

Dívida pública, política monetária e dominância fiscal no Brasil: questões de coordenação de políticas

Washington Valeriano dos Santos Filho*
Ricardo Ramalhete Moreira**

Resumo

O presente trabalho analisa a aderência empírica de três hipóteses fiscais aplicadas à economia brasileira: *equivalência ricardiana*, *dominância fiscal* e *teoria fiscal do nível de preços*, para o período 2005-2013, por meio do método de *vetores autorregressivos*. As evidências demonstram que, das três hipóteses, as duas com aderência estatística seriam a de *equivalência ricardiana* e a de *dominância fiscal*, com maior apelo para a última. As funções impulso-resposta ajudam a explicar alguns fatos estilizados do Brasil nos últimos anos, como o desvio inflacionário persistente, os déficits nominais sistemáticos e o crescimento da razão dívida interna/PIB.

Palavras-chave: Brasil. Dominância fiscal. Equivalência ricardiana. Teoria fiscal do nível de preços.

JEL: E31; H30; H63.

* Mestre em Teoria Econômica pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo. E-mail: w_filho88@hotmail.com

** Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo. E-mail: ricardo.moreira@ufes.br

<http://dx.doi.org/10.5335/rtee.v22i46.6756>

Submissão:22/10/2015. Aceite: 26/02/2016.

1 Introdução

A literatura a respeito dos efeitos reais e nominais da dívida pública sobre o produto de uma economia apresenta basicamente três visões ou hipóteses modernas: a *equivalência ricardiana* (ER), a hipótese de *dominância fiscal* (DF) e a *teoria fiscal do nível de preços* (TFNP). De certa forma, todas essas visões resultam em uma forma de coordenação entre as políticas fiscal e monetária.

Em relação à equivalência ricardiana, cujos principais trabalhos remontam aos anos 1970, a ideia básica é de que variações na dívida pública não têm efeitos reais sobre o produto interno bruto (PIB) de um país, ou seja, não haveria “efeito riqueza” a partir de uma mudança no valor da dívida pública (BARRO, 1974). Isso ocorreria, em princípio, porque os agentes econômicos alocariam os incrementos de renda disponível – resultantes dos déficits fiscais financiados por endividamento – como poupança, a fim de pagar maiores tributos futuros, os últimos necessários para o governo satisfazer sua restrição orçamentária intertemporal. Nesse caso, uma vez que a dívida pública não teria efeitos reais e o Banco Central (BC) não estaria emitindo moeda para financiar os déficits públicos, as variações da dívida também não teriam impactos inflacionários. Trata-se de uma situação em que o BC atua de forma autônoma e a política fiscal é passiva no sentido de que se ajusta endogenamente para satisfazer a restrição orçamentária (LEEPER; WALKER, 2012).

Já a hipótese de dominância fiscal, em suas diferentes concepções, estabelece que o Banco Central, ao ser de alguma maneira influenciado pelas necessidades de financiamento do setor público, viabiliza a ocorrência de efeitos inflacionários a partir de mudanças nos instrumentos fiscais. Assim, os déficits fiscais, embora não tendo impactos reais sobre o produto, em um modelo com propriedades novo-clássicas, poderiam exercer efeitos nominais ou inflacionários por meio da *receita de senhoriagem* emitida pelo BC, ou mesmo pela simples expectativa dos agentes de que o BC venha, no futuro, a ser forçado a emitir essa forma de receita para o Tesouro (SARGENT; WALLACE, 1981). De outro modo, problemas de alto endividamento também poderiam comprometer a eficácia da política monetária em economias emergentes, por meio de especulações dos investidores estrangeiros contra a moeda doméstica, o que resultaria em uma inversão da tradicional relação negativa entre juros e câmbio (BLANCHARD, 2004). Essa seria uma situação em que a política monetária seria passiva ou a responsável pela satisfação da restrição orçamentária, enquanto que a política fiscal seria ativa, pois definiria exogenamente a trajetória para os superávits primários (LEEPER; WALKER, 2012).

Por sua vez, a teoria fiscal do nível de preços propõe a hipótese de efeitos inflacionários da dívida pública via um *efeito riqueza*, resgatando dessa forma uma hipótese cara aos velhos keynesianos (WOODFORD, 2001). Ainda que o BC não sofra de dominância fiscal, e não haja receitas de senhoriagem, variações da dívida pública poderiam causar variações inflacionárias, porque as últimas seriam o mecanismo pelo qual a restrição orçamentária seria satisfeita no tempo; ou seja, aumentos do nível de preços, ao gerar menores valores para a dívida pública em termos reais, serviriam como o mecanismo de equilíbrio fiscal, na presença de políticas fiscal e monetária ativas. Trata-se de uma hipótese que não requer *senhoriagem* ou endogenia fiscal da taxa básica de juros para que a dívida pública exerça efeitos inflacionários.

Essas três visões são, portanto, peças importantes para a análise da dinâmica da dívida pública e de seus efeitos reais e nominais em economias contemporâneas. A economia brasileira não fugiria à regra. Alguns *fatos estilizados* recentes que caracterizariam a dinâmica macroeconômica fiscal e monetária do Brasil, nos últimos anos, são: a) em primeiro lugar, houve uma elevação da relação *dívida líquida interna do setor público Consolidado/PIB* nos últimos anos; b) essa tendência, ao que tudo indica, pode ser creditada à existência de um déficit nominal sistemático nos mesmos anos recentes, sem ocorrência de superávits nominais mesmo em situações de maior taxa de crescimento real do PIB; c) houve uma tendência de redução continuada da taxa básica de juros Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) no país, no período 2005-2013, com duvidosa sustentabilidade; d) a inflação acumulada em doze meses, com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IPCA-IBGE), apresenta um desvio positivo persistente – no sentido de que o desvio é, em média, positivo – em relação à meta central de 4,5% para a inflação ao consumidor.

O presente trabalho tem como premissa que uma forma de explicar essas tendências mencionadas para variáveis macroeconômicas relevantes do Brasil passa por testar a ocorrência de uma ou mais das três hipóteses fiscais aqui consideradas: ER, DF e TFNP, uma vez que cada uma delas acarreta uma forma específica de coordenação entre as instâncias fiscal e monetária, com implicação distinta para a *performance* econômica ao longo do tempo. Portanto, o objetivo geral do trabalho é testar a verificação empírica dessas hipóteses teóricas para a economia brasileira recente. Pretende-se, assim, dar uma interpretação e um sentido àqueles fatos estilizados a partir dos resultados da aplicação empírica, ainda que de forma aproximada.

Metodologicamente, o trabalho fará uso de *séries temporais*, tais como de relação dívida interna/PIB, saldo fiscal nominal/PIB, taxa Selic efetiva, inflação observada em doze meses, inflação acumulada esperada doze meses à frente, taxa nominal de câmbio e índice de atividade econômica, todas em uma frequência mensal, de janeiro de 2005 a maio de 2013. O período amostral foi adotado a partir de 2005, visto que foi nesse ano que se iniciou o mais longo período de estabilidade da meta de inflação, em 4,5% ao ano pelo IPCA, o que caracteriza uma espécie de consolidação dessa âncora nominal no país, traduzida na estabilidade de sua meta. Nesse caso, evita-se o problema metodológico de controle para as mudanças de meta, que seria pertinente em amostras maiores. O método econométrico utilizado foi o de *vetores autorregressivos* (VAR) e a análise dos resultados foi feita por meio de *funções impulso-resposta*, pelo método da *ordenação de Cholesky*, apoiada em testes de *causalidade Granger*.

O trabalho está organizado da seguinte forma: na seção 2, apresentam-se evidências empíricas aplicadas ao Brasil, para cada uma das hipóteses consideradas; a seção 3 trata da implementação empírica para a economia brasileira no período mencionado e, por fim, apresentam-se o teste de robustez das estimações originais, as conclusões e as referências.

2 Evidências empíricas para o Brasil: ER, DF e TFNP

Vieira (2005) busca verificar empiricamente a questão da ER para a economia brasileira. O autor utiliza três metodologias distintas. Em primeiro lugar, baseando-se no modelo de Enders e Lee (1990), são utilizadas regressões do tipo vetores autorregressivos e vetores com correção de erros (VEC) e decomposição de variância, para avaliar de que maneira consumo e exportações líquidas comportam-se diante de variações não antecipadas da dívida do setor público, mantendo constantes os gastos do governo. A seguir, baseando-se ainda no modelo de Enders e Lee (1990), são estimados parâmetros relativos à função consumo e são testadas as restrições de sobreidentificação associadas à técnica de método generalizado dos momentos (MGM). Finalmente, testa-se a restrição de liquidez com base no modelo de consumidores restritos de Campbell e Mankiw (1989).

O modelo VAR irrestrito e o modelo VEC testados geraram resultados que variaram bastante com a ordenação, sendo esse comportamento semelhante ao observado em outros trabalhos (ISLAM, 1998). Logo, esses resultados foram inconclusivos. O resultado da estimação por MGM dos parâmetros utilizados no modelo de Enders e Lee (1990) também foi inconclusivo, pois, na maior parte dos casos, os

parâmetros estimados estiveram fora das especificações teóricas. De acordo com Vieira (2005), apesar de alguns resultados serem inconclusivos, quando se utiliza os dois primeiros métodos de investigação (análise de variância e teste de restrições de sobreidentificação), de modo geral, conclui-se pela não existência da hipótese da ER no Brasil. Esse resultado é compatível com o fato de haver uma considerável parcela de consumidores brasileiros restritos na obtenção de crédito.

Outro trabalho que trata da verificação empírica da ER no Brasil é o de Marques Jr. (2012), que analisa os efeitos da política fiscal na economia brasileira no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2009. O autor analisa a resposta das variáveis poupança nacional/PIB e consumo privado/PIB a impulsos nas variáveis de política fiscal, carga tributária e consumo do governo/PIB. Para testar a hipótese da ER no Brasil, o autor propõe a abordagem do modelo vetor autorregressivo com correção de erros. O autor ainda analisa se as variáveis em estudo (carga tributária, gastos públicos/PIB, consumo privado/PIB e poupança nacional/PIB) têm uma dinâmica comum e um componente de longo e de curto prazo.

Analisando a função de resposta a impulsos e a decomposição da variância, o autor verifica que as duas variáveis respondem a choques no consumo do governo/PIB e na carga tributária. Diante disso, a política fiscal brasileira é importante para explicar o comportamento das variáveis econômicas reais. O trabalho verificou ainda que choques na carga tributária brasileira têm impactos econômicos relevantes. As respostas da relação consumo privado/PIB e da relação poupança nacional/PIB para os impulsos na carga tributária são negativas. Portanto, os efeitos de choques na carga tributária brasileira seriam não ricardianos para o trabalho.

Gadelha (2006) analisa se a economia brasileira encontra-se sob um regime de *dominância monetária* (regime ricardiano) ou um regime de DF (regime não ricardiano), segundo definições de Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004). Os autores utilizaram-se de dados mensais do período entre janeiro de 1995 a dezembro de 2005, obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). O autor analisou a relação de precedência temporal por meio do teste de causalidade de Granger nas seguintes variáveis econômicas: taxa nominal de juros (Selic), razão dívida/PIB, razão superávit primário/PIB, taxa real de câmbio e prêmio de risco (*Spread do Emerging Markets Bond Index – EMBI+*).

A relação de causalidade de Granger unidirecional da taxa Selic para a relação dívida/PIB fortalece o argumento da existência de uma autoridade monetária autônoma, capaz de fixar a taxa Selic no nível de sua escolha, indicando ganhos de credibilidade da política monetária. Ou seja, a política monetária não é afetada

pela dinâmica da dívida pública, o que indica um regime de Dominância Monetária (DM). Esse argumento é contrário à hipótese de DF de Blanchard (2004), segundo o qual, variações no grau de endividamento público precedem temporalmente variações na taxa de juros.

Já a relação de causalidade de Granger unidirecional da relação superávit primário/PIB para a relação dívida/PIB mostra que a política de geração de superávits fiscais estaria sendo capaz de estabilizar a relação dívida/PIB. Esse resultado expressaria ganhos de credibilidade da política fiscal e seria a principal característica de um país sob o regime de DM, de acordo com Sargent e Wallace (1981), porque a política fiscal garantiria a sustentabilidade da dívida pública.

Por sua vez, Aguiar (2007) testou empiricamente a hipótese de DF nos anos de 1999 a 2006, período no qual vigorou uma meta de superávit fiscal em contexto de regime de câmbio flexível. Para a autora, DF é a situação caracterizada pelo aumento da inflação devido a uma política contracionista executada em um cenário no qual a situação fiscal é ruim. O risco de *default* da dívida, que eleva os prêmios de risco, e a possibilidade de monetização futura, que aumenta a expectativa de inflação futura, são os dois fatores que retiram a eficácia da política monetária, levando à indesejável combinação de taxas de juros reais altas, à desvalorização do câmbio e à pressão para aumento da inflação. Segundo os resultados obtidos pelo método VAR, a conclusão foi de que não haveria DF no país, convergindo com Gadelha (2006).

O trabalho de Rocha e Silva (2004) verifica se o regime fiscal brasileiro é um regime não ricardiano, porque um regime desse tipo é condição necessária para a TFNP valer. Os dados brasileiros consistem em observações anuais para o período compreendido entre 1966 e 2000. Rocha e Silva (2004) realizam testes de estacionariedade das séries, antes de estimar o VAR. O trabalho conclui que as evidências são de regime ricardiano para o Brasil no período observado. Portanto, durante o período analisado, o efeito riqueza de variações no nível de preços preconizado pela TFNP não ocorre.

3 Implementação empírica

3.1 Dados

As variáveis utilizadas no modelo estimado são: DEB – dívida líquida interna do setor público consolidado como proporção do PIB; P – inflação ao consumidor acumulada em doze meses pelo IPCA; EXP_P – expectativas de inflação acumulada

doze meses à frente pelo IPCA; IBC – índice de atividade econômica do Banco Central, como *proxy* do PIB em comportamento mensal; I – taxa básica de juros Selic anual efetiva; E – taxa de câmbio nominal (reais por dólar); NFSP – necessidade de financiamento do setor público no conceito nominal, como variável do déficit nominal em proporção do PIB. A fonte de todas as variáveis é o BC, exceto a taxa de câmbio que foi coletada no endereço eletrônico Ipeadata. A frequência das séries utilizadas é mensal, abrangendo o período de janeiro de 2005 a maio de 2013.

Embora a hipótese básica do modelo VAR seja a de que as séries são estacionárias, não há um consenso na literatura no que se refere a trabalhar com as variáveis no modelo VAR em nível e/ou em primeira diferença. Para autores tais como Sims (1980) e Sims, Stock e Watson (1990), não existem maiores problemas em se trabalhar com variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR, uma vez que é uma metodologia que está interessada nas inter-relações entre as variáveis. Pode-se alcançar essas inter-relações por meio de um VAR completo, tomando as variáveis em nível.

Ainda, Sims, Stock e Watson (1990) demonstraram que, em modelos autorregressivos, os resultados de testes em nível são consistentes assintoticamente e que a transformação das variáveis para a sua primeira diferença, os testes de cointegração e a aplicação do mecanismo de correção de erros fazem-se desnecessários. Essa opção foi baseada em Tomazzia e Meurer (2009), que salientam que a ideia de não trabalhar com a análise de cointegração vem sendo adotada por diversos estudos em Economia, a saber: Bernanke e Gertler (1995), Dedola e Lippi (2005) e Céspedes, Lima e Maka (2008). Diante disso, serão realizadas as estimações por VAR com a utilização de todas as variáveis em nível.

3.2 Identificação do modelo VAR

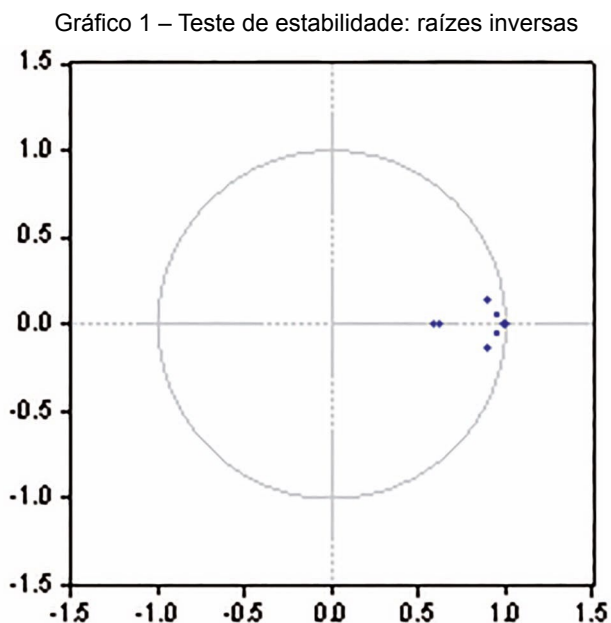
Com o intuito de selecionar o modelo VAR ideal, adotou-se os critérios de Akaike (AIC), de Schwarz (SC) e de Hannan-Quinn (HQ) para selecionar o número de defasagens adequadas a ser empregado. As defasagens que foram trabalhadas em cada modelo estão descritas na Tabela 1.

Tabela 1 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR

Lag	LogL	AIC	SC	HQ
0	-818,3059946	17,19387	17,38086	17,26946
1	-5,12114127	1,273357	2,769227*	1,878012*
2	52,66065589	1,090403*	3,895159	2,224131
3	89,37311188	1,346394	5,460035	3,009195
4	131,3341291	1,493039	6,915567	3,684913
5	177,1111124	1,560185	8,291599	4,281133

Fonte: elaborada pelos autores com base em dados da pesquisa.

Com base nos testes, seria adequado trabalhar com apenas uma defasagem. Foi esse, portanto, o número de defasagens escolhido. Para se testar a estabilidade desse VAR(1), adotou-se o teste das raízes inversas do polinômio característico. O Gráfico 1 apresenta as raízes inversas, pode-se notar que elas se encontram dentro do círculo unitário, denotando estabilidade do modelo estimado.



Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

3.3 Testes de causalidade de Granger

Após identificado o modelo, serão analisadas as funções de impulso-resposta. Contudo, antes de estimá-las, é fundamental identificar o ordenamento de causalidade contemporânea de Cholesky no modelo VAR(1). Isso porque as funções de impulso-resposta são sensíveis à ordenação das variáveis. Esta pesquisa adotou como método de ordenação das variáveis o teste de causalidade de Granger, cuja hipótese nula é a de que uma variável X não causa uma variável Y com precedência temporal. O resultado dos testes de causalidade Granger, para cada uma das variáveis do modelo, segue descrito na Tabela 2. Observa-se que mudanças nas expectativas de inflação (EXP_P) causam alterações na taxa de câmbio nominal (E) com precedência temporal. Já alterações na NFSP são causadas por alterações na dívida líquida interna do setor público (DEB), nas expectativas de inflação (EXP_P), na taxa básica de juros (I) e na inflação observada (P). O teste de causalidade de Granger informa também que mudanças no déficit nominal (NFSP) causam mudanças na inflação (P) com precedência temporal e que alterações nas expectativas de inflação são causadas por alterações na própria inflação ao consumidor. Por sua vez, mudanças na atividade econômica (IBC) são causadas por alterações na dívida líquida interna do setor público, na taxa de câmbio nominal e na taxa básica de juros. Ainda, verifica-se que a dívida líquida do setor público é causada, no sentido Granger, por alterações nas expectativas de inflação e no déficit nominal. Finalmente, as alterações na variável taxa básica de juros são causadas por alterações nas variáveis dívida líquida interna, taxa de câmbio nominal, expectativas de inflação, PIB, déficit nominal e inflação, sendo, portanto, (I) a variável mais endógena do VAR(1) estimado para o período de janeiro de 2005 a maio de 2013.

Portanto, a partir do resultado dos testes de causalidade Granger, podemos fazer a ordenação de Cholesky, partindo da variável mais exógena (variável que mais causa alterações em outras variáveis: aquela que possui a menor estatística Qui-Quadrado conjunta) para a variável mais endógena (variável que é mais causada por alterações em outras variáveis, i.e., aquela com a maior estatística Qui-Quadrado conjunta). A ordenação de Cholesky feita com base na estatística Qui-Quadrado foi: E – NFSP – P – EXP_P – IBC – DEB – I.

3.4 Funções impulso-resposta

Nesta seção, analisa-se o resultado de algumas funções impulso-resposta que representam relações entre variáveis com nexos causal no sentido Granger, com base na causalidade individual de uma para a outra (Tabela 2) e que possuem maior relevância econômica para efeito do objeto deste trabalho. Com base na análise dessas relações e funções impulso-resposta, acredita-se que é possível verificar

a pertinência das hipóteses teóricas levantadas no trabalho: a) dominância fiscal; b) equivalência ricardiana; c) teoria fiscal do nível de preços.

Tabela 2 – Testes de causalidade de Granger para o modelo VAR

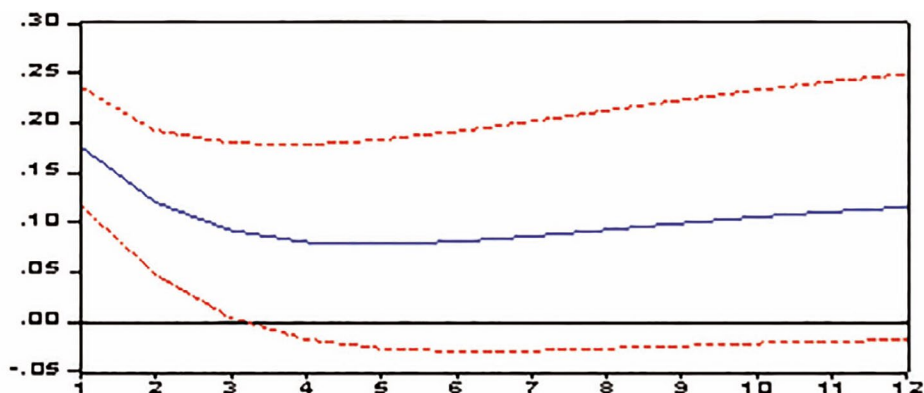
Variável dependente: E				Variável dependente: NFSP			
Causa	Qui-quadrado	df	Prob.	Causa	Qui-quadrado	DF	Prob.
DEB	0,0113	1	0,915341	DEB	5,667721	1	0,01728
NFSP	0,563498	1	0,452854	IBC	0,827552	1	0,362981
IBC	0,4314	1	0,511303	P	4,045349	1	0,044293
P	1,832491	1	0,175834	EXP_P	5,920401	1	0,014967
EXP_P	3,935201	1	0,047286	E	0,445416	1	0,50452
I	0,080956	1	0,776006	I	5,031195	1	0,024895
Conjuntas	9,187526	6	0,163303	Conjuntas	21,32196	6	0,001606
Variável dependente: P				Variável dependente: EXP_P			
Causa	Qui-quadrado	df	Prob.	Causa	Qui-quadrado	DF	Prob.
DEB	0,694818	1	0,40453	DEB	1,839351	1	0,175027
NFSP	7,375529	1	0,006612	NFSP	1,199365	1	0,273449
IBC	0,821488	1	0,364745	IBC	1,433157	1	0,23125
EXP_P	0,037817	1	0,845811	P	2,88195	1	0,089577
E	2,098495	1	0,147444	E	0,710331	1	0,399334
I	1,578753	1	0,20894	I	0,213646	1	0,643924
Conjuntas	21,45494	6	0,001519	Conjuntas	21,49633	6	0,001493
Variável dependente: IBC				Variável dependente: DEB			
Causa	Qui-quadrado	df	Prob.	Causa	Qui-quadrado	DF	Prob.
DEB	2,897225	1	0,088732	NFSP	4,327694	1	0,037497
NFSP	0,409199	1	0,522376	IBC	0,013884	1	0,906201
P	0,002924	1	0,956879	P	2,27685	1	0,131318
EXP_P	0,099845	1	0,752015	EXP_P	3,756781	1	0,052594
E	8,724828	1	0,003139	E	0,003384	1	0,95361
I	7,606492	1	0,005816	I	0,369574	1	0,543236
Conjuntas	23,26373	6	0,000713	Conjuntas	23,37379	6	0,00068
Variável dependente: I							
Causa	Qui-quadrado	df	Prob.				
DEB	3,398052	1	0,0653				
NFSP	3,726549	1	0,0536				
IBC	17,52132	1	0,0000				
P	0,126606	1	0,722				
EXP_P	6,125478	1	0,0133				
E	20,48528	1	0,0000				
Conjuntas	35,19243	6	0,0000				

Fonte: elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Nota: valor prob. $\geq 0,1$ não se rejeita a hipótese nula de ausência de causalidade com precedência temporal entre a variável dependente e a variável testada como causa. Quanto menor o valor Qui-Quadrado conjunto mais exógena é a variável dependente.

Verifica-se, com base na análise da função impulso-resposta do Gráfico 2, que um choque positivo do déficit nominal do setor público leva a um aumento da dívida líquida interna no tempo. Essa situação representa um resultado padrão na teoria econômica, pois, ao incorrer em maiores déficits, a autoridade fiscal está aumentando o estoque da sua dívida a ser paga no futuro. Uma vez que haja uma elevação na dívida interna líquida, deve-se verificar a reação do BCB em termos de instrumento de política monetária, a fim de que se teste a hipótese de dominância fiscal.

Gráfico 2 – Resposta de DEB a um choque em NFSP

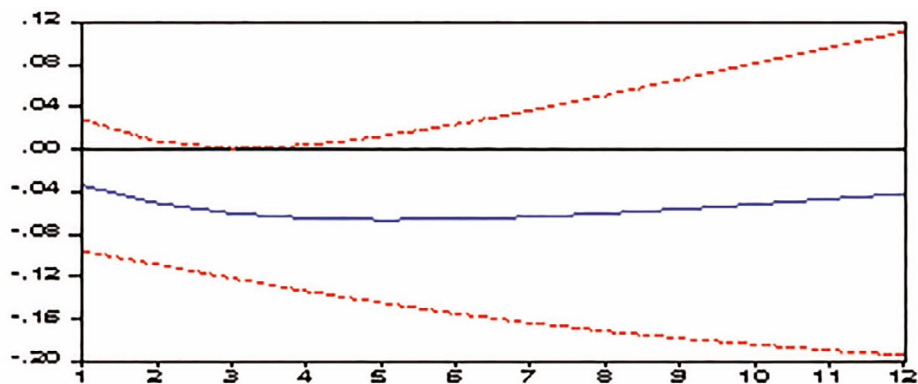


Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

Há, basicamente, três situações possíveis: 1) mudanças no estoque de dívida/ PIB não criam alterações nas condições gerais de política monetária, o que indicaria uma autonomia do BCB em relação a questões fiscais, ou que as mudanças da relação DEB não criam quaisquer efeitos reais e/ou nominais sobre o produto. No entanto, como se constatou relação de causalidade Granger de DEB para I, essa primeira situação está descartada; 2) uma elevação de DEB vem acompanhada de elevação de I, o que denotaria um BCB com relativa autonomia e implementando uma política monetária contracionista para responder aos eventuais efeitos inflacionários de DEB. Contudo, pelos testes de causalidade Granger, não se pode assumir efeitos de DEB sobre a inflação ao consumidor no período, o que descarta a hipótese teórica de TFNP para este trabalho; 3) uma elevação de DEB vem acompanhada de redução da taxa básica de juros (I).

Isso sugere uma situação de dominância fiscal, em que o BCB deliberadamente implementa uma política monetária de afrouxo das condições monetárias, facilitando o processo de financiamento dos déficits nominais e valorizando os títulos públicos emitidos pelo Tesouro. Observa-se que é justamente essa a situação sugerida pela função impulso-resposta no Gráfico 3. Um choque positivo em DEB é seguido de uma taxa básica de juros abaixo de seu valor normal, fato que se torna mais expressivo após três meses da ocorrência do choque. Contudo, essa resposta não tem significância estatística com base nos intervalos de confiança a 95%. Portanto, embora as análises por causalidade Granger indiquem uma relação de causa e efeitos a partir de DEP sobre I, essa relação não se verifica em termos de causalidade contemporânea (no sentido de Cholesky) a 95%, de modo que a sugestão de dominância fiscal não pode ser deduzida pela relação DEB-I.

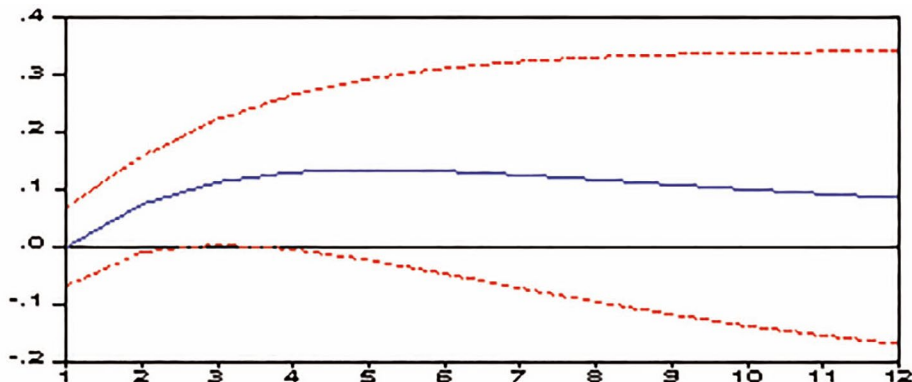
Gráfico 3 – Resposta de I a um choque em DEB



Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

De outro modo, a política monetária responde contra-ciclicamente a choques positivos de expectativas de inflação (EXP_P), como se pode observar pela função impulso-resposta no Gráfico 4. A significância estatística dessa resposta é verificada discretamente apenas três meses após o choque. Essa resposta de elevação da Selic face a aumentos em EXP_P é algo esperado pela literatura de metas para inflação (CLARIDA; GALÍ; GERTLER, 1999). Entretanto, as implicações dessa resposta do BCB parecem não ser muito úteis para a desinflação da economia brasileira nos últimos anos, o que sugere que a autoridade monetária ajusta a taxa Selic em magnitudes aquém das necessárias. A significância discreta de resposta da Selic parece corroborar essa impressão.

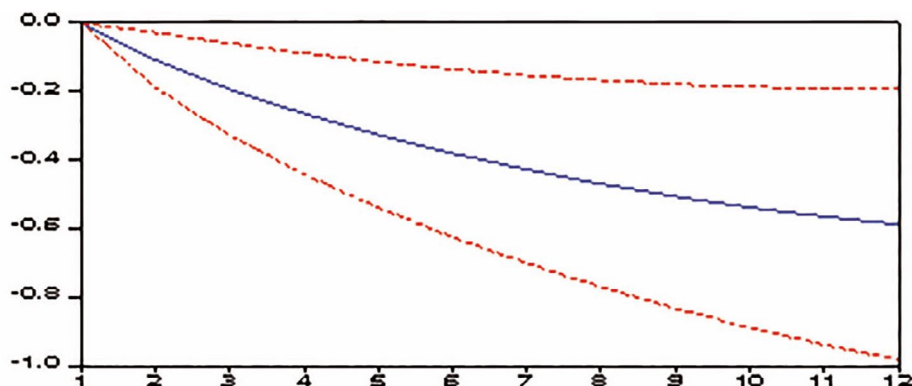
Gráfico 4 – Resposta de I a um choque em EXP_P



Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

Em primeiro lugar, embora elevações da taxa Selic criem retrações na atividade econômica no período estudado (Gráfico 5), tanto as expectativas de inflação quanto a inflação observada são insensíveis diante de mudanças na Selic e na atividade econômica – como se pode sugerir com base nos testes de causalidade Granger para essas relações individuais (Tabela 2), ou seja, I não causa-Granger EXP_P nem P, e IBC também não causa-Granger P nem EXP_P. Ou seja, parece haver uma forte exogeneidade do processo inflacionário brasileiro face à regra de resposta do BCB, talvez devido a uma elevada memória, inércia ou indexação inerentes ao fenômeno da inflação no país. De certa maneira, problemas de exogeneidade inflacionária podem também ser associados à baixa credibilidade da política monetária.

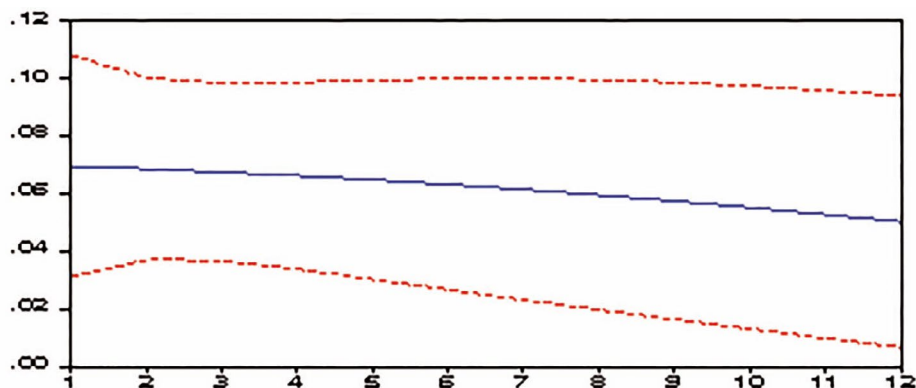
Gráfico 5 – Resposta de IBC a um choque em I



Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

Em segundo lugar, há um padrão adaptativo na formação de expectativas de inflação (Gráfico 6), dado que essas são reativas a choques na inflação observada, resultado similar ao encontrado em Moreira (2013). Isso também seria um sinal de baixa credibilidade do BCB e de inércia inflacionária, i.e., a inflação observada sendo determinada pelos seus valores defasados. Embora choques positivos na taxa Selic tenham efeito significativo sobre a atividade econômica (IBC), reduzindo-a, é interessante observarmos como o BCB reage a flutuações econômicas, expressas por choques positivos em IBC.

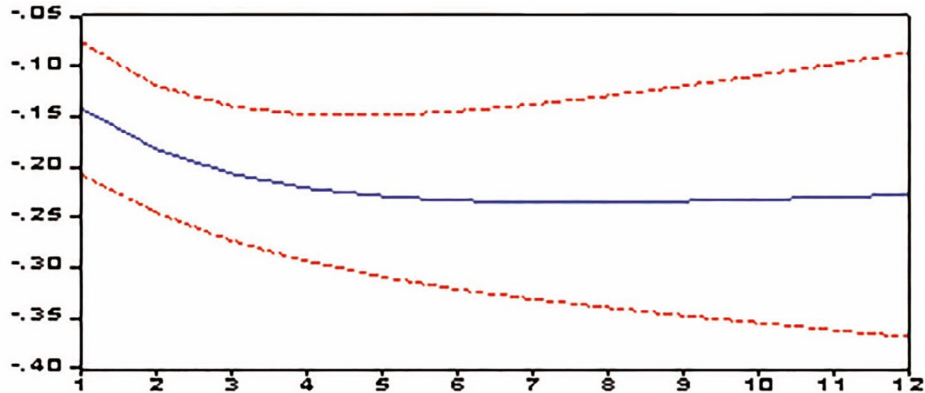
Gráfico 6 – Resposta de EXP_P a um choque em P



Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

A função impulso-resposta (Gráfico 7) mostra que o BCB atua pró-ciclicamente face ao produto real da economia brasileira: em vez de elevar a Selic face a choques positivos de PIB, o BCB a diminui de forma persistente ao longo de doze meses e com significância estatística. Essa maneira de reagir aos choques de produto está em contradição com a previsão da teoria de metas para inflação e tem como resultado um viés inflacionário, que no período recente pode estar sendo expresso pelos desvios inflacionários persistentes em relação à meta de 4,5% para o IPCA.

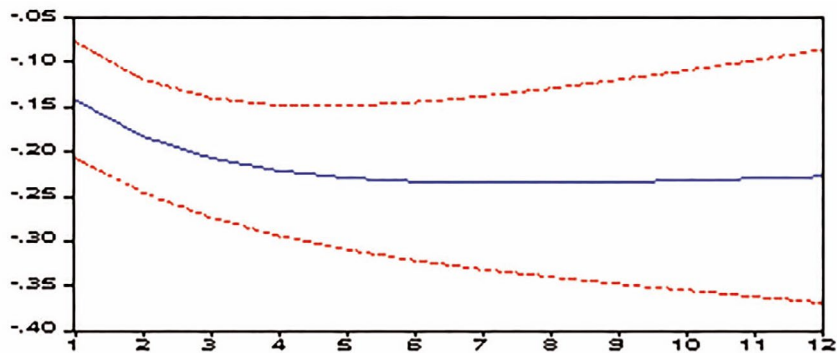
Gráfico 7 – Resposta de I a um choque em IBC



Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

A hipótese de dominância fiscal no Brasil recente também pode ser investigada pela resposta da política monetária à evolução do déficit nominal, que como já visto é gerador de dívida interna líquida. Observa-se que um choque positivo em NFSP tem como consequência uma taxa Selic abaixo de seu valor esperado, mesmo após doze meses da ocorrência do choque (Gráfico 8) e com significância estatística.

Gráfico 8 – Resposta de I a um choque em NFSP

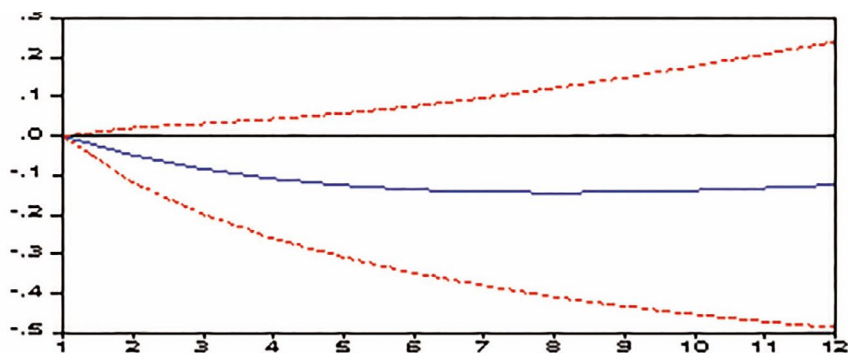


Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

Essa resposta do BCB, ao facilitar as condições de financiamento da dívida pública, pode estimular menor rigor no controle fiscal (WOODFORD, 2001) e, como salientado, os déficits são acompanhados de crescimento de DEB. Por sua vez, quais os impactos do crescimento da dívida interna líquida como proporção do PIB sobre a atividade econômica?

Já mencionou-se que foi descartada a hipótese de TFNP, pois os testes de causa Granger não detectaram relação causal de DEB para P, porém *há efeitos reais potenciais de DEB*: um choque positivo nessa última causa com precedência temporal reduzções em IBC, ao menos enquanto resposta central (Gráfico 9). Nesse caso, ao contrário do esperado pela hipótese de equivalência ricardiana, uma elevação de DEB no Brasil não está associada a efeitos nulos sobre o produto real. Embora seja possível contestar a significância estatística da função impulso-resposta associada a essa evidência, no mínimo pode-se dizer que *há uma tendência* de que, havendo relação estatisticamente significativa entre ambas as variáveis, uma elevação de DEB resultará em redução de IBC. Assim, um comportamento não ricardiano no Brasil é correspondente à existência de dominância fiscal.

Gráfico 9 – Resposta de IBC a um choque em DEB



Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da pesquisa.

Também não há um “efeito riqueza positivo” sobre o produto, como esperado pelo velho keynesianismo, ou mesmo pela TFNP. Há, ao contrário, um “efeito riqueza negativo” de DEB sobre IBC, um tipo de efeito *crowding-out*. Não é objeto deste trabalho identificar a exata conexão causal pela qual tal relação pode ocorrer, mas sugere-se que, de alguma maneira, a baixa qualidade da coordenação entre as políticas fiscal e monetária no país vem condicionando uma substituição de investimentos produtivos pelo consumo público, expressos no crescimento de DEB observado no período estudado.

3.5 Testando a robustez

Em geral, testes de robustez são meios para se averiguar a resistência das estimações originais a mudanças de amostra e de método empírico. No presente trabalho, as estimações das funções impulso-resposta foram também examinadas a partir de uma substituição da variável DEB. Substituiu-se a dívida líquida interna do setor público consolidado/PIB pela *dívida bruta do governo geral em proporção*

do PIB, a fim de que tal robustez fosse testada. A motivação pela inclusão dessa variável reside no fato de que, nos últimos anos, muitas manipulações contábeis (*contabilidade criativa*) foram implementadas pela política do Ministério da Fazenda, de modo que a dinâmica entre aquelas duas variáveis possa ter apresentado diferentes impactos sobre as relações ora estudadas. A partir da nova série temporal, foram realizados os mesmos testes de identificação de VAR, estabilidade e causalidade Granger, assim como foram geradas as funções impulso-resposta. Assim, mantiveram-se as principais evidências empíricas tais como o efeito positivo de NFSP sobre DEB, a resposta pró-cíclica da política monetária ao produto e a redução de Selic em face de elevações em NFSP (indicando dominância fiscal), pelo que as estimações originais podem ser consideradas robustas em relação à alteração imposta sobre o modelo.

Considerações finais

Com base na análise conjunta das funções impulso-resposta apresentadas, pode-se sugerir os seguintes fatos de política monetária e fiscal no período estudado: primeiramente, a hipótese de política fiscal que melhor parece se enquadrar no modelo estimado é a de *dominância fiscal*, visto que a taxa Selic é cortada ante elevações do déficit nominal; de outro modo, as hipóteses teóricas de ER e TFNP parecem não ter aderência às funções impulso-resposta apresentadas.

Em segundo lugar, embora o BCB esteja reagindo contra-ciclicamente a pressões de expectativas de inflação, como esperado pela teoria de metas para inflação, há indícios de que essas respostas não são suficientes para gerar uma convergência da inflação para a meta fixada para o BCB. Nobre e Moreira (2014) sustentam essa hipótese ao verificar econometricamente uma elevação no grau de inércia da política monetária brasileira nos últimos anos.

O conjunto de evidências do presente trabalho pode explicar a exogenia e inércia do processo inflacionário no país, que tem como causa, sugere-se, a baixa credibilidade da política monetária brasileira nos últimos anos. Dois seriam os fatores para tal baixa credibilidade: em primeiro lugar, o BCB está reagindo pró-ciclicamente ao produto real e, dessa forma, criando um viés inflacionário, que pode ser expresso pelos recentes desvios inflacionários face à meta; adicionalmente, o problema de *dominância fiscal* detectado neste trabalho também pode contribuir para a baixa credibilidade da política monetária, resultando possivelmente na perda de sua eficácia ou na exogenia inflacionária.

Por fim, a existência de uma má coordenação entre as políticas fiscal e monetária no Brasil, expressa pela DF com crescimento de DEB no período e alta inflação, tem como contrapartida um efeito *crowding-out*, que pode de alguma maneira explicar a recente estagflação da economia nacional.

Public debt, monetary policy and fiscal dominance in Brazil: policy coordination issues

Abstract

This work analyzes the empirical validity for three fiscal hypothesis applied to the Brazilian economy: ricardian equivalence, fiscal dominance and fiscal theory of the price level, during 2005-2013 and by using the vector autoregressive method. The findings demonstrate that the two formers are better suitable in empirical terms, with more weight for the fiscal dominance one. The impulse-response functions help in explaining some stylized facts in Brazil over the last years, such as the persistent inflationary deviation, the systematic nominal deficit and the public debt/GDP ratio growth.

Keywords: Brazil. Fiscal dominance. Fiscal theory of the price level. Ricardian equivalence.

Deuda pública, política monetaria y dominancia fiscal en Brasil: cuestiones de coordinación de políticas

Resumen

En este trabajo se analiza la adherencia empírica de tres supuestos fiscales aplicados a la economía brasileña: equivalencia ricardiana, dominancia fiscal y la teoría fiscal del nivel de precios para el período 2005-2013 y mediante el método de vectores autorregresivos. La evidencia muestra las posibilidades de equivalencia ricardiana y dominancia fiscal son más propensos empíricamente con un mayor atractivo a este último. Las funciones de impulso respuesta ayudan a explicar algunos hechos estilizados de Brasil en los últimos años, como la desviación de inflación persistente, déficit nominales sistemáticas y el crecimiento de la proporción de la deuda interna/PIB.

Palabras-clave: Brasil. La equivalencia ricardiana. La dominancia fiscal. La teoría fiscal del nivel de precios.

Referências

- AGUIAR, M. *Dominância fiscal e a regra de reação fiscal: uma análise empírica para o Brasil*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.
- BARRO, R. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, 1974.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economics Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.
- BLANCHARD, Olivier. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. *NBER Working Paper*, n. 10.389, p. 1-35, 2004.
- CAMPBELL, J.; MANKIW, N. G. Consumption, income and interest rates. Reinterpreting the Time Series Evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 4, p. 185-246, 1989.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKI, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from svar models. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, 1999.
- DEDOLA, L.; LIPPI, F. The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries. *European Economic Review*, v. 49, p. 1543-1569, 2005.
- ENDERS, W.; LEE, B. Current account and budget deficits: twins or distant cousins? *Review of Economics and Statistics*, v. 72, n. 3, p. 373-381, 1990.
- GADELHA, S. R. *Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica, Brasília, 2006.
- ISLAM, M. F. Brazil's twins deficits: an empirical investigation. *Atlantic Economic Journal*, n. 26, p. 121-128, 1998.
- LEEPER, E. M.; WALKER, T. B. Perceptions and misperceptions of fiscal inflation. In fiscal policy after the financial crisis. University of Chicago, 2012.
- MARQUES JR., L. *Equivalência ricardiana e os efeitos da política fiscal na economia brasileira*. Porto Alegre: Secretaria do Planejamento, Gestão e Participação Cidadã, 2012. (Textos para discussão FEE, n. 109).
- MOREIRA, R. R. Política monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: evidências empíricas a partir de vetores autorregressivos. *Revista Perspectiva Econômica*, v. 9, n. 1, p. 1-16, jan./jun. 2013.
- NOBRE, R. A. C.; MOREIRA, R. R. A política monetária brasileira tem aumentado seu grau de inércia?. *Pesquisa & Debate (PUCSP)*, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 137-162, 2014.
- ROCHA, F.; SILVA, E. P. Teoria fiscal do nível de preços: um teste para a economia brasileira no período 1966-2000. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 3, p. 419-436, 2004.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*, Minneapolis: Federal Reserve Bank, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. *Revista de Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 13, n. 4, p. 371-398, 2009.

VIEIRA, Bruno Ferreira. *Equivalência ricardiana: evidência empírica para o caso do Brasil*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2005.

WOODFORD, Michael. Fiscal requirements for price stability. *Journal of money, Credit and banking*, v. 33, n. 3, p. 669-728, Aug. 2001.