

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

DOMINÂNCIA FISCAL E POTÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA

Felipe Campos Ronchini Lima

No de matrícula: 1210464

Orientador: Marcio Garcia

Junho de 2016

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

DOMINÂNCIA FISCAL E POTÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA

Felipe Campos Ronchini Lima

No de matrícula: 1210464

Orientador: Marcio Garcia

Junho de 2016

**Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri
para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando
autorizado pelo professor tutor**

**As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única
e exclusiva do autor**

“i thank the universe
for taking
everything it has taken
and giving to me
everything it is giving

- *balance*”

rupi kaur

“Só há duas opções nesta vida: se resignar ou se indignar. E eu não vou me resignar nunca.”

Darcy Ribeiro

Dedicatória

Esta monografia é dedicada a meus pais, Carlos Augusto e Maria José, que toparam juntos essa tarefa difícil que é formar um indivíduo e um cidadão, em amor incontestável e incondicional. Obrigado.

A Marcio Garcia, meu orientador, de quem fui assistente de pesquisa e de quem absorvi boa parte do que sei de economia e de competência profissional. Sem ele este trabalho não teria sido possível da forma que foi. Obrigado.

A Marco Cavalcanti, meu chefe no IPEA, pelos ensinamentos, pela paciência em me ajudar com a parte estatística e pelo bom humor inabalável. Obrigado.

A Maina Campos, Amanda Schutze e Eduardo Zilberman, professores que me inspiraram em momentos específicos ao longo da graduação e me inspiram até hoje na minha descoberta profissional. Obrigado.

A Beatriz Ribeiro e Rebeca Doctors, com quem pude trabalhar e partilhar felicidades e angústias. Obrigado.

A demais amigos da PUC, em especial, Roberta, Maria Eduarda, Carolina, Cecília, Julia, Ana Luiza, Manuela, Barbara, João Felipe, Thaissa, Mariana, Marta e Julio. Obrigado.

A amigos de colégio que permaneceram nadando comigo: Cadu, Francisco, Elaine, Fernanda, Gabriel, Eduardo, Diogo, Daniel e Daniela. Obrigado.

A amigos do teatro e agregados que ficaram para sempre: Rafaela, Thiago, Pedro, Victoria, Camila R., Alberto, João Pedro, Carolina, Beatriz, Camila B., Andrea, Mariana, Paula. Obrigado.

A Thomas Wu, por me receber para conversar sobre o trabalho que serviu de base para esta monografia. Obrigado.

Ao banco BTG Pactual, pela bolsa de estudos durante a graduação. Obrigado.

A Marcela Decourt, que me ensina a cada sessão algo que eu não sabia de mim mesmo. Obrigado.

Sumário

Índice de Figuras	5
Índice de Tabelas	5
Índice de Gráficos	5
Introdução	6
Revisão Bibliográfica	8
Modelo	12
Dados	15
Resultados	16
Resultados adicionais	21
I. Reestimando a regressão não linear	21
II. Reestimando a curva de Phillips	22
Conclusão	24
Referências	26

Índice de Figuras

Figura 1 – Linha do tempo	10
Figura 2 - Fluxograma	13

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Regressão Paridade Descoberta	16
Tabela 2 - Regressão Curva IS	17
Tabela 3 - Regressão Curva de Phillips	18
Tabela 4 - Regressão Não Linear DLSP	19
Tabela 5 - Regressão Não Linear DBGG (Antiga)	21

Índice de Gráficos

Gráfico 1 - DLSP vs EMBI	19
Gráfico 2 - DBGG vs EMBI	21

Introdução

O Banco Central, dentro do regime de metas para inflação, tem como principal mandato mantê-la dentro de uma banda, oscilando em torno da meta pré-estabelecida. Para isso, lhe é garantido independência, cujo grau varia entre países. No entanto, é possível que, em determinadas circunstâncias, a autoridade monetária não consiga cumprir seu objetivo pois um aperto monetário causaria efeitos adversos na economia e, em especial, nas variáveis fiscais dívida e superávit.

Por exemplo, a taxa básica mais alta poderia elevar a despesa do setor público com juros e a probabilidade de default da dívida pública. Com menos capacidade de pagar, os investidores retiram o capital e a moeda se deprecia, gerando inflação. Por esta cadeia, o aperto não foi capaz de conter os preços, um paradoxo conhecido na literatura econômica. Essa restrição à ação do BC devido à situação de financiamento do governo é chamada dominância fiscal: a política monetária se torna passiva diante da fiscal¹.

O debate em torno deste fenômeno já ocorreu em outros períodos da história do Brasil, como será observado na revisão bibliográfica, e foi reavivado no final de 2015. Diante da piora do quadro fiscal e escalada dos preços, divergiu-se sobre a capacidade de o BACEN cumprir seu papel.

Em sua primeira reunião depois do anúncio do resultado das eleições de 2014, o COPOM surpreendeu o mercado elevando a taxa Selic para 11,25% após a manutenção da mesma em 11% desde abril do mesmo ano. Desde então, os saltos têm sido mais vigorosos: em 0,5 ponto percentual a cada encontro do Comitê. A exceção foi o realizado no dia 02 de setembro, no qual optou-se pela manutenção dos atuais 14,25%, sem dar a entender em seus comunicados que voltaria a acelerar.

Embora um movimento notório de contração monetária, conjectura-se sobre a postura do BACEN. Diante de um ajuste fiscal mal executado, após revisão de metas (para baixo), entrega de orçamento com meta negativa e rebaixamento do grau de investimento, poderia ter se tornado preocupação da autoridade monetária algo que não lhe cabe inicialmente: a trajetória da dívida pública. A proposta deste trabalho é analisar, através de mecanismos de transmissão presentes na literatura, se a política

¹ A não existência de dominância fiscal implica necessariamente em dominância monetária, ou seja, a operação “natural” da política monetária, conforme apresentado no parágrafo anterior.

monetária de fato diminuiu seu ritmo em virtude da fiscal e, em caso afirmativo, em que medida uma estaria prejudicando a outra.

Apresentaremos dois resultados, com métricas de dívida diferentes. O primeiro, com a dívida líquida do setor público, diagnostica dominância monetária. Já o segundo, com dívida bruta do governo geral (metodologia antiga), indica que nosso endividamento está no limite da transição para a dominância fiscal. Ademais, não encontramos evidências da existência do canal de demanda da política monetária para o Brasil, independente da especificação da dívida. Uma adaptação ao modelo, na tentativa de captar este canal, não alterou os diagnósticos qualitativamente.

Esta monografia apresenta ainda outras seis seções. A seção II resume a literatura principal sobre dominância fiscal, tanto em seus trabalhos semanais quanto aplicações ao contexto nacional. A seção III trata da metodologia e a seção IV, dos dados. As seções V e VI descrevem os resultados e a seção VII conclui.

Revisão Bibliográfica

A literatura sobre efeitos adversos de política monetária quando há dominância fiscal começa com Sargent e Wallace (1981) e sua “unpleasant monetarist arithmetic”. Neste paper, os autores demonstram que, quando a política monetária é passiva, seu papel é de monetizar a dívida e levará à inflação no futuro, se não levar à inflação hoje.

A maior concentração de trabalhos a respeito se deu na década seguinte, trazendo uma nova visão. Leeper (1991), Sims (1994) e Woodford (1995) utilizam a equação de solvência da dívida pública não como restrição, mas sim como condição de equilíbrio, através da qual ou os superávits ou o nível de preços devem ajustar para fazê-la valer. É a chamada Teoria Fiscal do Nível de Preços: se caracteriza dominância fiscal quando os superávits são determinados exogenamente e o nível de preços é responsável por corrigir o valor real da dívida para o fluxo esperado de pagamentos.

Vale ressaltar que Sargent e Wallace (1981) consideram, em seu modelo, a dívida perfeitamente indexada à inflação. Logo, não valeria o mecanismo de desvalorização da dívida via inflação na equação de solvência do setor público.

Cochrane (1998) observa esta equação como a *valuation* de um ativo, no qual seu preço – no caso, o valor real da dívida – é a soma do fluxo de pagamentos esperados – a trajetória de superávits.

Pastore (1997) testa que havia passividade monetária no Brasil entre 1944 e 1994 e simultaneamente havia raiz unitária para a inflação. Desta forma, os choques inflacionários eram os determinantes e podiam fazer explodir a taxa caso persistissem positivamente. Antes de 1966, não havia dívida pública nem Banco Central. Logo, não podemos afirmar que se trata propriamente de dominância fiscal.

Loyo (1999) trata do caso brasileiro entre os anos 70 e 80, durante os quais, segundo ele, teria ocorrido uma hiperinflação causada pelo crescimento nominal da riqueza quando as taxas de juros são altas. Apertos monetários apenas fomentarão este ciclo, sem efetivamente reduzir a aceleração de preços.

Canzoneri et. al. (2001) elaboram um teste baseado em VAR entre superávit e o passivo do governo (dívida mais base monetária), pois a simples correlação entre essas variáveis não seria capaz de indicar conclusões sobre a prevalência de dominância fiscal

ou monetária. Olhar as funções de resposta a impulso nos permite identificá-los mais adequadamente, porém não perfeitamente. Em seu modelo, no entanto, o ajuste não se dá por “saltos” no nível de preços mas sim na renda nominal – em oposição a Woodford (1995). Logo, só há uma teoria fiscal do nível de preço se for estipulado como este efeito é distribuído entre renda e preço.

Blanchard (2004) aplica o conceito de dominância ao Brasil pois um aumento da taxa de juros afetaria a sustentabilidade da dívida e aumenta a probabilidade de default, levando a fuga de capitais e depreciação, ao invés de entrada de capitais e apreciação, efeitos esperados sob condições normais. O tamanho da dívida, sua proporção em dólar e o grau de aversão de risco são alguns dos determinantes de seu modelo. Ele é criticado, no entanto, por não considerar o efeito da alta nos juros sobre a demanda agregada. Loyo, em seu comentário, sugere o texto de Carneiro e Wu (2005). É o trabalho destes dois autores que estendemos nesta monografia. Ele será descrito na seção seguinte.

Além de Carneiro e Wu (2005), outros autores testam dominância fiscal para o Brasil. Tanner e Ramos (2002) usam duas abordagens, que chamam de backward e forward-looking. Na primeira, olham se há corte de gastos para aumentos em passivo ou em despesa com juros, conforme Bohn (1998). Na segunda, se cortes hoje reduzem passivo e despesas nominais futuras, conforme Canzoneri et al. (2000). Não são encontradas evidências para dominância monetária entre 1991 e 2000, sua amostra completa, mas apenas para o subperíodo entre 95 e 97.

Fialho e Portugal (2005) também se baseiam em Canzoneri et al. (2001) mas acrescentam um modelo de vetor auto-regressivo com mudanças de markov (MS-VAR), estabelecendo uma alternância entre regimes, seguindo Muscatelli et al. (2002). Seus resultados apontam para dominância monetária de 1995 a 2003.

Moreira et al. (2007), em seu modelo com dados de 1995 a 2006, encontram uma regra ótima de política monetária que responde a mudanças no déficit fiscal, isto é, há passividade monetária. Além disso, reproduzindo o modelo de Leeper (1991), obtêm a mesma conclusão.

Gadelha e Divino (2008) testam Granger causalidade multi e bivariada entre juro, dívida, superávit, câmbio e risco de 1995 a 2005. Seus resultados corroboram a hipótese

de dominância monetária de Sargent and Wallace (1981), uma vez que a taxa de juros Granger causa dívida unidirecionalmente e dívida não é relevante para a postura da política monetária. Superávit também Granger causa dívida, provando que a política fiscal corrige a trajetória da dívida e não determina seus superávits exogenamente. Contradizem, ao mesmo tempo, Blanchard (2004), pois juro possui causalidade unidirecional positiva sobre o câmbio real, valorizando-o e não causando fuga de capitais, conforme proposto anteriormente.

Marques Junior (2009) atualiza o modelo de Blanchard (2004) para dados de 2003 a 2008. Sem grandes alterações, o efeito final, no entanto, foi de apenas 16% do encontrado no trabalho original, porém ainda configurando indício de dominância fiscal.

Lima et al. (2012) aplicam o teste de Canzoneri et. al (2001), porém acrescentam mais variáveis. Apontam para uma dominância monetária entre 2000 e 2008 quando impõe restrições de sinais para identificar o modelo SVAR. O mesmo resultado não foi encontrado em sua identificação híbrida – combinando restrições com restrições a correlações contemporâneas entre as variáveis, retiradas de Directed Acyclic Graphs. Nesta segunda abordagem, a distinção entre regimes não é possível. Testam ainda se choques monetários levariam a efeitos inflacionários, sem evidências.

Diante destes resultados, evidencia-se a controvérsia em torno do tema. As conclusões de alguns autores são resumidas na Figura 1, onde se observam os trabalhos, que tipo de dominância foi identificado e para que período.

Figura 1 – Linha do tempo



Elaboração própria baseado nas informações dos artigos apresentados

Os trabalhos listados nesta revisão procuraram sempre testar a existência de dominância, aprimorando técnicas passadas. Aqueles que seguiram Canzoreni et al. (2001) encontraram evidências de dominância monetária, na linha da teoria de Woodford (1995). O canal de transmissão que se procura comprovar, no entanto, é diferente do utilizado por estes trabalhos e tem indicado um regime de dominância fiscal.

Além disso, o modelo que esta monografia estende, Carneiro e Wu (2005), oferece uma análise quantitativa que os demais não apresentam. Através de suas regressões, é possível calcular em quanto a política monetária está perdendo efeito. Outro ponto relevante é que não foram encontrados trabalhos que tentassem estender seus resultados. A seção seguinte descreve a metodologia utilizada por eles.

Modelo

O mecanismo que introduz a dominância fiscal neste modelo se assemelha ao proposto por Blanchard (2004): elevar a taxa de juros, uma vez que a parte da dívida é indexada a ela, aumentará a desconfiança e o prêmio de risco. Sob determinadas condições, estes aumentos são capazes de gerar depreciações e não apreciações, conforme a teoria tradicional em economia. Ao mesmo tempo em que contraímos a demanda e diminuimos a inflação, a depreciação causará a mesma força no sentido oposto. O efeito líquido pode ser positivo: apertos monetários levam a mais inflação.

Carneiro e Wu (2005) apresentam um modelo que permite observar outro canal de transmissão da política monetária, e não só o via câmbio. Três equações modelam o mecanismo tradicional: uma curva IS, uma curva de Phillips e uma Paridade descoberta da taxa de juros.²

$$hiato_t = \beta_1 hiato_{t-1} + \beta_2 jurreal_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$ipca_t = \alpha_1 ipca_{t-1} + \alpha_2 hiato_{t-2} + \alpha_3 \Delta c\u00e2mbio_t + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

$$\Delta c\u00e2mbio_t = \gamma_1 (selic_t - fedfunds_t) + \gamma_2 prisc_t + \varepsilon_{3,t} \quad (3)$$

O coeficiente β_2 corresponde ao efeito do juro sobre o hiato na Curva IS (1). Já o parâmetro γ_1 é o efeito sobre a taxa de depreciação do câmbio via Paridade Descoberta (3). Quando substituimos estes valores na Curva de Phillips (2), obtemos o efeito sobre o IPCA. Juros e inflação são negativamente correlacionados pois espera-se que os coeficientes γ_1 e α_2 sejam negativos e apertos monetários diminuam a inflação.

Sob dominância fiscal, no entanto, há um terceiro mecanismo pelo qual a taxa de juros pode afetar a inflação. Uma vez que parte da dívida é indexada a taxa Selic, apertos significam mais dívida. Dívida, por sua vez, afeta prêmio de risco de acordo com a seguinte equação:

$$prisc_t = \varphi_1 prisc_{t-1} + \varphi_2 cc_t + (\varphi_3 + \varphi_4 \text{dívida}_t)^n + \varepsilon \quad (4)$$

Note que o efeito é não linear: o parâmetro n serve para captar que níveis mais elevados de dívida devem exigir prêmios maiores. cc denota o saldo em conta corrente

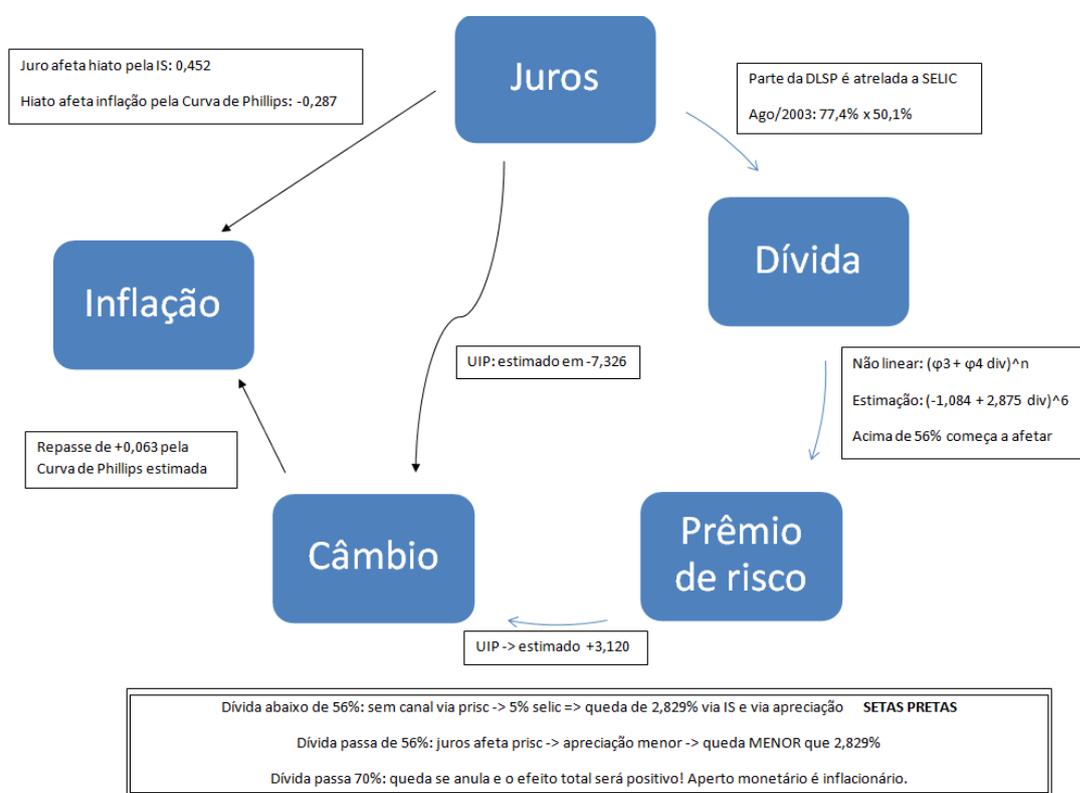
² As defasagens apresentadas nas equações a seguir foram aquelas utilizadas pelos autores em seu trabalho original. Nas seguintes seções, serão explicadas as alterações.

como capacidade do país atrair divisas. Utilizando esta formulação, é possível estimar um nível de dívida para o qual os efeitos sobre prêmio de risco começam a surgir, abaixo do qual não são geradas desconfianças para os investidores.

Se este valor foi ultrapassado e o prêmio de risco se eleva com o juro, este aumenta a taxa de depreciação do câmbio, atuando na direção contrária que o diferencial de juros (*selic* – *fedfunds*), dado que γ_2 é positivo. Uma vez que este mecanismo ocorre, o câmbio já não aprecia à mesma taxa que originalmente e o impacto sobre inflação é menor. Pode ocorrer, no entanto, que este efeito do prêmio de risco supere o efeito do diferencial e o câmbio se deprecie. Por fim, o IPCA é mais alto, mesmo com hiato maior.

Estes efeitos são apresentados no fluxograma abaixo, com os coeficientes encontrados por Carneiro e Wu (2005). As setas em preto são o efeito tradicional. As em azul ocorrem quando há dominância fiscal.

Figura 2 - Fluxograma



Elaboração própria baseado nas informações de Carneiro e Wu (2005)

Com dados trimestrais da economia brasileira entre janeiro de 1995 e abril de 2002, as estimações por eles obtidas levaram aos resultados acima apresentados. Simulando um aumento da Selic anual em 5% durante um ano, a inflação anual cairia em 2,8%. Se a dívida estiver acima de 56%, o efeito é menor. Acima de 70%, o efeito é positivo.

A segunda parte de Carneiro e Wu (2005) procura mostrar como o endividamento privado também pode ser danoso para a política monetária se a autoridade não considerar um efeito contra-cíclico do câmbio. Explicam que, em economias em desenvolvimento, as dívidas devem ser em moeda estrangeira, fenômeno chamado de “pecado original”³. Logo, existe um balanceamento de dois efeitos: a depreciação da taxa de câmbio eleva as exportações e aumenta o endividamento das empresas, reduzindo o investimento. Este último resultado depende ainda de imperfeições no mercado de câmbio, segundo as quais não seria possível fazer nova dívida dado o aumento do passivo após o choque cambial.

A elasticidade PIB câmbio dependerá da razão entre dívida externa privada e exportações. Foi encontrado o valor de -0,053 para a economia brasileira e uma depreciação de 10% do câmbio teria efeito por 11 períodos. Para comparação, uma elasticidade de -0,12 seria mais inflacionária nos primeiros períodos e duraria mais, porém a função de resposta a impulso retorna ao zero. Já para -0,17, ou seja, uma economia com aproximadamente o triplo de dívida que o Brasil, a inflação permaneceria crescendo.

Esta segunda parte, a princípio, não cabe no escopo do atual trabalho e as demais seções apenas tratarão do endividamento público como fator desgastante para a política monetária. Testaremos a existência do canal via dívida e prêmio de risco para além de 2002, até onde Carneiro e Wu (2005) foram.

³ Haussman, Eichengreen (1999)

Dados

Os dados necessários são, em grande parte, de fácil obtenção, informados de maneira regular pelo Banco Central do Brasil, Ipeadata ou IBGE. A frequência será mensal, e não mais trimestral. As regressões (1), (2) e (4) serão de janeiro de 2004 a novembro de 2015, enquanto a regressão (3) começa em 2000. O ganho de observações com a frequência aumentada nos permite resultados mais robustos.

Além desta mudança, outras medidas para dívida podem ser obtidas. Considerando que existe uma dúvida sobre qual seria observada pelo mercado na aferição do risco, interessa realizar o mesmo exercício com dívida bruta (metodologia antiga - FMI) e dívida líquida do setor público e observar se de fato um cálculo gera mais preocupação por parte dos investidores, refletido em maior prêmio, agora medido através do EMBI.

Posto isto, as demais séries não geram questionamento. Serão utilizados o saldo em conta corrente, IPCA e taxa de câmbio média. Juro real será a taxa SELIC deflacionada pelo IPCA. O hiato do produto será calculado da seguinte forma:

$$hiato = \log\left(\frac{pib\ efetivo}{pib\ potencial}\right)$$

onde pib efetivo é a média geométrica de 12 meses do IBC-Br⁴ e o pib potencial é o obtido por um filtro HP.

⁴ Foi acrescentada à série a previsão do PIB para até 2019 do Boletim Focus do dia 29/02/2016. Agradeço a Roberta Olivieri por esta fórmula.

Resultados

A seguir, apresentam-se as estimações obtidas.

Tabela 1 - Regressão Paridade Descoberta

Dependent Variable: DCAMBIO Method: Least Squares Date: 01/28/16 Time: 16:06 Sample: 2000M01 2015M11 Included observations: 191				
DCAMBIO=C(1)*DIFJURX+C(2)*EMBIX + C(3)*@TREND				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.363086	0.066222	-5.482868	0.0000
C(2)	0.672804	0.111111	6.055266	0.0000
C(3)	0.000197	4.31E-05	4.575054	0.0000
R-squared	0.168181	Mean dependent var		0.003758
Adjusted R-squared	0.159332	S.D. dependent var		0.039503
S.E. of regression	0.036220	Akaike info criterion		-3.782832
Sum squared resid	0.246634	Schwarz criterion		-3.731749
Log likelihood	364.2604	Hannan-Quinn criter.		-3.762141
Durbin-Watson stat	1.316445			

Controlando para tendência, obtivemos coeficientes significativos e com os sinais em linha com o esperado. Embora com baixo R^2 , a literatura sobre estimação desta equação apresenta resultados não significativos ou de sinal inverso, vide Blanchard (2004). O aumento de um ponto percentual na taxa Selic levaria a uma apreciação cambial de 36 p.p.; já um aumento de mesma magnitude no prêmio de risco deprecia o câmbio em 67 p.p. Note que, para a reversão do efeito sobre o câmbio, é preciso que o EMBI aumente $(0,36/0,67) = 0,537$ vezes o aumento dos juros.

Tabela 2 - Regressão Curva IS

Dependent Variable: MMHIATO				
Method: Least Squares				
Date: 04/29/16 Time: 10:04				
Sample (adjusted): 2004M06 2015M11				
Included observations: 138 after adjustments				
MMHIATO = C(1) + C(2)*MMHIATO(-3) + C(5)*JUR_REAL(-3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.002255	0.000839	2.689705	0.0081
C(2)	0.857426	0.043513	19.70523	0.0000
C(5)	-0.000302	0.000109	-2.756736	0.0066
R-squared	0.744473	Mean dependent var		0.001494
Adjusted R-squared	0.740688	S.D. dependent var		0.011969
S.E. of regression	0.006095	Akaike info criterion		-7.341235
Sum squared resid	0.005015	Schwarz criterion		-7.277599
Log likelihood	509.5452	Hannan-Quinn criter.		-7.315375
F-statistic	196.6601	Durbin-Watson stat		0.091107
Prob(F-statistic)	0.000000			

A estimação da Curva IS simplificada revelou uma inércia de 85% no hiato do produto. Além disso, o efeito da taxa de juro sobre a atividade é significativo, porém pequeno: um ponto percentual de juro leva a uma queda no produto de apenas 0,3%. Lembra-se que nossa definição de hiato é a distância do efetivo ao potencial e juros mais altos devem reduzir o pib efetivo; portanto, o sinal está corretamente estimado.

Utilizou-se como variável dependente a média móvel de três meses para neutralizar o grau de inércia muito elevado que as variáveis possuem em frequência mensal, diferentemente do trabalho original, com frequência trimestral. Desta forma, estamos comparando “trimestres móveis” e ganhando em número de observações.

Quanto ao pouco efeito de juros sobre atividade, é possível traçar algumas hipóteses sobre a pertinência deste resultado. Dentre elas, a política de estímulo à economia via crédito subsidiado, abaixo da Selic, e a atuação de um Banco Central que levou a taxa a seu mínimo histórico, em condições que hoje avaliamos como insustentáveis, descolando o canal de intervenção da política monetária e perdendo credibilidade.

Tabela 3 - Regressão Curva de Phillips

Dependent Variable: IPCA				
Method: Least Squares				
Date: 06/27/16 Time: 14:28				
Sample (adjusted): 2004M09 2015M11				
Included observations: 135 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA(-3)	0.238307	0.083299	2.860861	0.0050
MMHIATO(-6)	2.018780	1.558747	1.295130	0.1978
DCAMBIO(-4)	1.239867	0.528694	2.345151	0.0207
R-squared	0.427926	Mean dependent var	0.476370	
Adjusted R-squared	0.361184	S.D. dependent var	0.260818	
S.E. of regression	0.208462	Akaike info criterion	-0.193684	
Sum squared resid	5.214753	Schwarz criterion	0.129124	
Log likelihood	28.07366	Hannan-Quinn criter.	-0.062504	
F-statistic	6.411649	Durbin-Watson stat	0.914492	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Foram acrescentadas ainda a constante e dummies mensais, omitidas na tabela acima.

A inflação, segundo esta estimação, não possui efeito significativo de atividade, porém é afetada pela depreciação cambial. O sinal da regressão vai em linha com a teoria econômica, representando um *pass-through* dos preços de importados no índice cheio. A depreciação do câmbio em 1 p.p. eleva o IPCA em 1.23 p.p.

A não significância a 10% do efeito de atividade sobre inflação pode ser justificada com alguns argumentos. Em especial, a perda de credibilidade do Banco Central também figura aqui como explicação: o desancoramento de expectativas contribui para a inércia e a baixa relação com atividade.

De posse destes três resultados, calcula-se o efeito “convencional” final de juro sobre IPCA via demanda e via câmbio. O primeiro é zero, dada a não significância do coeficiente de hiato sobre IPCA na Tabela 3, por mais que juro afete hiato na Tabela 2. O segundo é a combinação do efeito de juro sobre câmbio (Tabela 1) e câmbio sobre IPCA (Tabela 3), resultando em $(-0,36) \times (1,23) = -0,44$. A soma de ambos é trivialmente -0.44, ou seja, o aumento de um ponto percentual no juro reduz a inflação em 0.44 p.p.⁵

O efeito da dívida nessa dinâmica é estimado conforme a tabela abaixo:

⁵ Assim como no trabalho original, foram desconsideradas as defasagens das variáveis explicativas para facilitar a compreensão e cálculo dos efeitos.

Tabela 4 - Regressão Não Linear DLSP

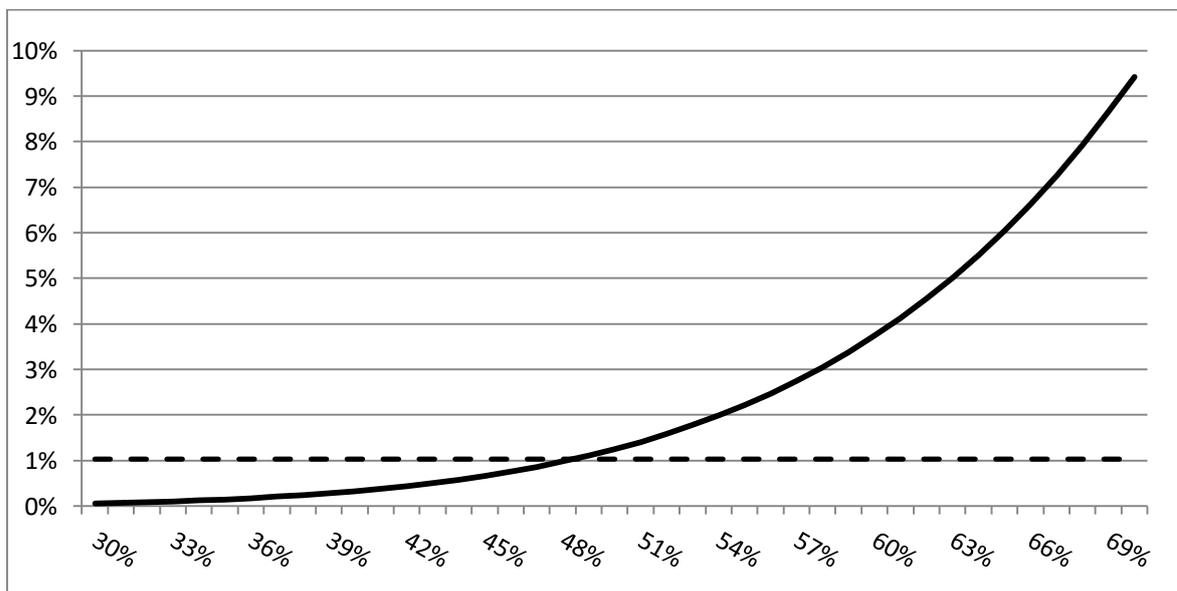
MMEMBI = C(2)*MMEMBI(-3) + C(3)*CC(-3) + (C(4) + C(5)*DLSP(-3))^n						
c(2)	0,838052771	0,837288331	0,833536044	0,831009942	0,829279472	0,828032298
c(3)	-0,083348643	-0,100319147	-0,10285136	-0,103829394	-0,10436217	-0,104699688
C(4)	-0,037350276	-0,103305979	-0,084026635	-0,03232851	0,028741898	0,089887603
c(5)	0,217342832	0,564526996	0,724916153	0,787508631	0,801320916	0,790820425
n	2	3	4	5	6	7
R2	77,13%	77,23%	77,29%	77,33%	77,36%	77,37%
SQR	0,003571984	0,003556815	0,003547423	0,003541514	0,003537465	0,00353452
AIC	-7,6660	-7,6703	-7,6729	-7,6746	-7,6758	-7,6766
DPR	0,005163003	0,005152028	0,005145222	0,005140935	0,005137995	0,005135856

Note que os coeficientes c(2) e c(3) são estáveis ao longo dos graus escolhidos. A partir de $n = 4$, c(5) se torna mais regular, entre 0,7 e 0,8. Já c(4) é não significativo para todos os graus.

A escolha da melhor formulação se dará por aquela com melhor critério de informação. Porém, a medida que se aumenta o grau, mais negativo ficava o critério, indicando não haver um nível ótimo. Para a tabela 5, cuja medida de dívida é a dívida bruta do governo geral, observamos um comportamento diferente: o n ótimo seria o 6. Baseado nisto, se utilizará o grau 6 para a regressão de dívida líquida também.

Com base nos valores estimados na tabela, geramos o seguinte gráfico.

Gráfico 1 - DLSP vs EMBI



Elaboração própria

Utilizando os parâmetros, obtivemos a variação do prêmio de risco para os diferentes níveis de DLSP, representados no eixo horizontal. Construímos ainda um intervalo de confiança de dois desvios padrões da regressão. Baseado neste critério, a elevação do prêmio de risco só se dá a partir dos 48% de endividamento.

Em novembro de 2015, último mês da amostra, a DLSP chegou a 34,4%, dos quais 81,4%, indexados pela Selic. Logo o aumento de 5 p.p. elevaria a DLSP em 4%. Nesse patamar no entanto, não há efeito sobre prêmio de risco. Em março de 2016, o valor registrado era de 38,6%, se aproximando do limite marcado em 48%.

Já calculamos que para a reversão do efeito do câmbio, é preciso um aumento do EMBI que seja 0,53 vezes o aumento do juro. Se este for de 5 p.p., a dívida aumente em 4 p.p. e o prêmio de risco deve aumentar em 2,68 p.p.. De acordo com a regressão, o único aumento de 4 p.p. de dívida acompanhado de um aumento de 2,68 p.p. no prêmio de risco ocorre aproximadamente ao sairmos de 65 para 69% de DLSP sobre PIB. Portanto, somente a partir de 65%, este aumento de juro provoca desvalorização cambial e efeito inflacionário.

Resultados adicionais

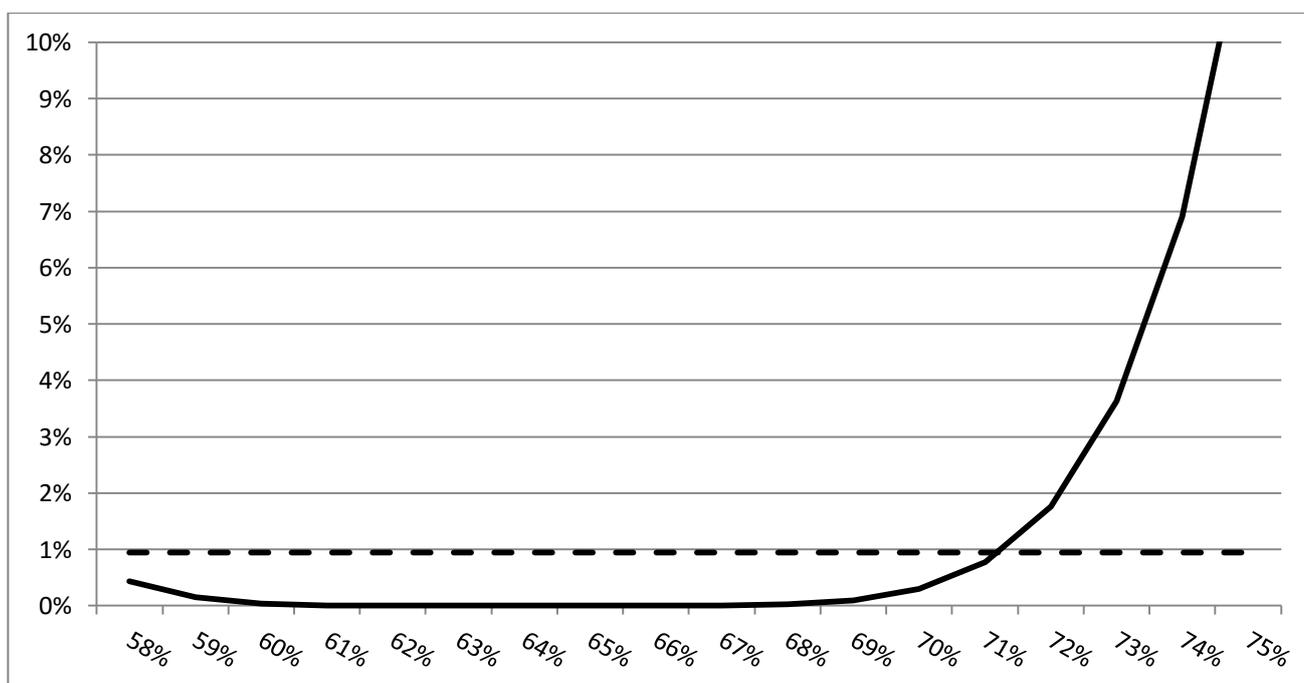
I. Reestimando a regressão não linear

Agora, realizamos o mesmo exercício para a Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG). Para comparar o mesmo período, utilizou-se a metodologia até 2007, mas cujos valores são atualizados até hoje no Banco Central. Diferente da líquida, podemos observar que o grau 6 possui o melhor critério de informação.

Tabela 5 - Regressão Não Linear DBGG (Antiga)

MMEMBI = C(2)*MMEMBI(-3) + C(3)*CC(-3) + (C(4) + C(5)*DGBB(-3))^n						
c(2)	0,8347 ***	0,8687 ***	0,8823 ***	0,8966 ***	0,8977 ***	0,9091 ***
c(3)	-0,0770 ***	-0,1021 ***	-0,0594 ***	-0,0883 ***	-0,0560 ***	-0,0806 ***
C(4)	-0,8725 ***	-1,1662 ***	-2,8255 ***	-2,4982 **	-4,1910 ***	-3,5297 **
c(5)	1,3874 ***	1,9495 ***	4,4247 ***	4,0741 **	6,5291 ***	5,6773 **
n	2	3	4	5	6	7
R2	80,09%	78,30%	80,54%	78,82%	80,72%	79,13%
SQR	0,003110269	0,00339013	0,0030404	0,00330843	0,00301135	0,00326029
AIC	-7,804451745	-7,71829123	-7,8271717	-7,7426868	-7,8367735	-7,75734591
DPR	0,004817776	0,00502986	0,00476336	0,00496888	0,00474054	0,0049326

Gráfico 2 - DBGG vs EMBI



Elaboração própria

A dívida bruta acima dos 71% gera aumento do prêmio de risco. Como 39,8% dela é indexada a Selic em novembro de 2015⁶, os mesmos 5 p.p. de aumento no juro aumentam seu peso em 2 p.p. Logo, procuramos aumentos de 2 p.p. de dívida que levem a um aumento do prêmio de risco em 2,68 p.p. Este nível se encontra ao passar de 71% para 73%. Neste caso, são os mesmos níveis limites para o aumento do prêmio de risco e para o aumento da inflação. Para a dívida líquida, isto não ocorria: o primeiro limite era 48% e o segundo era 65%.

II. Reestimando a curva de Phillips

A não existência do canal de demanda conforme apontada pela não significância de hiato na Curva de Phillips é um resultado não convencional. De fato, a estimação em separado da Curva IS e a de Phillips pode gerar resultados viesados, uma vez que a endogeneidade das variáveis macroeconômicas presentes é indubitável. Numa tentativa de corrigir esse problema, incluímos, na regressão da Curva de Phillips, a taxa Selic como variável explicativa, apesar de ir contra a teoria a respeito dessa relação. Desta forma, seria possível captar o efeito direto de Selic em IPCA, ao invés de Selic sobre hiato e hiato sobre IPCA. Adotando esta estratégia, o hiato se torna significativo e a desvalorização do câmbio se mantém significativa, embora marginalmente a 10%.

Temos então que o aumento de 1 p.p. na taxa Selic reduz diretamente a inflação em 0,23 p.p. O efeito via câmbio se altera com o novo valor do coeficiente da Tabela 6: agora multiplica-se -0,36 por 0,89, obtendo-se -0,32. Para o efeito “convencional” total, basta somar e obter -0,55.

A pergunta agora é: para que níveis de dívida um aumento na taxa de juros levaria a uma desvalorização cambial de tamanho suficiente para reverter esse efeito? O efeito do prêmio de risco sobre a inflação é $0,67 * 0,89 = 0,59$. Logo, a reversão do efeito desinflacionário ocorre quando o aumento do prêmio de risco é 93,22% ($0,55 / 0,59$) do aumento da taxa de juros. Perceba que a proporção requerida quase dobra com a mudança do modelo. Isto se deve a uma redução mais potente via canal condicional e a diminuição do coeficiente de câmbio na Tabela 6.

⁶ Essa indexação é referente à nova metodologia da DBGG. No entanto, dada a relação estimada, os efeitos procurados ocorrem ao redor do mesmo nível, mesmo para uma dívida com indexação diferente.

Tabela 6 - Phillips “degenerada”

Dependent Variable: IPCA				
Method: Least Squares				
Date: 06/23/16 Time: 10:38				
Sample (adjusted): 2004M10 2015M11				
Included observations: 134 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA(-3)	0.182388	0.084977	2.146319	0.0339
MMHIATO(-6)	3.078101	1.564113	1.967954	0.0514
DCAMBIO(-4)	0.899807	0.535966	1.678850	0.0958
SELIC(-9)	-0.230658	0.074374	-3.101330	0.0024
R-squared	0.475183	Mean dependent var	0.477463	
Adjusted R-squared	0.408469	S.D. dependent var	0.261487	
S.E. of regression	0.201112	Akaike info criterion	-0.258255	
Sum squared resid	4.772649	Schwarz criterion	0.087755	
Log likelihood	33.30311	Hannan-Quinn criter.	-0.117648	
F-statistic	7.122698	Durbin-Watson stat	0.991844	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Foram acrescentadas ainda a constante e dummies mensais, omitidas na tabela acima.

Dado um aumento de 5 p.p. na Selic, a DLSP aumenta em 4 p.p. e a DBGG em 2 p.p.. As variações de 4 e 2 p.p. no nível da dívida devem aumentar o prêmio de risco em 4,66 p.p. Para a primeira métrica, o nível deve ser 75% e variar para 79%. Para a segunda, a variação de 72% para 74% provocam a perda do poder da autoridade monetária. Estes resultados não diferem, qualitativamente, daqueles da seção anterior, assim como também não alteram os limites em que a dívida começa a gerar aumentos de prêmio de risco (48% e 71%).

Conclusão

Os resultados encontrados se alinham com a predominância de um regime de dominância monetária, onde a atividade do Banco Central não se vê prejudicada pelo nível de dívida do setor público. A autoridade monetária, no entanto, ainda se veria impedida de aumentar os juros pois estes ainda aumentam o peso da dívida e reduzem a atividade, embora pouco, inclusive sem impacto sobre a inflação. Apenas a partir de 48% do PIB, a dívida líquida elevaria o prêmio de risco, e somente após 65%, provocaria efeitos inflacionários para um aumento de 5 p.p. na Selic. Até a conclusão deste trabalho, a DLSP se encontrava a 39% do PIB, aquém destes limites.

Este trabalho colabora com a literatura, não apenas por avaliar a questão da dominância fiscal para um período mais recente no qual se levantou esta hipótese, mas também por considerar possíveis efeitos auferidos pela evolução da dívida bruta (metodologia antiga). Uma vez que a contabilidade perdeu parte de sua credibilidade após algumas manobras criativas, a observação da medida bruta ganhou relevância. Pelos mesmos mecanismos, teríamos, porém, a conclusão oposta: estaríamos sob dominância fiscal. Uma vez já atingidos 73% de endividamento bruto, acima do limite estimado de 71%, há efeitos sobre risco e sobre inflação para o aumento de 5 p.p. na taxa de juros. Note ainda que, via dívida bruta, o aumento do risco se dá mais acentuadamente.

A análise aqui desenvolvida, no entanto, ignora alguns mecanismos. Primeiro, saldos negativos em conta corrente podem aumentar o EMBI para um mesmo nível de dívida, antecipando a desvalorização do câmbio e a inflação. Em segundo lugar, outras estatísticas fiscais podem ser relevantes para aferição de risco. Em especial, o resultado primário e sua meta negativa desencadearam o rebaixamento do país pelas agências de risco. Em terceiro, por simplicidade, os impactos são considerados simultâneos e não ao longo do tempo, como sugerem as defasagens e coeficientes inerciais das regressões. Por fim, como parte da dívida é indexada ao câmbio, haveria um efeito da desvalorização alimentando novamente o endividamento e causando desvalorização, como uma bola-de-neve.

Acima de tudo, devido a endogeneidade das variáveis macroeconômicas, o modelo pode não ser devidamente apropriado para a aferição dos resultados pretendidos. Em uma tentativa de melhorar as estimações do modelo original, incluímos

a taxa Selic diretamente na Curva de Phillips. A significância estatística desta variável, contrariando a teoria, aponta para a fragilidade do modelo e a existência de viés. Utilizando esta “correção”, porém, os resultados não mudam qualitativamente: para a dívida líquida do setor público estamos em dominância monetária - com maior “folga”, uma vez que os 65% anteriores passaram a 75% - e para a dívida bruta do governo geral, à beira da dominância fiscal.

Não podendo determinar que medida seria mais importante, devemos ponderar que ainda há uma distância considerável até o efeito sobre inflação ser positivo via dívida líquida e muito pouca para a bruta. É possível que uma avaliação conjunta de ambas as medidas pese mais a DLSP por estar distante ou a DBGG por impor mais disciplina. Por ser um efeito muito marginal, a dominância fiscal provavelmente será prevalecida pela monetária.

Referências

BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: Lessons from Brazil, *NBER Working Paper Series*, Cambridge, MA: MIT Press, Working Paper 10389, 2004.

BOHN, H. The behavior of US public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, nº3. p. 949-63. 1998.

CANZONERI, M. et al. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? *The American Economic Review*, v.91 nº5. p.1221-1238. 2001.

CARNEIRO, D. D. WU, T. Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no Brasil. Texto para discussão nº 7. Instituto de estudos de política econômica Casa das Graças. 2005.

COCHRANE, J. Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of price level. *Econometrica*. v.69 n.1, p. 69-116, 2001.

FIALHO, M. PORTUGAL, M. Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An application of the fiscal theory of the price level. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 35, n.4, p. 657-685, 2005.

GADELHA, S. DIVINO, J. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. *Economia Aplicada*. V.12, n. 4, p 659-675, Out/Dez 2008.

LEEPER, E. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics* 27, p. 129-147, 1991.

_____. Fiscal Limits and Monetary Policy. *Central Bank Review*, v. 13, p- 33-58, 2013.

LIMA, E. et al. The Effects of Fiscal Policy and its interaction with monetary policy in Brazil. *Revista EconomiA*. V. 13, n.1, p.149-180, Jan-Apr 2012.

LOYO, E. Tight money paradox on the loose: a fiscalist hyperinflation. Kennedy School of Government. 1999.

MARQUES JUNIOR, K. Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do Governo Lula. UFPR/PPGDE. 2009.

MOREIRA, T. et al. The Fiscal Theory of the price level and the interaction of Monetary and Fiscal Policies: The Brazilian Case. *Brazilian Review of Econometrics*, v.27 nº1, pp-85-106, 2007.

MUSCATELLI, V. et al. Monetary and fiscal policy interactions over the cycle: some empirical evidence. *Manuscript*. 2002

PASTORE, A. Passividade monetária e inércia. *Revista Brasileira de Economia*. n. 51. p 3-51. Jan/Mar 1997.

SARGENT, T. WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. V. 5. n. 3. p 1-17. Fall 1981.

SIMS, C. A. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*, v. 4, n. 3, p. 381-399, 1994.

TANNER, E. RAMOS, A.M. Fiscal Sustainability and Monetary versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil, 1991-2000. *IMF Working Paper*. 2002.

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *NBER Working Paper Series*, Cambridge, MA: MIT Press, Working Paper 5204, 1995.