da trajetória da dívida pública pode causar para que se atinja a estabilidade de preços. Argumenta-se não apenas que variações no orçamento do governo podem ser uma importante fonte de instabilidade macroeconômica como também que essa instabilidade não é eliminada quando o banco central segue uma regra de política monetária totalmente independente do tamanho da dívida pública.

A distinção chave entre a TFNP e a abordagem tradicional está na forma de interpretar a restrição orçamentária intertemporal do Governo, de acordo com a qual o valor do estoque da dívida deve ser igual ao valor presente descontado dos superávits futuros. Isto pode ser escrito como:

$$\frac{B}{P} = S = \text{Valor presente esperado dos superávits futuros} \quad (1)$$

onde B é o estoque de dívida nominal e P é o nível de preços. O superávit S inclui receitas de senhoriagem e impostos sobre o retorno da dívida pública (i.e, *default*).

A abordagem tradicional encara a expressão (1) como uma **restrição** ao comportamento do governo, que deve adotar uma política de tributação e gastos tal que

¹ Sims (1994), Woodford (1994,1995,1996,1998,2001), Cochrane (1998,2001).

os dois lados da expressão se igualem para qualquer nível de preços. Essa situação é chamada por Woodford (1995) de **regime ricardiano**. Na TFNP a mesma equação é vista não como uma restrição e sim como uma **condição de equilíbrio**. Neste caso, como o estoque de dívida nominal é dado e, permitindo que S seja constante, tem-se que o ajustamento deve ocorrer através do nível de preços². A “restrição” orçamentária intertemporal do governo não é satisfeita para todos os valores de P , sendo o nível de preços de equilíbrio aquele que iguala o valor real das obrigações (nominais) do governo ao valor presente dos superávits futuros. Nesta situação tem-se o que a TFNP denomina **regime não-ricardiano**.

Uma interpretação simples do mecanismo de ajustamento do nível de preços segundo Woodford (1995) é a seguinte: se o tamanho do superávit esperado é inconsistente com o equilíbrio ao nível de preços que prevalece, então, assumindo que não haja mudanças nesse nível de preços, as famílias encaram o aumento da dívida pública como um aumento na sua riqueza, o que leva a um aumento no consumo. Com o excesso de demanda por bens, ocorre um aumento do nível de preços, o que implica perda sobre o valor dos ativos das famílias. Isto, por sua vez, força uma reavaliação das decisões de consumo de forma a igualar a demanda e a oferta de bens. A determinação do nível de preços depende, então, de um efeito-riqueza de variações no nível de preços e, em grande parte, é independente de mudanças na trajetória de oferta monetária.³

A motivação para o estudo da TFNP vem do fato de que, especialmente a partir da segunda metade do séc **XX**, a economia brasileira apresentou problemas com

² É razoável tomar S como constante se admitirmos que o Governo compromete-se previamente com uma trajetória de superávits, antes que o nível de preços seja determinado.

³ Em casos de regimes ricardianos, esse efeito riqueza não existe, o que significa que tais considerações não desempenham um papel na determinação do nível de preços (ou seja, neste caso vale a chamada “equivalência ricardiana”).

déficits públicos crônicos e elevadas taxas de inflação, constituindo-se, assim, em um cenário propício para investigação de questões associadas a TFNP. De acordo com Loyo (1999), a TFNP pode fornecer uma explicação para a alta inflação no Brasil do final dos anos 70 e início dos anos 80. Baseado na experiência brasileira, ele argumenta que taxas de juros elevadas levam a um crescimento rápido da dívida nominal. Dada a trajetória de superávits esperados, isto provoca um efeito-riqueza sobre os agentes privados e, como foi dito, haverá aumento do nível de preços. Se a autoridade monetária responde com um aumento ainda maior da taxa de juros, forma-se um círculo vicioso em que as tentativas de aumentar as taxas de juros para conter a inflação acabam gerando mais inflação.⁴ Embora não acreditem que a política monetária apertada tenha sido a causa da inflação brasileira nesse período como preconiza Loyo, Christiano & Fitzgerald (2000) afirmam que se trata de uma hipótese muito intrigante. Enfim, a associação entre inflação e déficits elevados suscita a seguinte questão: o regime brasileiro poderia ser caracterizado como não-ricardiano?

De modo geral, a literatura relacionada à política fiscal brasileira sugere uma forte ligação entre regime fiscal e inflação. Nota-se que duas preocupações são freqüentes: de um lado, verificar a sustentabilidade da política fiscal através da satisfação da restrição orçamentária intertemporal e, de outro, analisar como a restrição é satisfeita. Neste último caso, a maioria dos trabalhos aponta que as receitas de senhoriagem têm apresentado um papel fundamental em garantir a solvência intertemporal, como em Pastore (1995), Rocha (1997), Issler & Lima (2000), entre outros.

⁴ É o que Loyo (1999) chama de “tight money paradox”.

Considerando as características da economia brasileira e que os efeitos da política fiscal podem ir além da necessidade de usar as receitas de senhoriagem, o objetivo deste trabalho é o de averiguar empiricamente a possibilidade de regime não-ricardiano para o período de 1966 a 2000 e, conseqüentemente, verificar se a abordagem da TFNP é capaz de fornecer explicações para as elevadas taxas de inflação no Brasil.

O trabalho possui a seguinte estrutura: no capítulo 2 é apresentada a base teórica da TFNP, comparando-a com as abordagens tradicionais. O capítulo 3 é dedicado à abordagem empírica e apresentação dos resultados. O capítulo 4 apresenta as conclusões.

2. Estrutura Teórica

O elemento que diferencia a TFNP é a interpretação dada à restrição orçamentária intertemporal do governo. Neste capítulo será apresentada uma estrutura teórica a partir da qual serão derivadas as equações que permitem esclarecer diferentes abordagens de determinação do nível de preços.⁵

2.1 Modelo

Seguindo Woodford (2000), o modelo apresentado é o de um agente representativo considerando uma função utilidade que inclui moeda. Supor que o agente maximiza a soma descontada de utilidades da forma:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t + g_t, M_t / P_t) \right\} \quad (2.1)$$

onde $U(c, m)$ é uma função côncava crescente em ambos os argumentos e o fator de desconto satisfaz $0 < \beta < 1$. O segundo argumento de U representa os serviços de liquidez fornecidos pelos encaixes monetários reais de fim de período $M_t/P_t \equiv m_t$, onde P_t é o nível de preços. Além disso, assumimos que os gastos reais do Governo g_t são substitutos perfeitos para o consumo privado real c_t . Essa simplificação é feita para que

⁵ A distinção entre três grandes abordagens teóricas de determinação do nível de preços segue Jansen, Nolan & Thomas (2001). A primeira é a abordagem da Teoria Quantitativa da Moeda (TQM) em um contexto de dominância monetária. A segunda é a da TQM em um contexto de dominância fiscal. Finalmente, a abordagem da Teoria Fiscal do Nível de Preços, que apresenta uma visão não derivada da TQM.

se possa focalizar apenas os efeitos da política fiscal sobre a restrição orçamentária privada: gastos do Governo têm o mesmo efeito sobre a economia que transferências de recursos para as famílias em montante suficiente para financiar consumo privado na mesma quantia dos gastos públicos. Pelo mesmo motivo, assumimos impostos *lump-sum* – um aumento de impostos terá o mesmo efeito de uma redução nas transferências, diminuindo o orçamento na mesma quantia.

A cada período o agente representativo está sujeito a uma restrição orçamentária de fluxo da forma

$$M_t + E_t[R_{t,t+1}(W_{t+1} - M_t)] \leq W_t + P_t y_t - T_t - P_t c_t \quad (2.2)$$

que estabelece que a riqueza financeira de fim de período (encaixes monetários M_t mais títulos) não deve ser maior que a riqueza financeira W_t do início do período mais a renda proveniente da produção y_t líquida do pagamento de impostos e dos gastos com consumo.

A diferença $W_{t+1} - M_t$ representa o valor nominal no período $t+1$ do *portfolio* de títulos do agente no fim do período t . Assumindo mercados financeiros completos, esse *portfolio* pode incluir diferentes tipos de títulos e o valor nominal de tal cesta no período t é dado por $E_t[R_{t,t+1}(W_{t+1} - M_t)]$, onde a variável aleatória $R_{t,t+1}$ é um fator de desconto estocástico.

A taxa de juros nominal i_t de um ativo sem risco (um período) comprado no período t deve satisfazer

$$1 + i_t = E_t[R_{t,t+1}]^{-1} \quad (2.3)$$

Utilizando (2.3), a equação (2.2) pode ser reescrita como:

$$P_t c_t + \frac{i_t}{1 + i_t} M_t + E_t[R_{t,t+1} W_{t+1}] \leq W_t + [P_t y_t - T_t] \quad (2.4)$$

onde $i_t/(1+i_t)$ aparece como o custo efetivo de manter riqueza na forma de moeda.

Vamos assumir também que em cada período o *portfolio* do agente deve satisfazer

$$W_{t+1} \geq - \sum_{\tau=t+1}^{\infty} E_{t+1}[R_{t+1,\tau} (P_{\tau} y_{\tau} - T_{\tau})] \quad (2.5)$$

ou seja, o agente não deve possuir dívida maior que o valor presente de toda a renda líquida futura. A seqüência de restrições orçamentárias de fluxo (2.4), combinada com (2.5) levam à restrição orçamentária intertemporal:

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} E_t R_{t,\tau} \left[P_{\tau} c_{\tau} + \frac{i_{\tau}}{1 + i_{\tau}} M_{\tau} \right] \leq W_t + \sum_{\tau=t}^{\infty} E_t R_{t,\tau} [P_{\tau} y_{\tau} - T_{\tau}] \quad (2.6)$$

O problema do agente é escolher um plano de consumo c_t e de encaixes monetários reais m_t de modo a maximizar (2.1) sujeito à (2.6), dada a riqueza financeira W_t . A maximização requer a validade das condições de primeira ordem abaixo para qualquer t

$$\frac{U_m(c_t + g_t, m_t)}{U_c(c_t + g_t, m_t)} = \frac{i_t}{1 + i_t} \quad (2.7)$$

$$\frac{U_c(c_t + g_t, m_t)}{U_c(c_{t+1} + g_{t+1}, m_{t+1})} = \frac{\beta}{R_{t,t+1}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (2.8)$$

bem como que o agente esgote sua restrição orçamentária, isto é, que a equação (2.6) valha com igualdade:

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} E_t R_{t,\tau} \left[P_{\tau} c_{\tau} + \frac{i_{\tau}}{1 + i_{\tau}} M_{\tau} \right] = W_t + \sum_{\tau=t}^{\infty} E_t R_{t,\tau} [P_{\tau} y_{\tau} - T_{\tau}] < \infty \quad (2.9)$$

Essa condição de otimalidade pode ser colocada de forma equivalente exigindo-se que o gasto planejado do agente tenha um valor presente finito,

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} E_t R_{t,\tau} \left[P_{\tau} c_{\tau} + \frac{i_{\tau}}{1 + i_{\tau}} M_{\tau} \right] < \infty \quad (2.10)$$

e impondo-se uma condição de transversalidade sobre a acumulação de riqueza:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_t [R_{t,T} W_T] = 0 \quad (2.11)$$

Um equilíbrio de expectativas racionais é definido como uma coleção de trajetórias estado-contingentes para as variáveis endógenas que satisfazem essas condições para otimização do agente, juntamente com as condições de *market-clearing*:

$$c_t + g_t = y_t \quad (2.12)$$

$$M_t = M_t^S \quad (2.13)$$

$$W_{t+1} = W_{t+1}^S \quad (2.14)$$

em todas as datas e estados possíveis. A oferta agregada de bens é um processo estocástico especificado exogenamente, enquanto a oferta monetária M_t^S e o valor de mercado das obrigações (de início de período) totais do governo W_{t+1}^S evoluem de acordo com a especificação das políticas monetária e fiscal.

Substituindo (2.12) e (2.13) em (2.7), obtemos:

$$\frac{U_m(y_t, M_t^S / P_t)}{U_c(y_t, M_t^S / P_t)} = \frac{i_t}{1 + i_t} \quad (2.15)$$

Assumindo que consumo e serviços de liquidez são bens normais e condições que garantem uma solução interior para (2.15), tal equação pode ser resolvida para um único nível de equilíbrio de encaixes monetários reais:

$$\frac{M_t^S}{P_t} = L(y_t, i_t) \quad (2.16)$$

onde a “função de preferência pela liquidez” L é crescente em seu primeiro argumento e decrescente no segundo.

Substituindo (2.12) e (2.13) em (2.8) é possível resolver para o fator de desconto estocástico, obtendo-se:

$$R_{t,t+1} = \beta \frac{U_c(y_{t+1}, M^S_{t+1}/P_{t+1})}{U_c(y_t, M^S_t/P_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (2.17)$$

Substituindo (2.17) em (2.3), temos:

$$1 + i_t = \beta^{-1} \left\{ E_t \left[\frac{U_c(y_{t+1}, M^S_{t+1}/P_{t+1})}{U_c(y_t, M^S_t/P_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \right\}^{-1} \quad (2.18)$$

que é uma espécie de “equação de Fisher”, relacionando taxa de juros nominal à inflação esperada, mas também envolvendo fatores reais que determinam a taxa de juros real de equilíbrio.

Com substituições análogas, as expressões (2.10) e (2.11) tornam-se:

$$\sum_{T=t}^{\infty} \beta^T E_t [U_c(y_T, m_T) c_T + U_m(y_T, m_T) m_T] < \infty \quad (2.19)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \beta^T E_t [U_c(y_T, M^S_t/P_T) W_T^S / P_T] = 0 \quad (2.20)$$

Supor que a parcela de gastos do governo no produto total seja limitada, isto é,

$0 \leq g_t \leq \gamma y_t, \forall t$, para algum $0 < \gamma < 1$. Devemos ter então:

$$c_T \leq y_T \leq (1 - \gamma)^{-1} c_T$$

em todos os períodos, de modo que (2.19) é equivalente à condição

$$\sum_{T=t}^{\infty} \beta^T E_t F(y_T, M_T^S / P_T) < \infty \quad (2.21)$$

onde $F(y, m) \equiv U_c(y, m)y + U_m(y, m)m$.

A condição de transversalidade para a acumulação ótima de riqueza pode ser expressa alternativamente pela igualdade em (2.9). Substituindo (2.12)-(2.14) nesta equação temos:

$$\sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} E_t \frac{U_c(y_T, m_T)}{U_c(y_t, m_t)} \left[(y_T - g_T) + \frac{i_T}{1+i_T} \frac{M_T^S}{P_T} \right] = \frac{W_t^S}{P_t} + \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} E_t \frac{U_c(y_T, m_T)}{U_c(y_t, m_t)} \left[y_T - \frac{T_T}{P_T} \right] \quad (2.22)$$

Notar que o valor presente dos termos $y_T - g_T$ do lado esquerdo deve ser finito como consequência de (2.21) e devido ao limite sobre os gastos do governo. Subtraindo esses termos de ambos os lados e rearranjando, obtemos finalmente:

$$\frac{W_t^S}{P_t} = \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} E_t \frac{U_c(y_T, m_T)}{U_c(y_t, m_t)} \left[s_T + \frac{i_T}{1+i_T} \frac{M_T^S}{P_T} \right] \quad (2.23)$$

onde s_t denota o superávit primário real do Governo:

$$s_t \equiv \frac{T_t}{P_t} - g_t$$

A equação (2.23) estabelece que o valor real das obrigações líquidas do governo deve ser igual ao valor presente dos superávits primários futuros corrigidos pelos ganhos do governo decorrentes do fato de que o público mantém parte dessas obrigações sob a forma de moeda. Woodford (2000) enfatiza que essa relação é necessariamente obtida em um equilíbrio de expectativas racionais, não por ter sido

assumida como uma restrição sobre a política fiscal, e sim como decorrência da maximização do setor privado junto com as condições de *market clearing*.

2.2. Comparação entre as diferentes abordagens

O ponto central de cada uma das três abordagens principais de determinação do nível de preços pode ser explicado retomando-se algumas equações derivadas na seção anterior.

A equação (2.16) é uma típica equação de demanda por moeda. A abordagem de determinação de nível de preços baseada na Teoria Quantitativa da Moeda (TQM) considera essa a expressão primordial para a determinação do nível de preços, dado o produto y_t , a taxa nominal de juros i_t e a oferta de moeda M_t^S . Essa visão tradicional pode ser “classificada” em duas abordagens, como é feito em Jansen, Nolan & Thomas (2001): abordagem da TQM no contexto de dominância monetária e no contexto de dominância fiscal.

Na abordagem da TQM sob dominância monetária tem-se uma situação em que a seqüência de ofertas monetárias é determinada antes da seqüência de superávits primários, ou seja, não há possibilidade da autoridade monetária financiar desequilíbrios fiscais através da emissão de moeda. Neste caso, uma oferta monetária M_t^S dada vai determinar o nível de preços P_t através da equação (2.16). Como W_t^S é dado, o nível de preços determina o valor real das obrigações líquidas do Governo, o que corresponde ao lado esquerdo de (2.23). Notar, então, um ponto fundamental na análise: a abordagem em questão trata a equação (2.23) como uma restrição de fato ao comportamento do

Governo, uma vez que ela deve ser válida para qualquer nível de preços que seja determinado por (2.16). Neste caso a política monetária determina a seqüência de receitas de senhoriagem $\frac{i_r}{1+i_r} \frac{M_T^S}{P_T}$, enquanto a seqüência de superávits primários s_T é determinada por resíduo de forma a garantir a satisfação de (2.23).

Um exemplo clássico da abordagem da teoria quantitativa em contexto de dominância fiscal é aquele apresentado na “aritmética monetarista desagradável” de Sargent & Wallace (1981). Também neste caso é a equação (2.16) que determina o nível de preços. Argumenta-se, contudo, que o controle de fato da oferta monetária pode ficar nas mãos da autoridade fiscal. Sargent & Wallace consideram uma situação em que a autoridade fiscal assume uma política insustentável, comprometendo-se com uma seqüência de gastos e receitas que requer crescente emissão de dívida. Se a taxa de juros excede a taxa de crescimento da economia, em algum ponto o governo será incapaz de vender essa dívida e a autoridade monetária terá que financiar o déficit através de receitas de senhoriagem para garantir a satisfação de (2.23). O nível de preços ainda é determinado pela equação (2.16) mas o estoque de base monetária é determinado por necessidades fiscais.

As abordagens baseadas na TQM concordam que o determinante da inflação é, em última análise, o crescimento da oferta monetária, seja no caso de dominância monetária ou de dominância fiscal. Isto porque, dado um estoque de obrigações do governo W_t^S , a equação (2.23) – a restrição orçamentária intertemporal do Governo – é satisfeita para qualquer nível de preços, seja através de um ajuste via superávit primário ou via receitas de senhoriagem. Seguindo Woodford, um regime em que (2.23) vale para qualquer nível de preços é chamado Ricardiano.

No caso da teoria fiscal (TFNP) a equação (2.23) não é considerada como uma restrição de fato ao comportamento do Governo, mas sim uma condição de equilíbrio. A TFNP argumenta que as seqüências de superávit primário e de receitas de senhoriagem não são geralmente tão coordenadas como a teoria quantitativa assume. Na verdade, é possível uma situação em que ambas as seqüências sejam predeterminadas. Nessas condições, sendo W_t^S também dado, o nível de preços é que deve ajustar-se de forma que a “restrição” orçamentária intertemporal seja satisfeita no equilíbrio. O nível de preços determinado é aquele que iguala os dois lados de (2.23). Assim, se (2.23) não vale para qualquer nível de preços, então o regime é dito Não-Ricardiano. Neste contexto, a equação (2.16) é redundante para a determinação do nível de preços.⁶

Woodford (1995) fornece uma interpretação simples do mecanismo através do qual o nível de preços se ajusta para satisfazer (2.23), assumindo preços perfeitamente flexíveis. Considere um choque fiscal na forma de um déficit e que não haverá um ajuste no superávit (inclusive receitas de senhoriagem), de modo que (2.23) não é satisfeita ao nível de preços vigente. Então, a esse nível de preços, haverá um aumento no consumo hoje e no futuro, já que os agentes têm um maior conjunto de consumo disponível. Como consequência, haverá um excesso de demanda que, por sua vez, força uma elevação nos preços até que a perda de capital sobre o valor dos ativos líquidos detidos pelos agentes permita-lhes adquirir os bens que a economia pode ofertar. Em

⁶ A adoção da hipótese de regime não-ricardiano não necessariamente leva a sobredeterminação do nível de preços. Woodford (1995) apresenta situações em que a TFNP não gera sobredeterminação. Ele chama atenção para o caso em que a autoridade monetária controla a taxa de juros, de modo que a oferta monetária torna-se endógena, política que possui um papel prático importante (Taylor(1993)). Além disso, a TFNP pode desempenhar um papel mesmo em modelos em que a oferta monetária é exógena. De modo geral, modelos monetários levam a infinitas trajetórias de preços de equilíbrio. Kocherlakota & Phelan (1999) interpretam a TFNP como uma “regra de seleção” pois, ao permitir que o Governo adote um regime não-ricardiano, trajetórias de preços que não satisfazem sua restrição orçamentária intertemporal são descartadas como equilíbrio.

outras palavras, a determinação do nível de preços depende de um efeito riqueza decorrente de variações no nível de preços.⁷

No caso de preços rígidos, além do canal de ajustamento através do nível de preços, o ajustamento também pode ocorrer através de reduções na taxa real de juros que incide sobre a dívida pública, permitindo que o governo honre sua dívida com um menor superávit.⁸ A interpretação é análoga: tanto o aumento da inflação como a redução da taxa real de juros ocorrem como resultado do aumento da demanda agregada; a magnitude do aumento é exatamente a necessária para produzir uma perda de capital e um declínio da taxa de juros real suficientes para impedir os agentes de obterem mais bens do que a economia pode ofertar.

⁷ De acordo com Woodford, a utilidade da abordagem da TFNP depende da observação de como todo o sistema de condições de equilíbrio funciona para determinar as trajetórias de equilíbrio do nível de preços e das outras variáveis, no contexto de uma especificação completa do regime de política. No caso de certos tipos de especificação da política fiscal, nem o tamanho do déficit nem o tamanho da dívida do Governo desempenham qualquer função sobre a determinação do nível de preços. A equação (2.23) é satisfeita para qualquer nível de preços e, nesses casos de regimes ricardianos, o efeito-riqueza de variações do nível de preços não existe, de modo que as considerações fiscais perdem sentido e a abordagem tradicional da teoria quantitativa funciona corretamente.

⁸ Woodford (1996) apresenta o caso de preços rígidos detalhadamente.

3. Plausibilidade empírica de regimes não-ricardianos no Brasil

3.1. Como distinguir regimes ricardianos e não-ricardianos

Dada a importância da hipótese de regime não-ricardiano na TFNP, avalia-la como uma abordagem alternativa à da TQM requer que seja analisada a plausibilidade empírica de regimes não-ricardianos. Entretanto, esta não é uma tarefa simples, pois tanto sob a hipótese de regime ricardiano quanto não-ricardiano tem-se:

$$\frac{B}{P} = S$$

Como os dados captam apenas valores de equilíbrio, a restrição orçamentária vai valer sob quaisquer das hipóteses. Isto é, ambos os regimes utilizam a mesma equação para explicar um certo conjunto de dados. A forma direta de fazer a distinção seria observar o comportamento de S , os superávits futuros esperados, fora do equilíbrio: sob um regime ricardiano S vai ajustar-se para garantir a igualdade para qualquer P ; em um regime não-ricardiano S não se altera, de modo que a igualdade não será verificada fora do equilíbrio. Contudo, o simples exame de dados de séries temporais não permite tal distinção, pois apenas os valores de equilíbrio das variáveis são registrados pelos dados em cada período.⁹ Em particular, a existência de uma relação positiva entre o superávit primário e as obrigações do governo poderia ser vista como uma evidência em favor de

⁹ Segundo Christiano & Fitzgerald (2000), isso não significa a impossibilidade completa de diferenciar regimes ricardianos e não-ricardianos. Uma maneira que eles sugerem para essa diferenciação é tentar inferir o comportamento das variáveis fora do equilíbrio, argumentando que existem modelos nos quais os dados (de equilíbrio) de séries temporais contêm informações sobre o que ocorre fora do equilíbrio. Ainda não há trabalhos utilizando esse tipo de metodologia para testes da TFNP.

um regime Ricardiano, indicando que o Governo aumenta o superávit quando as obrigações aumentam. Entretanto, será visto que também é possível uma relação positiva entre tais variáveis sob um regime não-ricardiano, com a relação da causalidade invertida, ocorrendo um problema de identificação.¹⁰

Uma possibilidade é tomar a TFNP como base, obter um conjunto de hipóteses auxiliares, as quais impõem restrições sobre os dados, e então testa-las. A metodologia que será utilizada neste trabalho vai nesta linha e segue os procedimentos utilizados por Canzoneri, Cumby & Diba (2001), que fazem uso de um modelo de vetores autoregressivos para testar indiretamente a hipótese de regime não-ricardiano para dados dos EUA do período de 1951 a 1995.

Para propósitos empíricos, as obrigações nominais do Governo são deflacionadas pelo produto nominal e não pelo nível de preços, como fazem Canzoneri et al. (2001), o que não altera a essência dos resultados.

Em termos nominais, a restrição orçamentária do Governo para o período j pode ser escrita como:

$$B_j = (T_j - G_j) + (M_{j+1} - M_j) + \frac{B_{j+1}}{(1 + i_j)} \quad (3.1)$$

onde M_j e B_j são os estoques de base monetária e dívida do Governo no início do período j , $T_j - G_j$ corresponde ao superávit primário durante o período j e i_j é a taxa de

¹⁰ Luporini (2002) verifica que o superávit fiscal não responde sistematicamente a variações na razão dívida/PIB utilizando a metodologia proposta por Bohn (1998) para dados brasileiros. Contudo, tal resultado não pode ser diretamente estendido para o caso da TFNP pois a metodologia não contempla a discussão de regimes ricardianos e não-ricardianos (trata, de fato, de sustentabilidade) e, assim, cai no problema de identificação mencionado.

juros para o período j . Notar que estamos supondo que o Governo assume obrigações nominais.¹¹

Para a aplicação empírica é interessante escrever (3.1) como:

$$\frac{M_j + B_j}{P_j y_j} = \left[\frac{T_j - G_j}{P_j y_j} + \left(\frac{M_{j+1}}{P_j y_j} \right) \left(1 + \frac{i_j}{1 + i_j} \right) \right] + \left[\frac{y_{j+1}/y_j}{(1 + i_j)(P_j/P_{j+1})} \right] \left(\frac{M_{j+1} + B_{j+1}}{P_{j+1} y_{j+1}} \right) \quad (3.2)$$

A equação (3.2) diz que a razão das obrigações totais do governo como proporção do PIB, que será denotada w_j , é igual ao superávit primário (incluindo receitas de senhoriagem) como proporção do PIB, s_j , mais o valor descontado das obrigações do próximo período sobre o PIB, w_{j+1} . O fator de desconto, α_j , corresponde à taxa de crescimento real do PIB sobre a taxa de juros real. Assim, para simplificar a notação, escreveremos (3.2) como:

$$w_j = s_j + \alpha_j w_{j+1} \quad (3.3)$$

Iterando (3.3) para frente e tomando a esperança condicional às informações disponíveis em t , obtemos a restrição do Governo a valor presente:

$$w_t = s_t + E_t \sum_{j=t+1}^{\infty} \left(\prod_{k=t}^{j-1} \alpha_k \right) s_j \Leftrightarrow \lim_{T \rightarrow \infty} E_t \left(\prod_{k=t}^{T+t-1} \alpha_k \right) w_{t+T} = 0 \quad (3.4)$$

¹¹ Com relação à possibilidade de dívida indexada, Loyo (1999) chama atenção, por um lado, ao papel da subindexação da dívida no caso brasileiro. Por outro lado, argumenta que uma proporção alta de dívida indexada fará com que o impacto inflacionário de choques fiscais seja maior: será necessário que o nível de preços dê um salto maior para restabelecer o equilíbrio, já que grande parcela da riqueza financeira está protegida contra a inflação.

A equação (3.4) possui basicamente a mesma interpretação de (2.23), com a diferença de que em (3.4) as variáveis estão em termos do produto nominal. A interpretação é a de que o valor das obrigações do Governo como proporção do produto nominal deve igualar o valor presente descontado dos superávits futuros (incluindo senhoriagem) como proporção do produto nominal.

Como foi visto, a TFNP trata (3.4) como uma condição de equilíbrio que deve ser satisfeita. A questão fundamental é como (3.4) é satisfeita. Existem algumas possibilidades. Se a política fiscal for endógena, então a seqüência $\{s_j\}$ deve satisfazer (3.4) independentemente dos valores dos fatores de desconto $\{\alpha_j\}$ ou da razão inicial de obrigações/PIB, tomados no equilíbrio. Outra possibilidade é que $\{s_j\}$ seja uma seqüência arbitrária, determinada por um processo político que não leva em consideração o nível de dívida. Neste caso, os fatores de desconto e/ou a razão inicial obrigações/PIB devem alterar-se para satisfazer (3.4). Como as obrigações nominais são fixadas no começo do período, as variações em w_t ocorrem através de variações na renda nominal.

Regimes ricardianos e não-ricardianos podem ser formalmente definidos em termos da expressão (3.4). Se os superávits primários (como proporção do PIB) são determinados por um processo arbitrário, então a renda nominal e/ou o fator de desconto devem variar para satisfazer (3.4) e, neste caso, temos um regime não-ricardiano. Se os superávits primários são determinados de modo que (3.4) é sempre satisfeita, independentemente de quais sejam a renda nominal e os fatores de desconto, então o regime é dito ricardiano. Vale lembrar que a definição de superávit primário inclui as receitas de senhoriagem.

Agora é possível explorar algumas implicações da teoria para tentar diferenciar regimes ricardianos e não-ricardianos. Considere como uma inovação positiva em s_t afeta w_{t+1} . Sob um regime ricardiano, o superávit será utilizado para amortizar parte da dívida e w_{t+1} deverá cair. Já no caso de um regime não-ricardiano existem três possibilidades. Primeiro, considere o caso em que uma inovação em s_t não é correlacionada com o superávit nem fatores de desconto futuros no lado direito de (3.4). Nesta situação, adiantando (3.4) em um período, vemos que w_{t+1} não será afetado pela inovação em s_t . Um outro caso é quando uma inovação em s_t é positivamente correlacionada com superávits e fatores de desconto futuros, o que implicará um aumento de w_{t+1} . O terceiro caso ocorre quando a inovação em s_t é negativamente correlacionada com futuros superávits e fatores de desconto, levando a uma queda em w_{t+1} . O problema é que esta queda também ocorre no caso de um regime ricardiano, existindo um problema de identificação neste terceiro caso.

Resumindo, a proposta do teste é, a partir das funções impulso resposta de um VAR, observar como w_{t+1} responde a uma inovação positiva em s_t . Se w_{t+1} responde negativamente, então o regime é ricardiano (a não ser que exista correlação negativa entre s_t e superávits e fatores de desconto futuros – que é o caso de indeterminação). Se w_{t+1} não for afetado ou se responder positivamente, conclui-se que o regime é não-ricardiano.

3.2. Dados

Os dados consistem de observações anuais para o período de 1966 a 2000. A construção das séries foi feita segundo Canzoneri et al. (2001). A série *sup* representa a série de superávit do Governo como proporção do PIB e foi construída somando a série de superávit do Tesouro como proporção do PIB obtida de Luporini (2002) com a série de receitas de senhoriagem (variação real na base monetária). A série *oblig* corresponde às obrigações do governo como proporção do PIB. Ela foi construída somando-se a dívida do governo federal (também extraída de Luporini (2002)) à base monetária, ambas medidas como proporção do PIB e no período $t-1$, pois a análise requer que as variáveis sejam medidas em valores do início do ano fiscal, mas os dados disponíveis são de fim de período. Os dados de PIB e base monetária foram extraídos do Ipeadata.

São necessárias algumas considerações a respeito dos dados. Os dados de superávit do Tesouro utilizados aqui são calculados de acordo com a metodologia “acima da linha”, que é baseada em estatísticas fiscais desagregadas de receita e despesa. Já as necessidades de financiamento do setor público (NFSP) são calculadas de acordo com a metodologia “abaixo da linha”, diretamente a partir das alterações no valor do endividamento público. O problema em usar o superávit do Tesouro em vez das NFSP é que o resultado do Tesouro, diferentemente das NFSP, não inclui receitas e despesas do INSS nem o resultado primário do Banco Central (despesas administrativas). Considerando particularmente os problemas brasileiros com a previdência social nos últimos anos, os dados podem estar subestimando o verdadeiro déficit. Além disso, as estatísticas de receita e despesas do Tesouro são calculadas com base no “regime de caixa”, o que significa que as despesas são consideradas

estatisticamente como tendo ocorrido no momento em que são de fato pagas. Isto pode causar conflito com as medidas oficiais de déficit (Contas Nacionais, IBGE), pois estas são calculadas com base no “regime de competência”, que considera o momento em que a despesa é gerada, mesmo que não tenha sido paga. Entretanto, devido à falta de dados de NFSP para todo o período que se pretende analisar, optou-se por utilizar os dados do Tesouro mesmo com essas limitações.

A figura 1 apresenta as duas séries principais da análise.

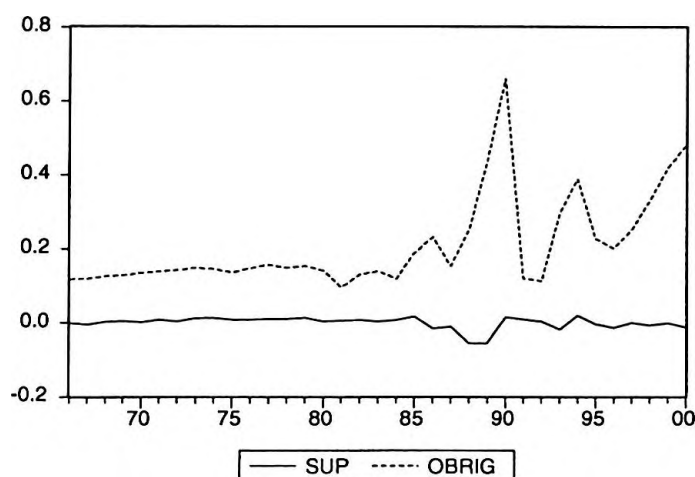


Figura 1

3.3. Testes de Estacionariedade

Antes de estimar o VAR foram realizados testes para verificar a estacionariedade das séries.

Foi aplicado o teste de Dickey-Pantula para verificar a existência de múltiplas raízes unitárias nas séries *sup* e *obrig*. Começou-se testando a hipótese nula de duas raízes unitárias contra a hipótese alternativa de uma raiz unitária. Tal hipótese é

rejeitada para ambas as séries. Já a hipótese nula de uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de série estacionária é rejeitada apenas para a série *sup*, indicando que a série de superávit como proporção do PIB é estacionária e que a série de obrigações possui uma raiz unitária. Os resultados são resumidos na tabela a seguir:

Tabela 1 – Teste para múltiplas raízes unitárias

Série	H0: duas raízes unitárias	H0: uma raiz unitária	Valores Críticos (5%; 1%)
	H1: uma raiz unitária	H1: nenhuma raiz unitária	
sup	-4.768847	-3.369431	-1.95; -2.64
obrig	-6.089040	0.756395	-1.95; -2.64

O resultado para a série superávit/PIB é confirmado pelos testes ADF e Phillips-Perron. As estatísticas obtidas foram as seguintes:

Tabela 2 - Testes de raiz unitária para a série *SUP*

N.º de lags*	ADF	Phillips-Perron
1	-3,3694 ^a	-3.8331 ^a
2	-2,7288 ^a	-3,7982 ^a
3	-2,3131 ^b	-3,7691 ^a

Obs. a, b indicam, respectivamente, rejeição da hipótese nula de raiz unitária aos níveis de significância de 1% e 5%. * Para o teste Phillips-Perron o critério de Newey-West sugere 3 lags.

A utilização de um *lag* já garante que os resíduos comportem-se como ruído branco, mas os testes também foram realizados com 2 e 3 lags. O resultado de rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária é confirmado com diferentes lags, tanto através do teste ADF como do teste de Philips-Perron, valendo lembrar que este último é robusto na presença de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos. Sendo assim, os testes indicam que a série *sup* é estacionária.

No caso da série *oblig* as estatísticas obtidas foram:

Tabela 3 - Testes de raiz unitária para a série *OBRIG*

N.º de lags*	ADF	Phillips-Perron
1	-4,8505 ^a	-4,1307 ^b
2	-3,1714	-3,9436 ^b
3	-2,1322	-3,7892

Obs. Em todos os casos o modelo inclui constante e tendência. a, b indicam, respectivamente, rejeição da hipótese nula de raiz unitária aos níveis de significância de 1% e 5%. No teste ADF, os lags 2 e 3 mostram-se não significantes. * Para o teste Phillips-Perron o critério de Newey-West sugere 3 lags.

Nota-se, neste caso, que a rejeição da hipótese nula de raiz unitária é sensível ao número de *lags* incluídos no modelo. Para um *lag* ambos os testes indicam rejeição da hipótese, mas o mesmo não ocorre para diferentes especificações. O gráfico mostra que a série *oblig* apresenta uma forte mudança de comportamento a partir da segunda metade da década de oitenta e, particularmente, apresenta uma evidente mudança entre os anos de 90 e 91 (Plano Collor), sugerindo a presença de quebra estrutural. Neste caso, os testes aplicados anteriormente são viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, mesmo que a tendência não seja estocástica, sendo necessária a utilização de um teste que considere a presença de quebras estruturais.¹²

A princípio, foi implementado o teste de raiz unitária descrito por Perron (1989), considerando uma quebra estrutural em 1990, momento do Plano Collor, que tornou indisponíveis 80% dos ativos financeiros e reduziu consideravelmente sua correção monetária. Seguindo Rocha (1997), o Plano Collor pode ser considerado como um choque exógeno no sentido de que ele não é uma realização do processo gerador da

¹² Além disso, existem indícios de heterocedasticidade na série *oblig*. No entanto, para manter a consistência com o teste proposto por Canzoneri et al. (2001), optou-se por evitar a transformação logarítmica que, eventualmente, poderia amenizar o problema. Os resultados utilizando o logaritmo da série não se alteram significativamente.

série em questão. A figura 2 apresenta a série *obrig* e uma tendência estimada por MQO com duas variáveis *dummy*: uma de intercepto (0 se $t \leq 1990$ e 1 se $t > 1990$) e uma de declividade (0 se $t \leq 1990$ e t se $t > 1990$).

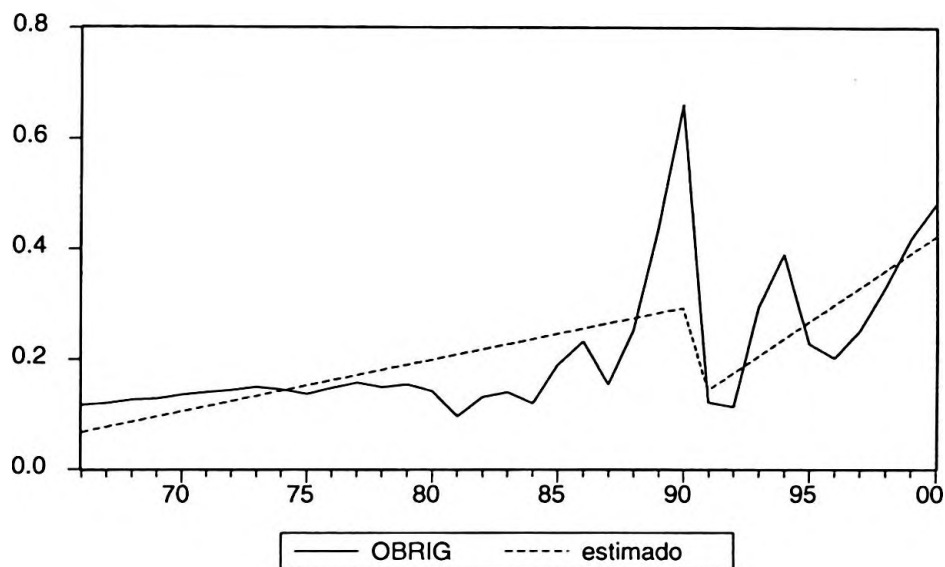


Figura 2

Assim, optou-se pelo modelo que permite mudança no intercepto e na declividade, cuja equação a ser estimada para implementação do teste, segundo Perron (1989), é a seguinte:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + dD(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

onde DU_t corresponde à *dummy* de intercepto, DT_t à *dummy* de declividade e $D(TB)_t$ é a *dummy* “pulse”, que assume valor 1 para $t=1990$ e 0 caso contrário. Além disso, k é determinado de forma a eliminar a autocorrelação dos resíduos. Os resultados são apresentados a seguir:

Tabela 4 – Teste de Perron (1989) para uma quebra estrutural

T	λ	k	μ	t_{μ}	θ	t_{θ}	β	t_{β}	γ	t_{γ}	d	t_d	α	t_{α}
35	0.7	5	-0.3107	-3.7966	-1.8000	-6.0891	0.0036	1.6142	0.0465	5.8383	0.1665	2.3334	2.9705	4.9004

Obs: $\lambda = T_b/T$, onde T_b corresponde à data da quebra.

Os valores críticos para o $\lambda=0,7$ são de -4.75 , -4.18 e -3.86 para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Pela estatística obtida (t_{α}), não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

Contudo, pode-se pensar ainda que o teste de Perron (1989) ainda não capta totalmente os efeitos de mudanças estruturais pois permite apenas uma quebra. Seguindo Pastore (1995), utilizou-se a Soma Cumulativa de Quadrados dos Resíduos de um teste ADF na série para verificar a mudança de regime, que é apresentada na figura a seguir:

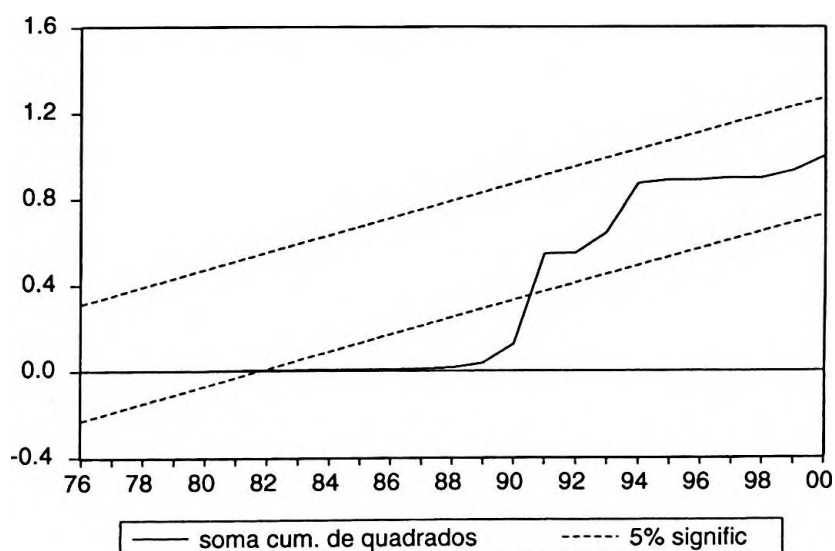


Figura 3

O gráfico da soma cumulativa de quadrados indica quebras estruturais em aproximadamente 1982 e entre 1990 e 1991. Como a soma cumulativa não é um indicador tão preciso das datas das quebras, foi implementada a versão endógena do teste de Lee & Strazicich (2002) que permite duas quebras estruturais.¹³

O teste determina endogenamente a localização das duas quebras e testa a hipótese nula de uma raiz unitária contra a alternativa de que a série não possui raiz unitária. Optou-se pela especificação mais geral, que permite duas quebras no intercepto e na declividade. As datas das quebras obtidas endogenamente correspondem aos anos de 1984 e 1989. A estatística de teste encontrada foi de -12.3192 . Os valores críticos dependem da posição relativa das quebras na amostra. Para as quebras localizadas a 40% e 60% do início da amostra tais valores são de -6.45 , -5.67 e -5.31 para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Para quebras localizadas a 60% e 80% os valores são -6.32 , -5.73 e -5.32 . Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária nos dois casos.

Enfim, os testes de raiz unitária para a série *oblig* apresentaram alguma divergência. Considerando que alguns testes podem ser viesados no sentido da não rejeição da hipótese de raiz unitária devido à presença de quebras estruturais na série, pode-se pensar que o resultado do teste de Lee & Strazicich (2002) é o mais apropriado. De qualquer forma, vale manter uma postura de cautela com relação a estacionariedade da série *oblig*.

¹³ No apêndice I são apresentadas as linhas gerais deste teste.

3.4. Resultados do VAR

Os testes de raiz unitária indicaram que as série *sup* é estacionária e que a série *oblig* também pode ser considerada estacionária, apesar da divergência entre alguns testes. Portanto, o VAR será estimado com ambas as variáveis em nível. Contudo, os resultados que serão apresentados a seguir são pouco alterados quando é utilizada a primeira diferença da variável *oblig* para contornar um eventual problema de não estacionariedade.

A ordem do VAR foi escolhida com base nos critérios de informação de Schwarz (SC), Hanna-Quin (HQ) e Akaike (AIC) e testes de redução de parâmetros, iniciando-se com 6 defasagens. A comparação entre os diferentes números de *lags* é resumida abaixo:

Tabela 5 – Critérios de informação

N.º de <i>lags</i>	SC	HQ	AIC
1	-12,641	-12,836	-13,338
2	-12,222	-12,546	-13,383
3	-12,039	-12,493	-13,665
4	-12,200	-12,783	-13,290
5	-12,110	-12,823	-13,665
6	-12,155	-12,997	-14,174

Os critérios de informação indicam predominantemente um VAR com 6 defasagens. Já teste de redução de parâmetros indica que não possível reduzir o sistema de 4 para 3 defasagens, ao nível de significância de 5% e que, evidentemente, não é

possível passar do modelo com 6 defasagens para uma defasagem como indica o critério de Schwarz (o resultado do teste é: $F(20,30) = 2.2554 [0,0214]^*$).

Tabela 6 – Teste de redução de parâmetros

Modelo	Teste F
Sistema com 6 lags -> sistema com 5 lags	$F(4, 30) = 2.1728 [0.0962]$
Sistema com 5 lags -> sistema com 4 lags	$F(4, 34) = 1.7505 [0.1618]$
Sistema com 4 lags -> sistema com 3 lags	$F(4, 38) = 3.4883 [0.0160]^*$
Sistema com 3 lags -> sistema com 2 lags	$F(4, 42) = 1.5866 [0.1956]$
Sistema com 2 lags -> sistema com 1 lag	$F(4, 46) = 0.2627 [0.9003]$

* e ** significam, respectivamente, rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 5% e 1%.

Como foi descrito, o foco da metodologia está em analisar as respostas de ambas as variáveis a um choque na variável *sup*. O VAR foi estimado então com 6 lags e uma constante, mas os resultados são robustos a outras especificações.¹⁴ As funções impulso resposta foram obtidas para duas ordenações possíveis. A ordenação em que a série *sup* vem antes permite um efeito contemporâneo da inovação sobre as obrigações, o que é consistente com um regime não-ricardiano (onde o PIB nominal deve saltar para fazer com que o valor da dívida existente iguale o valor presente descontado dos superávits). Já a ordenação em que *oblig* vem antes não permite um efeito contemporâneo do choque sobre *oblig*, o que faz mais sentido em um regime ricardiano.

A figura 4 a seguir apresenta as funções impulso-resposta na ordenação em que *sup* vem antes. Já a figura 5 mostra a outra ordenação possível.

¹⁴ Os resultados não são afetados quando o número de lags é 4 ou 5. Além disso, para levar em conta o problema de uma possível não estacionariedade da série *oblig*, o VAR foi estimado usando a primeira diferença dessa variável. Os resultados obtidos com diferentes especificações do VAR são apresentados no apêndice II.

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

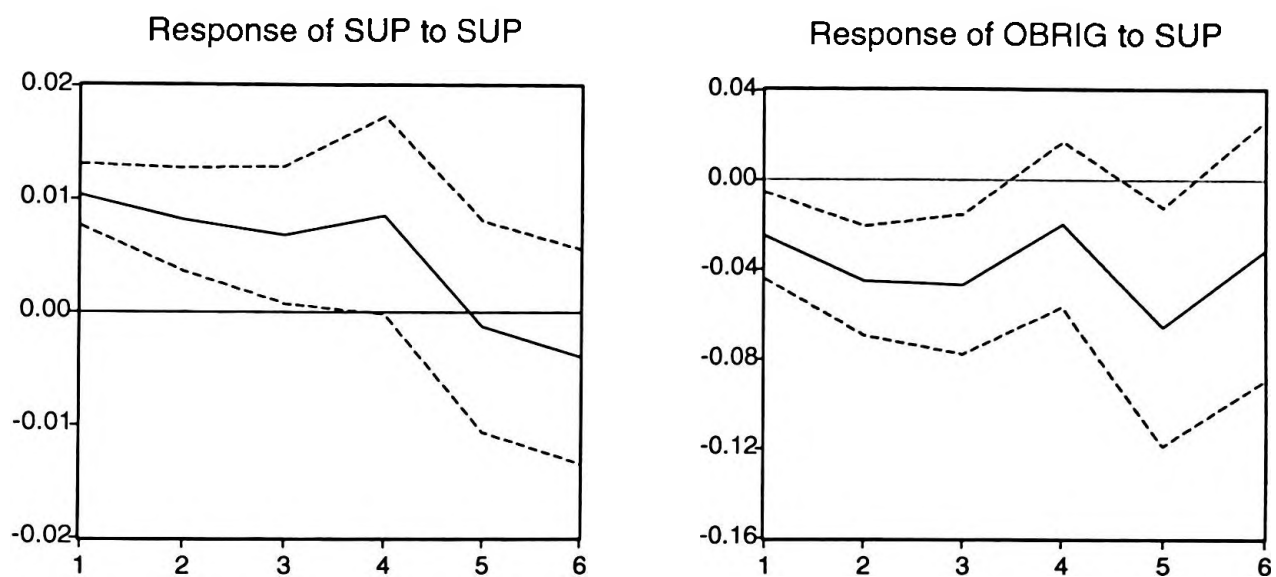


Figura 4 – ordenação: *sup, obrig*

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.

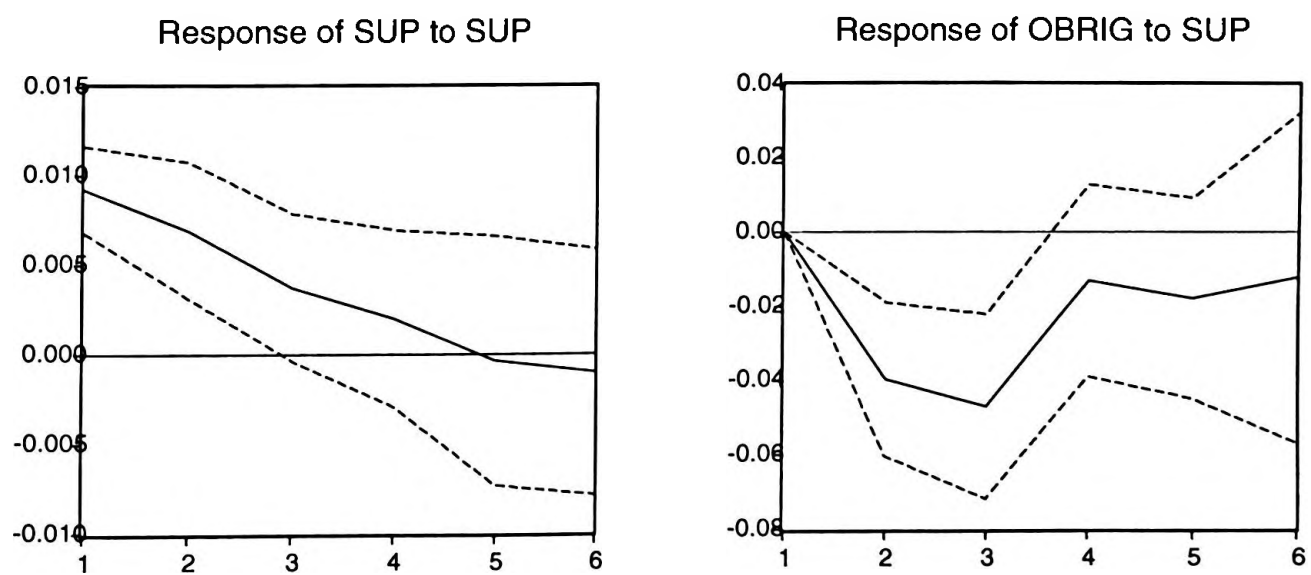


Figura 5 – ordenação: *obrig, sup*

Verifica-se que, a despeito da ordenação, uma inovação no superávit no período 1, no gráfico, leva a uma resposta negativa e significativa das obrigações nos dois períodos seguintes. Esse resultado é obtido em praticamente todas as especificações do VAR.¹⁵ Como foi visto, tal resposta negativa é compatível tanto com um regime ricardiano como não-ricardiano se, neste último caso, a inovação em *sup* for negativamente correlacionada com superávits futuros. Pelas funções impulso-resposta, uma inovação positiva em *sup* leva a um superávit no período seguinte. Para períodos posteriores a resposta não é significativa. Além disso, os valores e correspondentes estatísticas Q para a série *sup* não indicam autocorrelações significantes para muitos *lags*. Há indícios de autocorrelação positiva para primeiro *lag*; para o segundo, rejeita-se a hipótese nula de não-autocorrelação a 6% e, para os demais, não é possível considerar que haja autocorrelação significativa. As autocorrelações podem ser vistas na tabela seguinte:

Tabela 7 – Autocorrelações: série *sup*

	AC	Q-Stat	Prob
1	0.376	5.3741	0.020
2	0.065	5.5394	0.063
3	0.000	5.5394	0.136
4	0.009	5.5430	0.236
5	-0.002	5.5432	0.353
6	-0.097	5.9649	0.427
7	0.105	6.4749	0.486
8	-0.006	6.4765	0.594
9	0.004	6.4775	0.691
10	-0.057	6.6432	0.759
11	-0.018	6.6604	0.826
12	-0.004	6.6613	0.879
13	-0.082	7.0545	0.899
14	-0.115	7.8740	0.896
15	-0.166	9.6481	0.841
16	-0.092	10.230	0.854

¹⁵ Ver apêndice II.

Portanto, com base na evidência adicional de que existe correlação positiva entre uma inovação no superávit hoje e os superávits futuros, é possível concluir que, no período analisado, o regime pode ser considerado como ricardiano. Retomando a definição, isto significa que, neste período, a restrição orçamentária intertemporal do Governo é satisfeita para qualquer valor do nível de preços. Contudo, não se deve esquecer que o conceito de superávit inclui as receitas de senhoriagem, de modo que uma constatação de regime ricardiano não deve ser erroneamente atribuída ao fato de que o ajuste é feito necessariamente através de variáveis fiscais. Neste sentido, o resultado obtido aqui pode ser perfeitamente compatível com a literatura de sustentabilidade do endividamento público no Brasil. Pastore (1995), Rocha (1997), Issler & Lima (2000), entre outros, enfatizam a importância das receitas de senhoriagem para garantir a satisfação da restrição orçamentária intertemporal. A partir dos resultados obtidos, concluímos que ajustes feitos através de variáveis fiscais e/ou senhoriagem garantem a satisfação da restrição para qualquer nível de preços, ou seja, implicam a existência de um regime ricardiano.

3.5. Extensões

3.5.1. Comportamento dos fatores de desconto

A equação (3.3) envolve superávit, obrigações e um fator de desconto. Assim, uma extensão da análise anterior é verificar se o padrão obtido com as funções impulso resposta é mantido quando se controla pelos fatores de desconto. Vale lembrar que respostas negativas dos fatores de desconto futuros a uma inovação no superávit

poderiam favorecer a interpretação de regime não-ricardiano para a resposta negativa das obrigações. Neste caso, contudo, haveria o problema da indeterminação.

A série de fator de desconto foi construída como base na definição em (3.2) utilizando-se a taxa de juros Selic. Como esses dados só estavam disponíveis a partir de 1974, a amostra utilizada na estimação do VAR corresponde ao período de 1974 a 2000. Antes, foi verificada a estacionariedade da série de fator de desconto, *alfa*. Os resultados dos testes ADF e Phillips-Perron mostram que a série é estacionária:

Tabela 8 – Testes de raiz unitária para a série *alfa* (fator de desconto)

N.º de lags*	ADF	Phillips-Perron
1	-4,5196 ^a	-3,9988 ^a
2	-3,6677 ^b	-3,9407 ^a

Obs. Em todos os casos o modelo inclui constante. a, b indicam, respectivamente, rejeição da hipótese nula de raiz unitária aos níveis de significância de 1% e 5%. * Para o teste Phillips-Perron o critério de Newey-West sugere 2 lags.

Desta forma o VAR foi estimado com as variáveis em nível, utilizando 3 *lags* e uma constante:

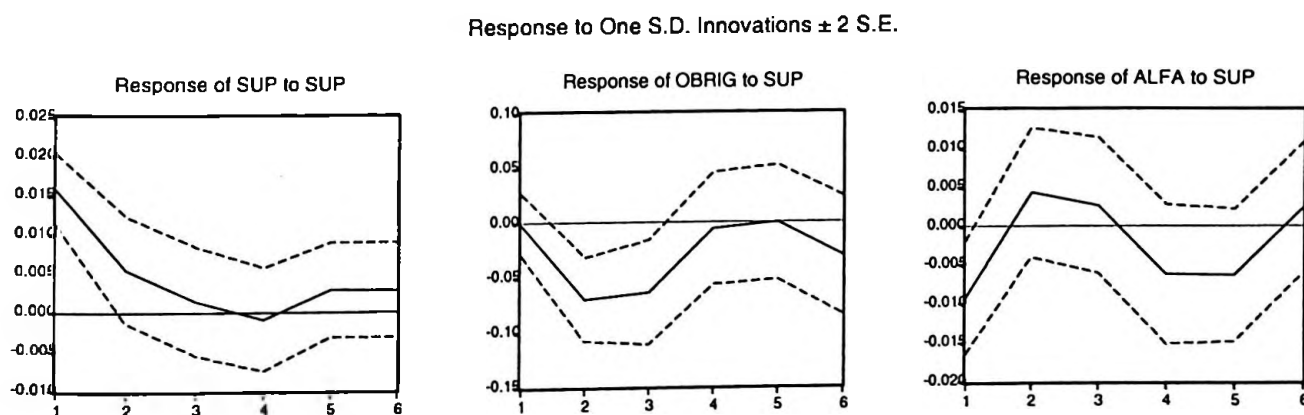


Figura 6 - ordenação: *sup*, *oblig*, *alfa*

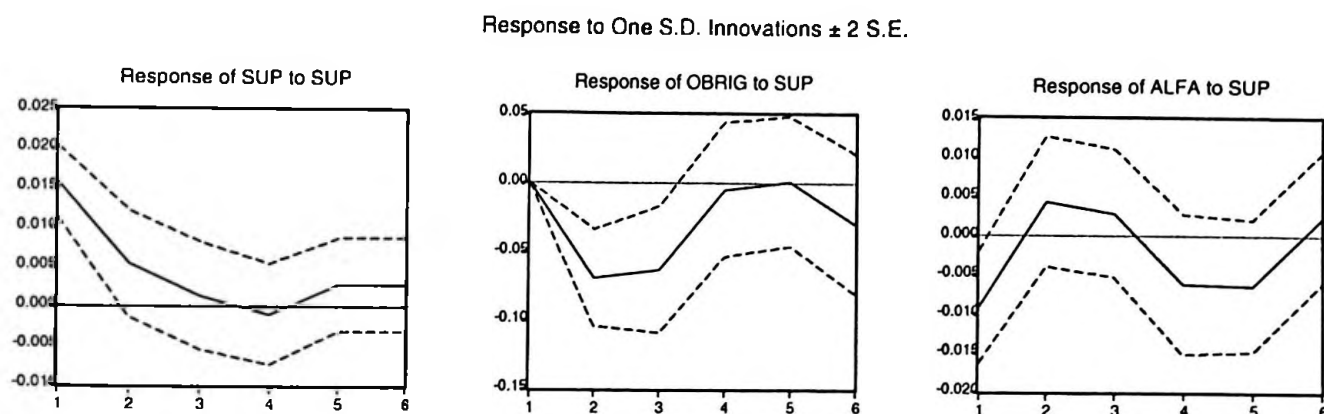


Figura 7 – ordenação: *oblig*, *sup*, *alfa*.

Mais uma vez, no período imediatamente posterior à inovação, as obrigações respondem negativamente, enquanto o superávit responde positivamente. Com relação ao fator de desconto, o impacto corrente é negativo, mas as respostas subsequentes não são significativas. Na verdade, estas seriam as respostas de maior interesse aqui, mas tudo indica que não há correlação entre uma inovação no superávit e fatores de desconto futuros. Descarta-se, mais uma vez, a interpretação de que o regime é não-ricardiano.

Assim, mesmo controlando pelo fator de desconto, as evidências de que as obrigações do governo respondem negativamente a uma inovação positiva no superávit indicam um regime ricardiano.

3.5.2. Comportamento do produto nominal

Uma outra extensão possível está relacionada ao comportamento do produto nominal. Teoricamente, um regime ricardiano não tem nenhum impacto sobre a renda nominal. Entretanto, vimos que no caso de um regime não-ricardiano a renda nominal move-se para que a restrição intertemporal do governo seja satisfeita em equilíbrio.

Canzoneri et al. (2001) argumentam que uma inovação positiva no superávit vai diminuir a renda nominal no mesmo período e aumentar o valor real das obrigações correntes do governo.

Para testar se isto ocorre, foi estimado um VAR com as seguintes variáveis: *sup*, como definida anteriormente, *lobrignom*, que corresponde ao logaritmo das obrigações do governo em termos nominais e *lpibnom*, o logaritmo do PIB nominal. A ordenação na decomposição de Cholesky que faz sentido no caso de regime não-ricardiano é: *lobrignom*, *sup*, *pibnom*, uma vez que as obrigações nominais são predeterminadas e espera-se que o pibnominal responda à inovação no superávit. As funções impulso-resposta do VAR estimado com 6 *lags*, constante e tendência determinista são apresentadas a seguir:

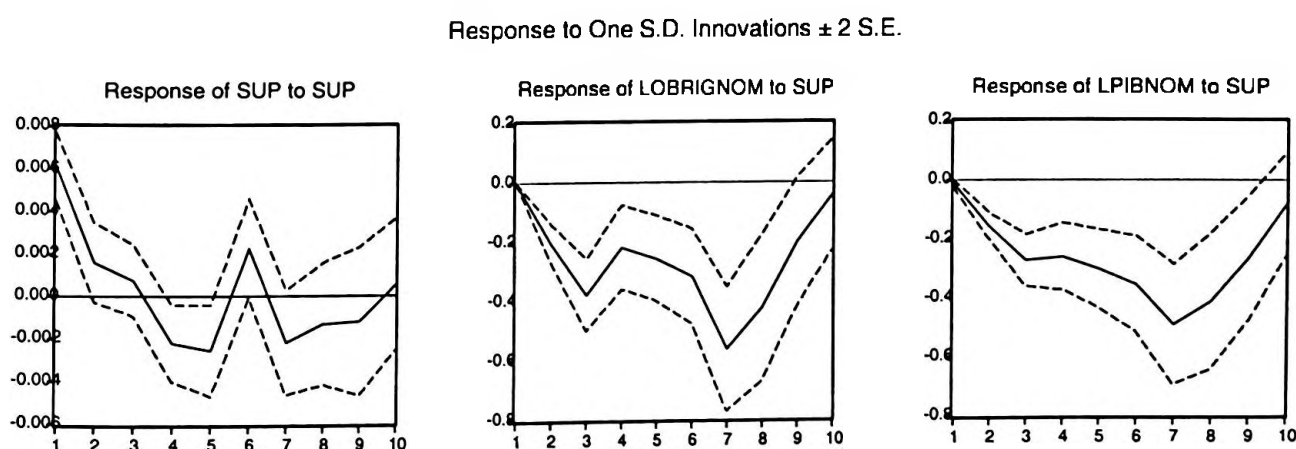


Figura 8

Contudo, as séries do logaritmo das obrigações nominais e do PIB nominal não são estacionárias. O VAR foi então estimado com essas variáveis em diferença, 5 *lags* e constante:

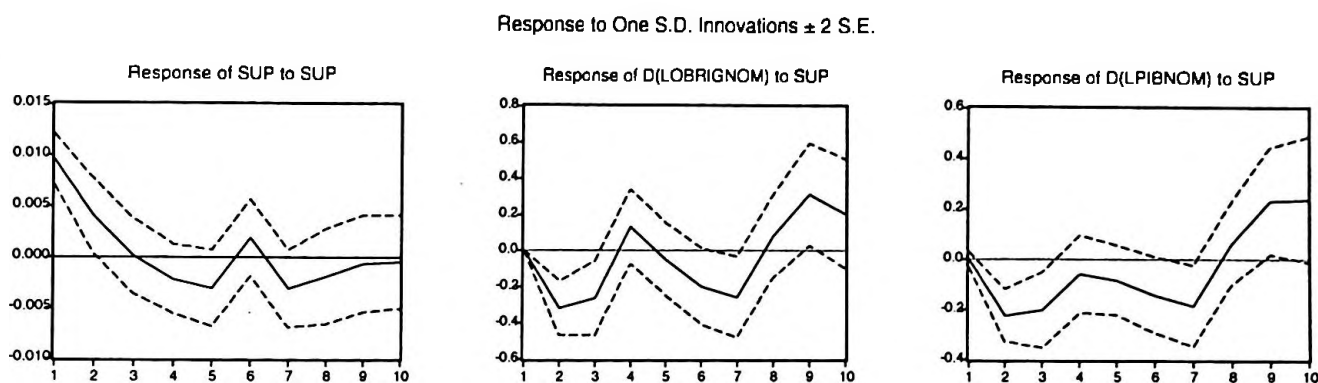


Figura 9

Nas duas especificações observa-se que, de fato, a inovação em *sup* diminui a renda nominal, como seria de se esperar em um regime não-ricardiano. Entretanto, as obrigações respondem de forma negativa, contrariamente ao que seria esperado neste caso. Novamente, a combinação de elementos que indicaria um regime não ricardiano não é suportada pelos dados. Portanto, conclui-se que, controlando pelo comportamento do PIB nominal, as evidências são de regime ricardiano.

4. Conclusão

O questionamento da idéia de que a estabilidade de preços exige apenas uma política monetária apropriada levou ao desenvolvimento da Teoria Fiscal do Nível de Preços, segundo a qual uma autoridade monetária “forte e independente” não é garantia de estabilidade de preços. De acordo com a TFNP, os efeitos da política fiscal sobre o nível de preços podem ir além do uso das receitas de senhoriagem para compensar desequilíbrios fiscais.

O ponto central da TFNP está em interpretar a restrição orçamentária do Governo não como uma restrição de fato, mas sim como uma condição de equilíbrio. Esta diferença de interpretação leva à definição de regimes ricardianos e não-ricardianos. Um regime ricardiano é definido como aquele em que a restrição orçamentária intertemporal do Governo é satisfeita para qualquer nível de preços. Já em um regime não-ricardiano, hipótese que é a base da TFNP, a restrição não é satisfeita para qualquer nível de preços. Neste caso, o nível de preços é o responsável por garantir a satisfação da restrição no equilíbrio.

Verificar a plausibilidade empírica de regimes não-ricardianos não é uma tarefa simples. Não é possível fazer um teste direto porque, no equilíbrio, a restrição orçamentária intertemporal do Governo deve valer sob quaisquer dos regimes e os dados registram justamente os valores de equilíbrio. Levando em consideração as dificuldades associadas a “testabilidade” da TFNP, este trabalho utilizou a abordagem indireta proposta por Canzoneri et al. (2001) para testar se a hipótese de regime não-ricardiano é empiricamente sustentada para dados brasileiros do período de 1966 a 2000

e se, conseqüentemente, a TFNP pode fornecer uma explicação para a inflação no Brasil neste período.

O teste utiliza funções impulso-resposta de um VAR para analisar o comportamento das obrigações do Governo como proporção do PIB no período subsequente a uma inovação positiva na razão superávit/PIB. Os resultados mostraram que, pelos padrões de resposta observados, pode-se concluir que o regime brasileiro é ricardiano. Chega-se à mesma conclusão controlando-se por variações do produto nominal e por fatores de desconto.

Desta forma, os resultados obtidos para dados brasileiros de 1966 a 2000 indicam que a hipótese mais plausível é a de regime ricardiano. Esse resultado implica que, para o período analisado, o efeito-riqueza de variações no nível de preços preconizado pela TFNP não ocorre.

Isto não significa dizer, entretanto, que a restrição orçamentária intertemporal do Governo é satisfeita para qualquer nível de preços devido a ajustes em variáveis fiscais, uma vez que o conceito de superávit inclui as receitas de senhoriagem. A conclusão obtida neste trabalho pode, portanto, ser compatível com a literatura brasileira que enfatiza a importância da senhoriagem para a satisfação da restrição orçamentária intertemporal do Governo.

Referências

- Ahmed, S., Rogers J. (1995) "Government Budget Deficits and Trade Deficits: Are Present Value Constraints Satisfied in Long-Term Data?" *Journal of Monetary Economics*, 36(2), pp351-74
- Bohn, H. (1998) "The behavior of U.S. public debt and deficits". *The Quarterly Journal of Economics*, v.113, n.3.
- Buiter, W. (1999) "The Fallacy of the Fiscal Theory of the Price Level", manuscript, University of Cambridge.
- Canzoneri, M., Cumby, R. Diba, B. (2001) "Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?" *American Economic Review*, 91(5), pp1221-38.
- Cardoso, E., Reis, E. (1986) "Déficits, dívidas e inflação no Brasil". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 16(3), 575-98.
- Christiano, L., Fitzgerald, T. (2000) "Understanding the Fiscal Theory of the Price Level", NBER Working Paper n.7668
- Cochrane, J. (1998) "A frictionless view of U.S. inflation", in *NBER Macroeconomics Annual 1998*, Cambridge, MA: MIT Press, pp.323-84
- _____. (2001) "Long-Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level." *Econometrica*, 69(1), pp.69-116.
- Issler, J.V., Lima, L. (2000) "Public Debt Sustainability and Endogenous Seignorage in Brazil: Time-Series Evidence from 1947-1992", *Journal of Development Economics*, 63, pp131-147.
- Jansen, N., Nolan, C., Thomas, R. (2001) "Money, Debt and Prices in the UK 1705-1996", forthcoming in *Economica*.
- Kocherlakota, N., Phelan, C. (1999) "Explaining the Fiscal Theory of the Price Level". *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 23(4), pp14-23.
- Lee, J., Strazicich, M. (2002) "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks", manuscript, University of North Texas.
- Loyo, E. (1999) "Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation", manuscript, Kennedy School of Government, Harvard University.
- Luporini, V. (2002) "The behavior of the Brazilian Federal Domestic Debt." *Economia Aplicada*, v.6, n.4.

- Pastore, A.C.(1995) “Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro.” *Revista de Econometria*, n.2
- Perron, P. (1989) “ The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis”, *Econometrica*, 57(6), pp.1361-1401.
- Rocha, F. (1997) “Long-run limits on the Brazilian government debt”. *Revista Brasileira de Economia*, 51(4), pp.447-470.
- Sargent,T. Wallace,N. (1981) “Some Unpleasant Monetarist Arithmetic”. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp.1-17.
- Sims,C.A. (1994) “A simple model for study of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy”. *Economic Theory*, 4(3), pp.381-99.
- Taylor, J. (1993) “Discretion versus policy rules in practice”, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp.195-214.
- Woodford, M.(1994) “Monetary Policy and Price Level Determinacy ina Cash-in-Advance Economy.” *Economic Theory*, 4(3), pp.345-80.
- _____. (1995) “Price Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43, pp1-46.
- _____. (1996) “Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability?” NBER Working Paper, n.5684.
- _____. (1998) “Doing without money: controlling inflation in a post-monetary world”. *Review of Economic Dynamics*, 1, pp173-219.
- _____. (2001) “Fiscal Requirements for Price Stability”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(3), pp.669-728.

APÊNDICE I

Teste de raiz unitária de Lee & Strazicich (2002) para duas quebras estruturais

Considere o seguinte processo gerador de dados:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde Z_t é um vetor de variáveis exógenas e $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$. Duas quebras estruturais podem ser consideradas da seguinte maneira. O modelo que permite duas quebras no intercepto e na declividade é descrito por $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$, onde T_{Bj} denota o período em que a quebra ocorre, $D_{jt} = 1$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$ e zero caso contrário; $DT_{jt} = t$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$ e zero caso contrário. O teste permite que haja quebras tanto sob a hipótese nula como sob a hipótese alternativa:

Hip. Nula:

$$y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + g_1 D_{1t} + g_2 D_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}$$

Hip. Alternativa:

$$y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + g_1 DT_{1t} + g_2 DT_{2t} + v_{2t}$$

onde v_{1t} e v_{2t} são termos de erro estacionários, $B_{jt} = 1$ para $t = T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$ e zero caso contrário.

A estatística de teste é obtida estimando-se a seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \bar{S}_{t-1} + u_t$$

onde $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_t - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$, $\tilde{\delta}$ são coeficientes da regressão de Δy_t sobre ΔZ_t , $\tilde{\psi}_t$ é dado por $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$. Termos defasados da variável dependente podem ser adicionados de modo a corrigir problemas de correlação serial dos erros.

A hipótese nula de raiz unitária é descrita por $\phi = 0$ e as estatísticas do teste são dadas por;

$$\tilde{\rho} = T \tilde{\phi}$$

ou

$\tilde{\tau}$ = estatística-t do teste da hipótese nula de que $\phi = 0$.

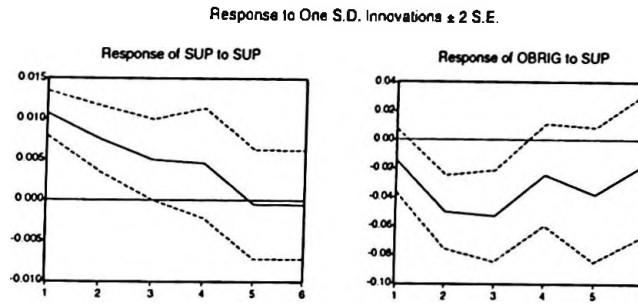
Os valores críticos foram obtidos em Lee e Strazicich (2002) e dependem da posição das quebras dentro da amostra. Existem duas versões do teste. Uma delas é com quebras exógenas, que pode ser utilizada quando se tem conhecimento de eventos que (provavelmente) afetaram a série a ser testada. A outra é a versão com quebras endógenas, que determina os pontos de quebra como sendo aqueles que minimizam a estatística de teste.

APÊNDICE II

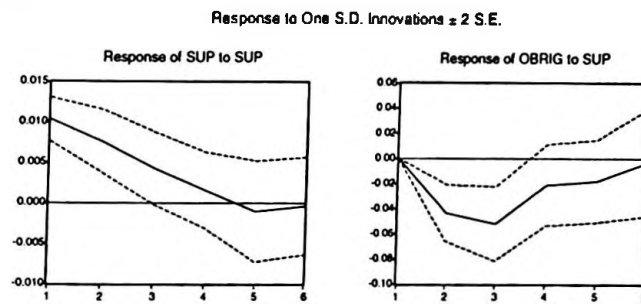
Resultados do VAR para diferentes números de defasagens

5 defasagens:

ordenação: sup, obrig

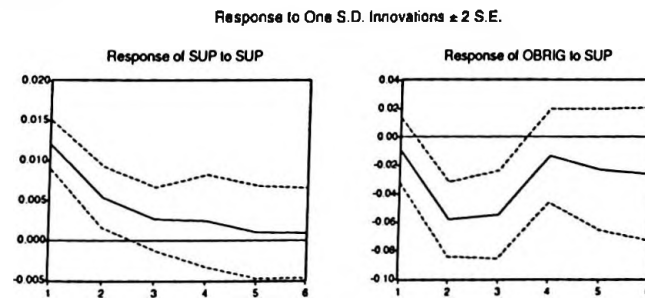


ordenação: obrig, sup

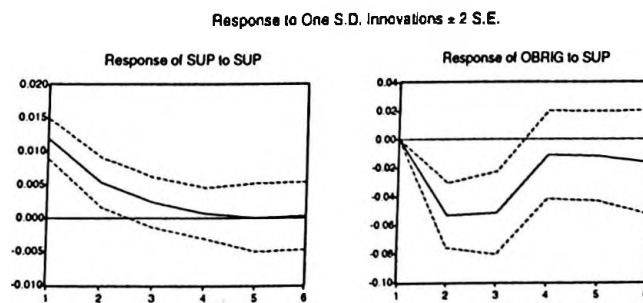


4 defasagens:

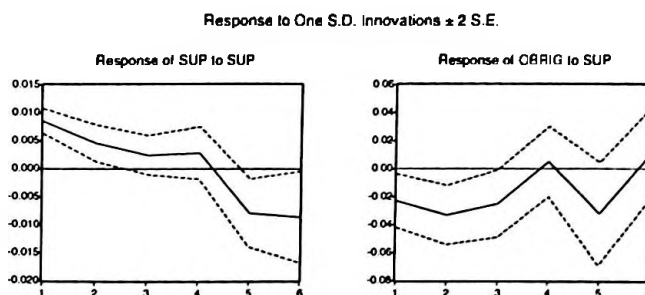
ordenação: sup, obrig



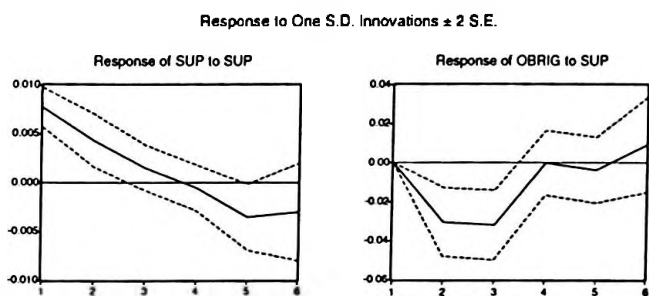
ordenação: obrig, sup



Resultados do VAR com tendência determinista (inclui constante e 6 lags)
 Ordenação: sup, obrig

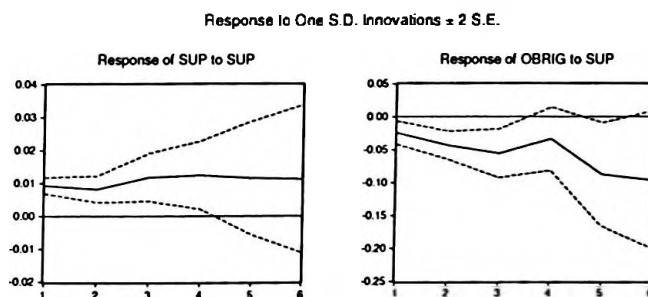


ordenação:obrig, sup

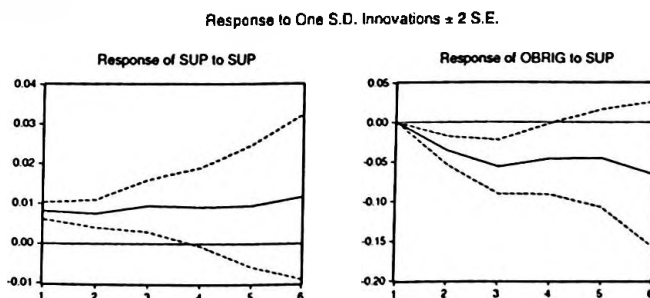


Resultados do VAR incluindo variáveis *dummy* para os Planos Collor e Real (1990 e 1994):

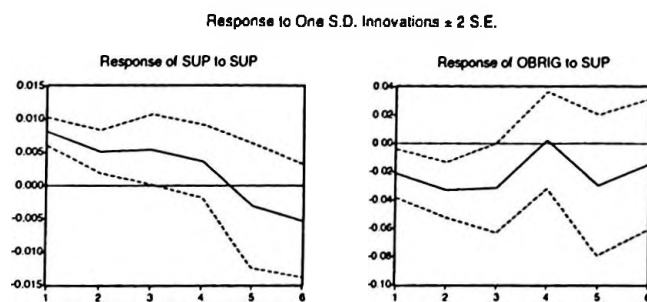
Ordenação: sup, obrig



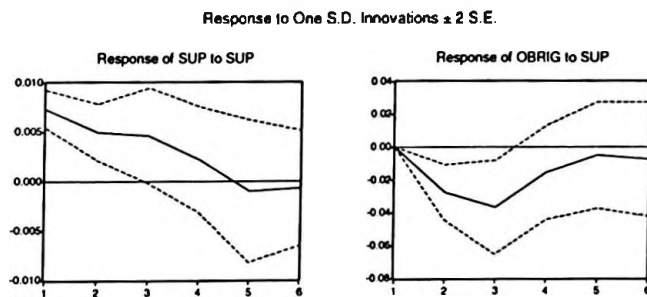
Ordenação: obrig, sup



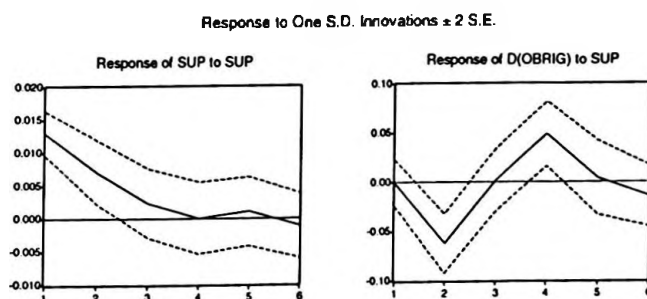
Resultados obtidos incluindo tendência determinista e as variáveis *dummy*:
 Ordenação: sup, obrig



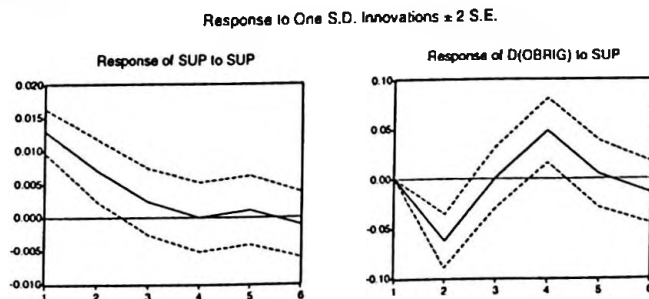
Ordenação: obrig, sup



Resultados obtidos utilizando a primeira diferença da série obrig (constante, 4 lags):
 Ordenação: sup, d(obrig)

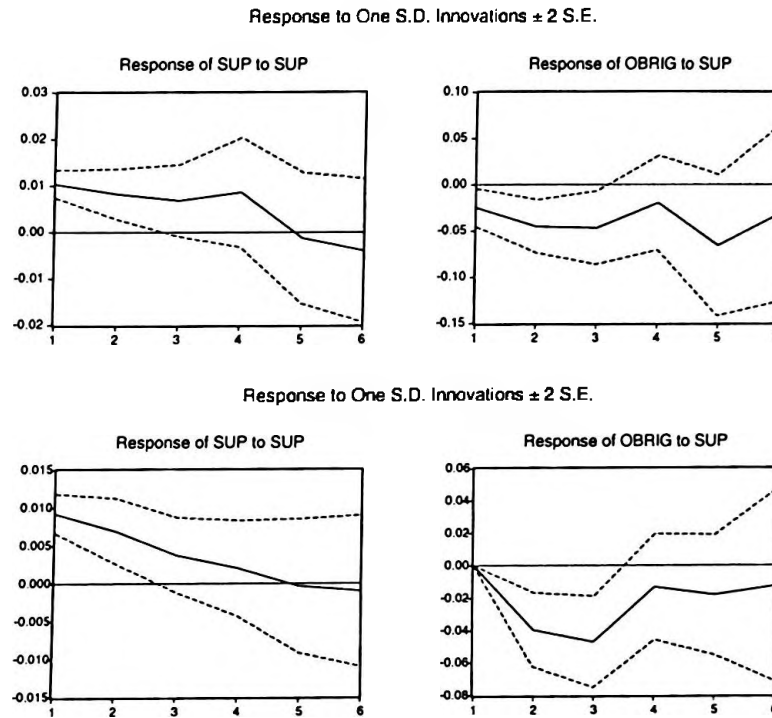


ordenação: d(obrig), sup

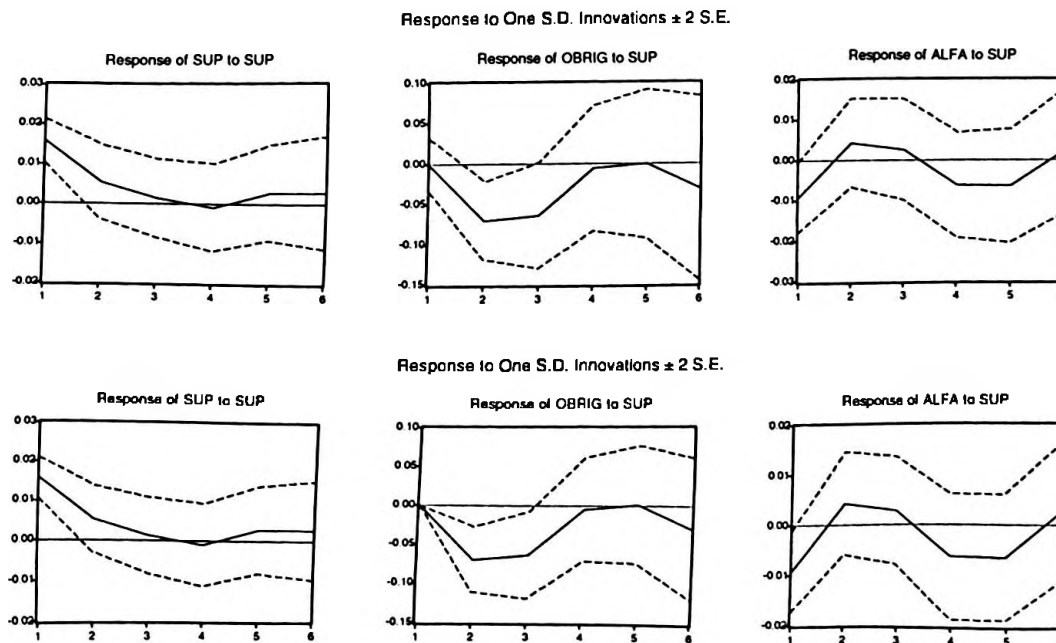


Resultados do VAR utilizando métodos de Monte Carlo para o cálculo dos desvios-padrão das funções impulso resposta (1000 repetições)

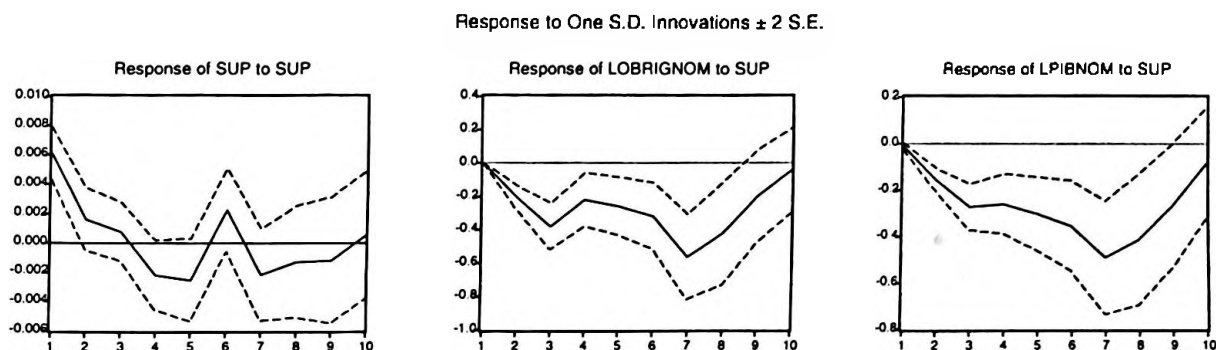
- Variáveis sup e obrig em nível, 6 lags e uma constante:



- Variáveis sup, obrig e alfa em nível, 3 lags e uma constante:



- Variáveis sup, lobrignom e lpibnom, 6 lags, constante e tendência determinista:



Nota-se que praticamente não existem diferenças entre os resultados obtidos utilizando métodos de Monte Carlo para o cálculo dos desvios-padrão e aqueles apresentados no texto, em que os desvios-padrão são calculados analiticamente.