

Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do Governo Lula*

Karlo Marques Junior**

Mestre em Desenvolvimento Econômico pela
Universidade Federal do Paraná (UFPR)

Resumo

Com o advento das eleições presidenciais em 2002, uma série de trabalhos empíricos foi feita, corroborando a hipótese de que a economia brasileira estaria passando por um tipo específico de dominância fiscal (Blanchard, 2004; Fávero; Giavazzi, 2004). Dentro desse contexto, afirmava-se que, em uma conjuntura de elevada dívida pública, de relevante parte da dívida indexada à moeda estrangeira, num ambiente de grande aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros, um aumento da taxa de juros poderia levar a um correspondente aumento da aceleração inflacionária. Isso ocorreria devido ao fato de um aumento dos juros ser interpretado pelos investidores como um aumento na probabilidade de default, o que acarretaria uma fuga de capitais e a consequente depreciação cambial. O presente trabalho busca verificar, empiricamente, se a economia do País ainda sofre dos efeitos desse tipo de dominância fiscal, usando, para isso, o modelo desenvolvido por Blanchard (2004) como base teórica. Passados mais de seis anos do novo governo, a dívida pública entrou numa trajetória de queda, e a dívida indexada ao dólar foi eliminada. Apesar dessa mudança nas condições fiscais, o presente trabalho sugere, empiricamente, que a dominância fiscal continua a exercer seus efeitos sobre a economia do País, porém, agora, de forma mais branda do que no período anterior.

Palavras-chave: dominância fiscal; coordenação entre políticas econômicas; política monetária.

Abstract

With the advent of the presidential elections of 2002, a series of articles were corroborating the hypothesis that the Brazilian economy is going through a specific type of fiscal dominance (Blanchard, 2004; Fávero; Giavazzi, 2004). Within this context, it was stated that in an environment of high public debt, the relevant debt indexed to foreign currency and in an environment of great aversion to risk by foreign investors, an increase in interest rates could lead to a corresponding increase acceleration of inflation. This occurs due to an increase in interest being interpreted by

* Artigo recebido em 05 nov. 2009.

** E-mail: karlomjunior@hotmail.com

investors as an increase in the probability of default, which would result in a flight of capital and the consequent exchange rate depreciation. After more than six years of the new government, the debt began a trajectory of decline and debt indexed to the dollar was removed. Despite this change in fiscal conditions, this paper empirically suggests that fiscal dominance continues to exert its effects on the economy, but now a more lenient than in the previous period.

Key words: *fiscal dominance, economic policy coordination; monetary policy.*

Introdução

Em julho de 1999, o Banco Central do Brasil, presidido por Armínio Fraga, adotou como diretriz da política monetária o regime de metas de inflação, regime no qual a taxa de juros deve flutuar com o intuito de garantir uma taxa de inflação estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional.

Dentro desse contexto acerca da política monetária, a economia brasileira entrou num ciclo de altas taxas de juros, com o pretexto de garantir um índice de preços adequado às metas inflacionárias estabelecidas. Dadas as dificuldades de se manter a inflação dentro da meta, devido às particularidades da economia brasileira, isto é, recente memória inflacionária, indexação formal dos preços administrados e informal dos salários (Pereira, 2003; Modenesi, 2005) e baixa eficiência da taxa de juros na contenção da demanda agregada (Fávero; Giavazzi, 2004), as taxas reais de juros mantiveram-se, por quase todo o período do regime de metas, num elevado valor.

Nesse recente período histórico, foi comum observar a coexistência de aumento na taxa de juros com posterior aceleração inflacionária, que, no caso, era remediada com novo aumento da taxa de juros. Tais situações ocorriam dentro de situações específicas da economia brasileira, isto é, elevada relação dívida líquida do setor público (DLSP) pelo PIB, alta parcela da dívida pública indexada a moedas estrangeiras e um ambiente de alta aversão ao risco por parte dos investidores internacionais.

Considerando esse contexto macroeconômico, alguns autores sugeriram a hipótese de que a economia brasileira poderia estar vivendo um tipo específico de dominância fiscal (Blanchard, 2004; Fávero; Giavazzi, 2004), onde o risco de *default* explicaria como uma elevação da taxa de juros afastaria a inflação do centro da meta. Foram, então, realizados trabalhos empíricos,

que corroboraram a hipótese sugerida de uma dominância fiscal num ambiente em que os investidores consideram o risco de *default* elevado. Os trabalhos concentraram a atenção para o período que compreendia as eleições de 2002, onde o favoritismo de um candidato de esquerda aumentava o risco de não cumprimento dos contratos de dívidas estabelecidos. Passado tal período e com a manutenção dos pagamentos relativos à dívida pública por parte do novo governo, estaria a economia brasileira livre do problema da dominância fiscal? Essa é a pergunta que o presente trabalho buscará responder.

Esta dissertação tem como objetivo analisar a hipótese de existência de dominância fiscal no Brasil de um período do Governo Lula, mais exatamente, no período compreendido entre março de 2003 e dezembro de 2008.

A relevância do trabalho se dá pelo fato de que, se confirmada a hipótese de dominância fiscal, a política monetária pode se mostrar ineficiente no seu objetivo de controlar a inflação; sendo assim, todo o esforço ocasionado pelas altas taxas de juros poderá ser em vão. Mais do que isso, de acordo com o modelo que será trabalhado, o aumento da taxa de juros, em condições específicas, pode levar a uma pressão inflacionária ocasionada por uma depreciação cambial.

O trabalho será baseado no modelo de dominância fiscal desenvolvido por Blanchard (2004). Segundo o autor, em um ambiente fiscal adverso, isto é, com alta dívida pública, uma parcela da dívida indexada a moedas estrangeiras relativamente alta e num ambiente de elevada aversão ao risco, a política monetária poderá apresentar um efeito oposto ao esperado. Isto porque, ao elevar a taxa de juros objetivando a diminuição da taxa de inflação, a autoridade monetária está, conseqüentemente, elevando também os encargos da dívida pública.

Dado o ambiente fiscal comprometedor como o apresentado acima, uma elevação da dívida pode ser

interpretada por parte dos investidores estrangeiros como um aumento da probabilidade de *default*; dessa forma, ocorrerá uma fuga de capitais, ao contrário da atração de capitais esperada pela teoria convencional. Consequentemente, observa-se uma desvalorização cambial que levará a uma pressão inflacionária. Tal dinâmica de política econômica torna-se preocupante, sobretudo em uma economia em que, tal como a brasileira, os efeitos da elevação da taxa de juros sobre a contenção da demanda não têm se mostrado muito eficientes.

A verificação da hipótese contida no trabalho torna-se importante, uma vez que os custos atribuídos a uma elevada taxa de juros não levariam aos resultados esperados, no que se refere a uma redução na inflação, o que nos remete à idéia de que seria necessária uma maior estabilidade fiscal do Governo, no sentido de liberar recursos para o investimento público e, também, no sentido de tornar a política monetária eficaz. Além disso, se a elevação da taxa de juros não for eficiente, a fixação de tal taxa em níveis mais baixos já seria bem-vinda, no sentido de conter o déficit fiscal e estimular a economia.

Para a análise especificada acima, usaremos as séries de dados oficiais do Governo para o período correspondente, sendo que a regressão econométrica será feita utilizando-se o modelo autorregressivo (AR(1)) e o modelo dos mínimos quadrados ordinários (MQO). A metodologia será baseada no trabalho original de Blanchard, e algumas modificações pontuais, sejam elas de manipulação das variáveis, sejam das origens dos dados, serão identificadas quando necessário.

Como veremos a seguir, o presente trabalho também detectou a presença de dominância fiscal, ainda que tenha havido uma significativa melhoria das condições fiscais entre o período analisado por Blanchard e o período analisado na dissertação. Porém, dadas as referidas melhorias, o efeito da dominância fiscal para o período atual remete a apenas 16% do efeito estimado pelo artigo original.

No primeiro caso (Blanchard, 2004), foi analisado, empiricamente, o período compreendido entre 1999 e 2004, abarcando a conturbada eleição presidencial de 2002, onde o temor do mercado quanto a uma possível vitória de um candidato de esquerda fez com que houvesse uma fuga generalizada de divisas, ocorrendo, portanto, uma brusca elevação do Risco-País, uma igualmente brusca desvalorização cambial e elevação inflacionária.

Como resposta para tal situação, a autoridade monetária elevou a taxa de juros, estando configurada a situação de dominância fiscal descrita pelo modelo. No caso estimado na presente dissertação, é mantida a condição de dominância fiscal, ainda que tenhamos uma

significativa diminuição da dívida pública e a anulação da dívida indexada ao dólar. Apesar de tal melhoria nas condições fiscais e na vulnerabilidade externa, os títulos do governo brasileiro, aparentemente, ainda são classificados como ativos de risco pelos investidores internacionais, ou, o que seria pior, como um forte movimento especulativo em relação às taxas de juros dos títulos brasileiros por parte dos investidores.

O trabalho está organizado em três capítulos, mais a conclusão, além desta introdução. No primeiro capítulo apresentaremos uma revisão da literatura acerca da hipótese de dominância fiscal, começando pelo artigo que inaugura tal discussão, de Sargent e Wallace (1981), onde uma possível necessidade de utilizar-se o imposto inflacionário para fazer frente a sucessivos déficits fiscais levaria à incapacidade da política monetária em controlar permanentemente a inflação; posteriormente, trataremos da hipótese da teoria fiscal do nível de preços e, por último, do modelo em que se baseia o presente trabalho, ou seja, o desenvolvido por Blanchard (2004). No Capítulo 2, faremos uma análise da conjuntura macroeconômica brasileira, focando principalmente nas condições fiscais que abrangem o período de 1994 a 2008. O objetivo nesse capítulo consiste em analisarmos as condições macroeconômicas apresentadas na economia brasileira, que podem levar à situação de dominância fiscal. No capítulo posterior, será feito o teste empírico para verificarmos se continua havendo a condição de dominância fiscal descrita por Blanchard; como já foi dito, apesar das melhorias na situação fiscal brasileira, a dominância fiscal continua sendo um problema existente na economia do País. Por último, teremos as conclusões do trabalho, bem como as orientações em termos de política econômica que podemos deduzir dos resultados obtidos.

1 Revisão teórica

Dividiremos a revisão sobre a contribuição literária acerca da questão da dominância fiscal em três grandes blocos: primeiro, será analisado o artigo de Sargent e Wallace, publicado no início da década de 80, que é considerado o marco inaugural sobre a hipótese de dominância fiscal. Em **Unpleasant Monetarist Arithmetic** (1981), os autores afirmaram que uma política fiscal em que a restrição intertemporal não é respeitada, no longo prazo, tenderá a que a política monetária perca sua eficácia no que tange ao controle da inflação; isso aconteceria devido à necessidade de financiar os déficits públicos através do imposto inflacionário.

Posteriormente, trataremos da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), uma contribuição desenvolvida por Cochrane (1998; 2001), Sims (1994) e Woodford (1994, 1995, 2001), em que a política monetária seria insuficiente para controlar o nível de preços, sendo necessária a participação da política fiscal para que tal feito seja atingido. Nesse caso, a insuficiência da política monetária no controle da inflação vai além da possível necessidade de se utilizar o imposto inflacionário. Para a TFNP, a autoridade fiscal é responsável pelo superávit primário; a autoridade monetária, pelo estoque nominal de moeda; e o público determina o nível de encaixes reais e, por conseguinte, o nível de preços.

Trata-se de tornar o estoque de moeda endógeno (Mendonça, 2003). Por último, trataremos do modelo proposto por Blanchard (2004). Nesse trabalho, o autor afirma que uma política monetária supostamente contracionista, voltada para o controle da inflação, pode apresentar efeitos diversos do esperado, já que o aumento da taxa de juros aumenta a probabilidade de *default*, desencadeando uma fuga de capitais e, por conseguinte, uma depreciação cambial. Trataremos de tal modelo com maior cuidado, por dar-nos a base teórica para o teste empírico que será feito na dissertação.

1.1 Coordenação entre política fiscal e política monetária: a contribuição de Sargent e Wallace

A possibilidade de dominância fiscal ganha notoriedade com o artigo seminal a respeito da coordenação entre política fiscal e política monetária de Sargent e Wallace (1981), no qual os autores analisam a possibilidade de um efeito perverso da política fiscal sobre a monetária.

O artigo inicia afirmando que Friedman erra quando considera que a inflação é uma variável que pode ser controlada permanentemente, no caso em que a política monetária é interpretada como uma política de mercado aberto. Ainda segundo os autores, a economia pode se comportar de duas formas quando diz respeito às interações entre políticas econômicas: em uma condição de dominância monetária ou de dominância fiscal.

No primeiro caso, quando a política monetária domina a fiscal, temos uma situação em que a autoridade monetária determina a quantidade de receita que será ofertada pela autoridade fiscal através de senhoriagem

para o período presente e para todos os subsequentes. A autoridade fiscal tem os gastos restringidos pela função de demanda por títulos, sendo necessário um superávit que mantenha constante a relação dívida líquida do setor público/PIB (DLSP/PIB). Em suma, “[...] é necessário que o orçamento e seus possíveis déficits possam ser financiados por uma combinação de senhoriagem escolhidas pela autoridade monetária e por títulos públicos ofertados ao público” (Sargent; Wallace, 1981, p. 2). Sobre esse esquema de coordenação de políticas, a autoridade monetária tem o controle permanente da inflação, dado pela oferta da base monetária.

Na segunda situação, quando a política fiscal domina a monetária, temos que “[...] a autoridade fiscal pode definir sua atuação independentemente do seu orçamento, anunciando todos os possíveis déficits e superávits e, assim, o montante das receitas deve ser levantado através de senhoriagem e títulos públicos” (Sargent; Wallace, 1981, p. 2). Nesse caso oposto, a autoridade fiscal não restringe o superávit a uma situação em que o controle da DLSP/PIB seja mantido.

Sobre essa segunda coordenação, temos uma “aritmética desagradável”. A autoridade monetária passiva perde o total controle sobre a inflação, pois é forçada a emitir receitas de senhoriagem necessárias para fazer frente à solvência do governo (os autores chamam atenção para o caso particular em que a demanda por títulos públicos implica uma taxa de juros superior ao crescimento da economia). Torna-se interessante destacar que a inflação, ainda que gerada por um desequilíbrio fiscal, continua sendo um fenômeno monetário.

Mendonça (2003) demonstra, de forma estilizada, que, para um estoque fixo da dívida em termos reais, a restrição orçamentária do governo é dada por:

$$b' + s^f + s^m = b$$

onde: b' = receita proveniente da emissão de novos títulos; s^f = recurso oriundo da captação de impostos; s^m = receita governamental decorrente da emissão de moeda (senhoriagem); e b = receita governamental decorrente da emissão de moeda (senhoriagem).

A equação demonstra que o governo pode se financiar através de senhoriagem (inflacionária, de acordo com a teoria convencional), por aumento da carga tributária, ou por emissão de títulos. Dado que o modelo supõe uma economia ricardiana, deve-se obter o equilíbrio de longo prazo entre oferta de títulos públicos e receita obtida através dos impostos. Dessa forma, uma queda da receita provida da redução tributária acarretará inflação.

Ainda que a política fiscal seja financiada exclu-

sivamente pela emissão de títulos públicos em determinado período, a elevação do principal e dos encargos com juros cria a necessidade de expansão futura da base monetária, caso a restrição intertemporal não seja respeitada. Sem a ajuda de superávits primários para o financiamento do governo, sobretudo em situações em que a autoridade monetária busque conter a inflação, teremos uma opção por baixa expansão da base monetária, permitindo que o estoque real de títulos se eleve. Porém existe um limite superior à demanda por títulos públicos relativo ao tamanho da economia, que impossibilita que o financiamento da dívida pública via emissão de títulos avance ininterruptamente. Alcançado esse limite, o Banco Central vê-se compelido a expandir a base monetária para fazer frente à necessidade de financiamento da autoridade fiscal, fato gerador de efeito inflacionário. Sendo assim, a situação de dominância fiscal tende a gerar inflação no período presente ou em períodos futuros, fazendo com que a política monetária perca a capacidade de controle permanente do nível de preços.

1.2 Teoria fiscal do nível de preços

Uma segunda vertente que trata da coordenação entre política monetária e política fiscal foi batizada por Woodford como Teoria Fiscal do Nível de Preços, que surge na década de 90. Seguindo as interpretações estabelecidas em Cochrane (1998, 2001), Sims (1994) e Woodford (1994, 1995, 2001), temos que a ferramenta padrão da política monetária, leia-se, controle da oferta de moeda, não é suficiente para o controle do nível de preços. Sob essa ótica, a determinação do nível de preços é atribuída à política fiscal, através da taxa de crescimento dos títulos públicos. Temos, portanto, mais uma vez, uma contradição em relação à abordagem monetarista.

Segundo Mendonça (2003), a hipótese central desses autores é de que o nível de preços é um fenômeno essencialmente fiscal, onde a taxa de crescimento dos títulos públicos explicaria o comportamento da inflação.

A diferença entre a abordagem da TFNP e a de Sargent e Wallace (1981) está na forma em que a restrição orçamentária é interpretada. No caso anterior, temos um regime ricardiano em que o comportamento do governo deve ser o de adotar uma política fiscal em que os tributos e os gastos se igualem para qualquer nível de preços. A TFNP baseia-se numa política fiscal sobre a hipótese não ricardiana, isto é, os gastos públicos

são estabelecidos sem se levar em consideração a restrição intertemporal. Temos agora não mais uma restrição, mas uma condição de equilíbrio. Como a dívida é uma obrigação que deve ser paga em moeda, a TFNP executa uma importante mudança em relação ao caso anterior, alterando b pela dívida nominal B , de forma que a equação de restrição pode ser reescrita por:

$$B = P(s^f + s^m) + B'$$

Dessa forma, se há uma diminuição em s^f , não há necessidade de que se aumente s^m , já que podemos satisfazer o equilíbrio através de um aumento no nível de preços P . Considerando que as famílias maximizam suas utilidades quando $B' = 0$, podemos reescrever a equação de restrição orçamentária como:

$$B = P(s^f + s^m)$$

Se considerarmos as potências receitas do governo como $s^f + s^m = S$, teremos que:

$$\frac{B}{P} = S = \text{valor presente esperado dos superávits futuros.}$$

A respeito da determinação do nível de preços de acordo com a abordagem da TFNP, Mendonça (2003, p. 316) expõe que:

O problema da indeterminação do nível de preços na TFNP pode ser entendido da seguinte forma. Considere o conjunto de hipóteses a seguir: a autoridade fiscal é responsável pelo superávit primário; a autoridade fiscal controla o estoque de moeda nominal; e o público determina o nível de encaixes reais e , por conseguinte, o nível de preços. Considerando a hipótese de que é fixada uma taxa de juros nominal, o estoque de moeda torna-se endógeno.

Dentro desse contexto, pode haver duas possibilidades, dependendo de qual agente se move primeiro: No caso em que o público definir antecipadamente os encaixes reais, dada a sua demanda por títulos, cabe à autoridade fiscal obter um superávit primário que cumpra o equilíbrio fiscal. Assim, o comportamento do público estará definindo diretamente o nível de preços. Cria-se, dessa forma, um comportamento autorrealizável. Caso as expectativas sejam de um alto nível de preços e haja uma alta demanda por moedas, teremos como consequência um aumento da oferta monetária e do nível de preços na magnitude antecipada. Num segundo caso, a autoridade fiscal mover-se-ia primeiro. Assim, o superávit primário será exógeno. Dessa forma, se considerarmos como dadas a taxa de inflação e as obrigações do go-

verno, o nível de preços será uma função do superávit primário, sendo que um baixo superávit implica um elevado nível de preços.

Trata-se, portanto, de uma condição específica de dominância fiscal, em que uma autoridade monetária independente e voltada para a estabilidade de preços não é garantia de que não ocorra uma aceleração inflacionária. “De acordo com a TFNP, o efeito da política fiscal sobre o nível de preços pode ir além do uso das receitas de senhoriação para compensar desequilíbrios fiscais.” (Rocha; Paschoalotto, 2004, p. 433).

1.3 O modelo de Blanchard

Uma terceira referência para o tema da dominância fiscal foi estabelecida por Blanchard (2004). Segundo o autor, em um regime de metas de inflação, uma política monetária contracionista, com o objetivo de conter o nível de preços dentro da meta preestabelecida, pode apresentar um efeito contrário ao esperado, quando consideramos algumas condições específicas das variáveis fiscais. Em outras palavras, a política monetária não apenas seria insuficiente para conter o nível de preços, mas teria um efeito contrário ao esperado, acelerando o processo inflacionário. Com base nesse trabalho, será desenvolvida a dissertação no que se segue, incluindo a análise empírica.

Em um ambiente com alta razão dívida líquida do setor público pelo PIB (DLSP/PIB), grande proporção da dívida pública em moeda estrangeira e alto grau de aversão ao risco pelos investidores estrangeiros, um aumento da taxa de juros, com o objetivo de trazer a inflação para o centro da meta, pode ser analisado pelos agentes econômicos como uma maior probabilidade de ocorrer *default*, já que o aumento da taxa de serviço irá elevar o valor total da dívida. Dessa maneira, ocorreria uma fuga de capitais (devido ao maior risco de *default*) e consequente depreciação do câmbio real (ao invés da apreciação esperada pelo aumento do diferencial entre as taxas de juros). A depreciação, por sua vez, pressionaria uma alta do nível de preços (Blanchard, 2004).

Nota-se, aqui, que a situação fiscal tida como desfavorável pelos investidores internacionais neutraliza os efeitos da política monetária; por isso, trata-se novamente de uma situação de dominância fiscal. Porém o autor chama atenção para o fato de que se trata de um tipo específico de dominância fiscal, em que esta analisa a resposta da economia para a uma política monetária em um ambiente em que se apresenta um regime de metas de inflação. Em suma, o modelo busca analisar a relação

entre taxa de câmbio, taxa de juros e probabilidade de *default* em uma economia considerada pelo mercado como sendo de alto risco.

Sabe-se, convencionalmente, que, em uma economia aberta, um aumento da taxa de juros leva a uma queda da inflação por dois canais: em primeiro lugar, uma alta taxa de juros leva a uma queda da demanda pelos canais do consumo e do investimento; um segundo motivo para a queda da inflação seria o fato de que o aumento da taxa de juros em relação à taxa externa tornaria os títulos internos mais atrativos, atraindo capital para dentro do país e desencadeando uma apreciação cambial. A apreciação cambial, por sua vez, pressiona para baixo o nível interno de preços.

O modelo a ser desenvolvido abaixo foca esse segundo canal e é claramente apenas uma parte de toda a análise que deve ser feita a respeito da política monetária, porém uma parte fundamental. Serão analisados, assim como no modelo empírico, os efeitos de um acréscimo da taxa real de juros sobre a probabilidade de *default* e, conseqüentemente, se esse efeito levará a uma depreciação cambial. O modelo apresenta um período, e a economia tem três ativos financeiros apresentados a seguir.

a) Um título emitido pelo governo de um período, livre de riscos, com taxa nominal de retorno i , onde a inflação, π , é conhecida no modelo. Dessa forma, não há distinção entre inflação esperada e efetiva. A taxa real de juros (em termos de bens brasileiros) é dada por:

$$(1+r) = \frac{1+i}{1+\pi} \quad (1)$$

onde r é a taxa de juros dos títulos de curto prazo do governo, controlada pelo Banco Central, equivalente à Selic.

b) Um título do governo de um período denominado em moeda doméstica (reais), com taxa de juros em reais igual a i^R . A taxa real de retorno, r^R , para esse título é dada por:

$$(1+r^R) = \frac{1+i^R}{1+\pi} \quad (2)$$

Consideraremos p , como a probabilidade de *default* da dívida pública. Tendo em conta a probabilidade de *default*, a taxa real de retorno esperada sobre tal título é dada por:

$$(1-p)(1+r^R) \quad (3)$$

c) Um título denominado em moeda estrangeira (dólar), com taxa nominal de retorno em dólar igual a i^S :

$$(1+r^S) = \frac{1+i^S}{1+\pi^*} \quad (4)$$

onde π^* denota a inflação externa, mais especificamente

a inflação dos Estados Unidos. A taxa real de retorno em termos de bens nacionais para esse título é dada por:

$$\frac{\varepsilon^{\wedge}}{\varepsilon} (1 + r^{\$}) \quad (5)$$

onde ε^{\wedge} denota a taxa real de câmbio e o traço denota a expectativa para o comportamento da variável no próximo período. Considerando a probabilidade de *default*, temos que a expectativa de retorno para tal título é igual a:

$$(1 - p) \frac{\varepsilon^{\wedge}}{\varepsilon} (1 + r^{\$}) \quad (6)$$

O equilíbrio das taxas de retorno

Considerando que os ativos sujeitos a risco possuem um prêmio de risco adicional para serem demandados pelos investidores, temos que suas rentabilidades esperadas são dadas por:

$$(1 - p) (1 + r^R) = (1 + r) + \theta p \quad (7)$$

e por:

$$(1 - p) \frac{\varepsilon^{\wedge}}{\varepsilon} (1 + r^{\$}) = (1 + r) + \theta p \quad (8)$$

Ambos os ativos estão sujeitos ao mesmo nível de risco e, portanto, carregam o mesmo prêmio de risco. O parâmetro θ representa o grau médio de aversão ao risco por parte do mercado.

O autor chama atenção para o fato de que duas regras para a probabilidade de *default* são determinadas nas taxas de equilíbrio para os títulos públicos relacionados. Primeiro, temos uma taxa $(1 - p)$ indicando a probabilidade de *default* necessária para igualar os ganhos esperados. Segundo, se o investidor for avesso ao risco, um prêmio de risco θp será necessário para que tais títulos sejam alocados na carteira do mesmo investidor. Ambas as relações estão contidas no equilíbrio de juros representado acima, à esquerda e à direita das duas funções respectivamente.

Fluxo de capital e balança comercial

A presente subseção é destinada a tratar do efeito da probabilidade de *default*, p , e da taxa de juros real, r , sobre a taxa real de câmbio, ε . Tais relações nos são dadas a partir da análise do fluxo de capital.

Considerando que a taxa de juros nominal dos títulos americanos é dada por $(1 + r^*)$, temos que a expectativa de retorno real (em termos de bens americanos) é dada

por:

$$(1 + r^*) = \frac{1 + i^*}{1 + \pi^*} \quad (9)$$

Considerando então que os investidores são avessos ao risco e compõem seus portfólios entre títulos brasileiros cotados em dólar ou títulos americanos, temos que o fluxo de capital pode ser representado por:

$$CF = C \left(\frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 - p) (1 + r^{\$}) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^*) - \theta p \right) C' > 0 \quad (10)$$

A equação acima mostra o que se espera a respeito do fluxo de capital entre o Brasil e o setor externo, representado aqui, como de costume, pelos Estados Unidos. Quanto maior a taxa de retorno dos títulos públicos brasileiros e quanto menor a taxa de retorno dos títulos do governo americano, maior será a entrada de capitais. No modelo, porém, é acrescentado um termo de risco, o qual também se espera exercer influência sobre o fluxo de capital. Obviamente, a entrada de capital será decrescente em relação ao termo de risco θp .

Utilizando-se a equação de arbitragem entre títulos livres de risco e títulos domésticos denominados em dólar, podemos reescrever a função de fluxo de capital da seguinte forma:

$$CF = C \left((1 + r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^*) + \theta - \theta^* p \right) \quad (11)$$

onde a relação indireta entre probabilidade de *default* e fluxo de capital depende da diferença média entre a aversão ao risco por parte do mercado em geral e aversão ao risco dos investidores estrangeiros, θ^* . Caso $\theta^* > \theta$, ou seja, os investidores externos têm uma aversão ao risco maior do que a do mercado, então um aumento da probabilidade de *default* leva a um redução da entrada de capitais. Para capturar essa relação, o autor assume que θ e θ^* satisfaz a relação:

$$\theta = \lambda \theta^*, \quad \lambda \leq 1 \quad (12)$$

Assim, a relação entre a aversão ao risco médio do mercado e a aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros aumenta numa proporção menor do que um para um. Dessa forma, o fluxo de capital é dado por:

$$CF = C \left((1 + r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^*) + (1 - \lambda) \theta^* p \right) \quad (13)$$

Concentrando-nos agora na balança comercial, assumimos que as exportações líquidas são uma função da taxa real de câmbio:

$$NX = N(\varepsilon) \quad N' > 0 \quad (14)$$

Portanto, o equilíbrio entre fluxo de capital e balanço comercial pode ser representado por:

$$CF = C \left((1+r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1+r^*) + (1-\lambda)\theta^* p \right) + N(\varepsilon) = 0 \quad (15)$$

O modelo especifica que um aumento na probabilidade de *default* gera um aumento do risco. Tal aumento do risco, por sua vez, leva a um aumento na taxa de câmbio (depreciação), onde a intensidade da depreciação depende do grau de aversão ao risco. Por outro lado, para uma dada probabilidade de *default*, um incremento na taxa de juros leva a uma queda na taxa de câmbio (apreciação), o canal padrão pelo qual a política monetária afeta o câmbio. Em suma, o comportamento da taxa de câmbio dependerá da taxa de juros e da probabilidade de *default*, de tal forma que o efeito da política monetária pode se apresentar de forma contrária à esperada, ou seja, não haverá uma redução na inflação, no caso em que o primeiro efeito (depreciação) superar o primeiro.

Dinâmica da dívida e risco de *default*

Devemos agora analisar o efeito da taxa real de câmbio e da taxa real de juros sobre a probabilidade de *default*. O autor realiza tal análise através do comportamento da dinâmica da dívida pública.

Considera-se que o governo se financia através de dois tipos de títulos sujeitos a risco: um denominado em real, D^R , e outro em dólar, D^S . Assim, a dívida em dólar para o próximo período é denotada por: $(D^S(1+r^S) \varepsilon')$. Por outro lado, a dívida para o próximo período denominada em real, é representada por: $D^R(1+r^R)$. Assim, temos que a dívida para o período posterior é dada por:

$$D' = D^S(1+r^S)\varepsilon' + D^R(1+r^R) - X \quad (16)$$

onde X representa o superávit primário.

Usando as equações (7) e (8) para eliminar $(1+r^S)$ e $(1+r^R)$ e a equação (15) para substituir θ e $\lambda\theta$, temos que:

$$D' = \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^* p}{1-p} \right) [D^S \varepsilon + D^R] - X \quad (17)$$

Por conveniência, definimos μ como a parte da dívida em dólar para o câmbio de equilíbrio no longo prazo; dessa forma, $\mu = D^S/D$, onde: $D = (D^S + D^R)$. Assim, reescrevemos a equação acima como:

$$D' = \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^* p}{1-p} \right) [\mu\varepsilon + (1-\mu)] D - X \quad (18)$$

onde uma alta probabilidade de *default* afeta a dívida pública através de dois canais: primeiro, leva a uma maior taxa de retorno, de forma que mantenha a mesma taxa esperada, isso é dado por $1/(1-p)$; e segundo, se a aversão ao risco é positiva, uma taxa de risco mais elevada leva à exigência de uma maior taxa de retorno, esse efeito é capturado por $\lambda\theta^* p$.

Por último, buscaremos relacionar a probabilidade de *default* ao nível esperado da dívida para o período posterior. Considerando a probabilidade de *default* como a probabilidade da dívida ultrapassar certo patamar, temos que:

$$p = \psi(D') \quad \psi > 0 \quad (19)$$

O autor considera $\psi(\cdot)$ como uma função de probabilidade acumulativa, plana para baixos valores da dívida, porém que cresce rapidamente ao entrar em um determinado valor crítico e que se torna novamente plana quando a dívida alcança um patamar elevado.

Se juntarmos as duas últimas equações acima, temos que a probabilidade de *default* pode ser dada por:

$$p = \left(\psi \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^* p}{1-p} \right) [\mu\varepsilon + (1-\mu)] D - X \right) \quad (20)$$

Torna-se interessante analisar que p é uma função de si mesmo, em uma relação não linear. Se a parcela da dívida denominada em dólar for nula, poderemos ter um p positivo ($\mu = 0$), porém independente da taxa de câmbio. Por outro lado, se há dívida denominada em dólar, temos uma relação positiva entre p e μ , assim como entre p e a dívida pública corrente.

Nota-se, também, a existência de uma relação positiva entre taxa de juros reais e probabilidade de *default*. A sensibilidade de tal relação é maior quanto maior for a dívida pública corrente.

Os efeitos da taxa de juros sobre o risco de *default* e sobre a taxa real de câmbio

O modelo pode ser representado por duas equações que denotam o comportamento de p e de ε , para dados valores das políticas monetária e fiscal, r , r^* , D , X , e para os parâmetros, μ , λ e θ^* .

$$\begin{aligned} C \left((1+r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1+r^*) + (1-\lambda)\theta^* p \right) + N(\varepsilon) &= 0 \\ p &= \left(\psi \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^* p}{1-p} \right) [\mu\varepsilon + (1-\mu)] D - X \right) \end{aligned}$$

A primeira foi chamada de equação de “fluxo de capital”, e a segunda, de equação de “risco de *default*”.

A questão principal para analisarmos nossa hipótese de dominância fiscal é sobre quais condições um aumento da taxa de juros levará a uma apreciação cambial ou a uma depreciação cambial.

Pelas nossas duas equações comportamentais, podemos afirmar que, quanto maior o nível da dívida corrente, maior o grau de aversão ao risco por parte dos investidores externos, ou mais elevada a proporção de dívida denominada em dólar, mais provável será que um incremento da taxa de juros leve a uma depreciação do que à apreciação esperada pela teoria convencional.

Trata-se, portanto, de um modelo específico de dominância fiscal, desenvolvido por Blanchard (2004). Em tal modelo, situações fiscais precárias, num ambiente de aversão ao risco, tolhem a capacidade de a política monetária controlar a inflação, sobretudo num regime de metas inflacionárias. Em suma, um aumento da taxa de juros é interpretado pelos investidores como um aumento da probabilidade de *default*, que, por sua vez, leva a uma fuga de capitais e, conseqüentemente, a uma depreciação cambial.

Considerando que temos, pela teoria convencional, dois canais pelos quais a política monetária pode controlar a inflação, primeiro, pela contenção de demanda e, segundo, pela apreciação cambial gerada pelo aumento do diferencial de juros, no nosso modelo específico, esse segundo canal leva a um resultado diferente do esperado. Caso o efeito do segundo canal se sobreponha ao primeiro, teremos uma situação em que a política monetária se torna ineficaz graças às condições fiscais.

Vale lembrar que o modelo foi testado utilizando-se dados da economia brasileira relativos ao período entre 1999 e 2004, em que todas as condições fiscais adversas específicas do modelo estavam presentes. Na dissertação, utilizaremos dados relativos ao período entre os anos de 2003 e 2008, nos quais as variáveis fiscais se mostram muito mais favoráveis à inexistência de dominância fiscal.

Mesmo com o ambiente fiscal favorável, veremos, pela nossa análise empírica, que a dominância fiscal coexiste com a nova realidade econômica. Porém os efeitos da dominância fiscal dar-se-ão de forma mais branda do que os efeitos anteriormente encontrados por Blanchard (2004).

Nos modelos anteriores de dominância fiscal, observa-se que, caso a restrição intertemporal do governo não seja respeitada, a política monetária se tornará “refém” da política fiscal. Em outras palavras, caso a autoridade fiscal se decida por financiar seus déficits

através da dívida pública, desconsiderando suas restrições orçamentárias de longo prazo, chegará a um ponto em que a autoridade monetária terá que financiar a dívida através da emissão monetária, perdendo, assim, as condições de controlar a inflação.

O modelo de Blanchard analisa um caso especial de dominância fiscal. Nesse caso, o risco de *default* gera as condições para que a política monetária perca o controle da inflação. Para corroborar a sua hipótese, o autor utiliza de dados da economia brasileira, mais exatamente do período compreendido entre 1999 e 2004, focando as eleições presidenciais de 2002. Blanchard (2004) sugere existir uma situação de dominância fiscal na economia brasileira para o período selecionado. Passados seis anos do novo governo, a análise empírica que será apresentada a seguir sugere que a condição de dominância fiscal continua a existir na economia brasileira, embora com uma influência significativamente menor do que no período anterior.

Se a condição de dominância fiscal continua existindo na economia brasileira, qual a conjuntura econômica que gera essa possibilidade? No capítulo que se segue, será apresentado o comportamento das variáveis fiscais e das políticas econômicas que garante a permanência do problema de dominância fiscal. Porém analisaremos as modificações que engendraram as atuais condições que possibilitam uma retração nos efeitos da dominância.

2 Uma atualização empírica para o período do Governo Lula

O objetivo empírico do trabalho consiste em fazer uma aplicação do modelo feito por Blanchard (2004), utilizando-se dados coletados para o período do Governo Lula, mais especificamente, março de 2003 a dezembro de 2008. Tal modelo busca testar a hipótese de dominância fiscal desenvolvida no modelo teórico trabalhado na seção 1.3.

Sendo assim, temos a estimação econométrica de três equações, são elas: (a) a estimação da probabilidade de *default* encontrada a partir do índice de risco EMBI+ e do índice Baa fornecido pela agência de *rating* Moody's; (b) o fluxo de capital, que utiliza a taxa real de câmbio como *proxy* para tal fluxo, sendo este função do diferencial real das taxas de juros interna e externa e da probabilidade de *default*; e, por último, (c) a estimação da relação de risco de *default* como função da dívida líquida do setor

público. Lembramos aqui que, apesar de o presente modelo ser baseado no original de Blanchard, algumas alterações pontuais que achamos necessárias foram realizadas na nossa atualização, porém foram conservadas a lógica central e a metodologia adotada pelo trabalho original.

2.1 Base de dados

As séries temporais utilizadas para estimar o coeficiente de aversão ao risco foram: o índice EMBI+ para o Brasil mensurado pelo J. P. Morgan, indicando a diferença entre a taxa de juros paga pelo C-bond e os T-bonds de mesma maturidade. Tal variável é tradicionalmente usada para denotar o risco de se investir em títulos públicos do país especificado. E o grau médio de aversão ao risco por parte do mercado, θ , será representado pelo Baaspread, que é composto pelo índice Baa, elaborado pela agência de *rating* Moody's e fornecido pelo Federal Reserve System, subtraídos os valores correspondentes da taxa de curto prazo dos títulos públicos americanos, o *federal found*. O índice Baa fornece a taxa anual de rendimento médio de todas as empresas listadas pela Moody's, com classificação de *rating* igual ao índice Baa.

Para estimar o fluxo de capital, foi utilizada a taxa de câmbio real, fornecida pelo Banco Central do Brasil; o diferencial de juros entre a taxa Selic real deflacionada pelo IPCA, fornecida também pelo Banco Central e pelo IPEA conseqüentemente, e a taxa de curto prazo dos títulos públicos americanos, o *federal found* (FF), deflacionada pelo CPI americano, fornecidos pelo Federal Reserve System e, também, o prêmio de risco $p\theta^*$, construído a partir da primeira regressão.

Por último, o risco de *default* foi estimado a partir da probabilidade de *default*, p , série construída a partir dos resultados estimados pela regressão do coeficiente de aversão ao risco. A probabilidade de *default* foi correlacionada à relação DLSP/PIB esperada pelo mercado, que é fornecida pelo Bacen, através do boletim **Focus**, e à relação DLSP/PIB corrente, fornecida pelo IPEA. Para a relação DLSP/PIB esperada pelo mercado, foram utilizadas as expectativas para o próximo mês, coletadas na última semana do mês corrente.

Todas as séries utilizadas são de periodicidade mensal, abrangendo os meses de março de 2003 a dezembro de 2008. No **anexo** ao final da dissertação, foram expostos todos os valores observados.

Assim como no modelo original, cada função do modelo empírico foi regredida, primeiramente, usando-se um modelo tradicional de mínimos quadrados ordi-

nários, MQO, e, posteriormente, um modelo autorregressivo de primeira ordem, AR(1).

2.2 Estimação da probabilidade de default

Para a estimação da probabilidade de *default*, foi utilizado o índice Embi+ Brasil, disponibilizado diariamente pelo J. P. Morgan, que consiste no *spread* entre a taxa de retorno dos títulos públicos brasileiros denominados em dólar e a taxa de retorno dos títulos do governo americano, sendo utilizados títulos de mesma maturidade. A lógica levantada aqui é que o índice EMBI reflete não apenas o risco de *default*, mas também a aversão ao risco por parte dos investidores internacionais. A questão, então, passa a ser: como fazer para separar as duas relações para que se torne possível estimar a probabilidade de *default*?

Voltando à equação de fluxo de capital, podemos reescrevê-la da seguinte forma:

$$C\left(\frac{\varepsilon'}{\varepsilon}[(1-p)(1+r^s)-(1+r^*)]-\theta^*p\right)=-N(\varepsilon) \quad (21)$$

Invertendo $C(\cdot)$, temos que:

$$(1-p)(1+r^s)-(1+r^*)=\frac{\varepsilon'}{\varepsilon}\theta^*p+\frac{\varepsilon'}{\varepsilon}C^{-1}(-N(\varepsilon)) \quad (22)$$

Assim, podemos definir o *spread* para o caso brasileiro da seguinte forma:

$$S=1-\frac{1-r^*}{1+r^s}=\frac{r^s-r^*}{1+r^s} \quad (23)$$

A equação pode ser reescrita para nos demonstrar a relação entre *spread*, probabilidade de *default* e taxa de câmbio:

$$S=p+\left(\frac{\varepsilon'}{\varepsilon}\frac{1}{1+r^s}\right)\theta^*p+\left(\frac{\frac{\varepsilon'}{\varepsilon}C^{-1}(-N(\varepsilon))}{1+r^s}\right) \quad (24)$$

Se os investidores são neutros ao risco, de forma que $\theta=0$, então $C=\infty$ e $S=P$. Se os investidores são avessos ao risco, surgem mais dois termos: primeiro, os investidores requerem um prêmio de risco para manter em carteira títulos brasileiros, denominados em dólar, o que nos é dado pelo segundo termo à direita; segundo, como a demanda por títulos brasileiros denominados em dólar é decrescente, a taxa de retorno desses títulos apresenta-se de tal forma que devem gerar um fluxo de capital que se iguale ao déficit da balança comercial. Isso nos é dado pelo terceiro termo à direita. Se o fluxo de capital é

bastante elástico, então mudanças na taxa de retorno geram pequenos fluxos de capital, e tal termo passa a ser igualmente pequeno.

Uma boa aproximação para a equação (24) pode ser dada por:

$$\log S = \log p + a\theta^* + u \quad (25)$$

onde a representa $(1/1+r^s)$ e u é igual ao último termo da equação (24).

Obviamente, θ^* , o coeficiente de aversão ao risco, não é uma variável observada, porém, usualmente, os economistas consideram o *Baa spread* como uma *proxy* adequada a ela. Tal *proxy* consiste, basicamente, na diferença entre o índice Baa gerado pela Moody's e o T-bond americano. O que realmente temos é uma variável que denota o ambiente de aversão ao risco por parte do mercado. Assumindo que o *Baa spread* seja linear em θ , temos que:

$$\log S = c + b \text{ Baa spread} + u \quad (26)$$

Assim, temos que a probabilidade de *default* é dada por $p = c + u$.

Para o *spread* S , será usada a média mensal dos fechamentos diários do índice EMBI+ para o Brasil, ou seja, a diferença entre a taxa de juros paga pelo C-bond e os T-bonds com maturidade correspondente. O *Baa spread* consiste na diferença entre o índice Baa e a taxa de retorno dos títulos americanos considerados "livres de risco" pelo mercado, com maturidade de 10 anos ambos, os quais são disponibilizados pelo FED. Todos os dados utilizados no modelo são de periodicidade mensal. Já temos, portanto, as ferramentas necessárias para estimar a nossa aversão ao risco, representada no Quadro 1. Para todas as regressões feitas, adotamos como base original os resultados estimados em Blanchard (2004) e, como base atualizada, os resultados estimados no nosso trabalho.

A linha 5 denota os resultados de um modelo MQO com valores para todo o período analisado, isto é, março de 2003 a dezembro de 2008. O modelo sugere que o *spread* dado pelo índice de risco EMBI+, que formalmente deve apresentar o risco de se investir nos títulos domésticos, se compararmos ao investimento em títulos da dívida americana, é, também, composto pela aversão ao risco por parte dos investidores. Tal aversão é dada por θ , representado aqui pelo *Baa spread*, cujo coeficiente de elasticidade é b . No nosso modelo estimado, temos que o coeficiente b é de 0,15, estatisticamente significativo, porém apresenta-se um problema de autocorrelação.

Na linha 6, apresenta-se um modelo autorregressivo de primeira ordem, com uma defasagem, para o mesmo período, com coeficiente 0,30, e estatisticamente significativo e sem autocorrelação. Nas linhas que se seguem, buscamos deixar de fora da estimação os períodos que apresentaram picos elevados de prêmio de risco. Basicamente, excluíram-se os primeiros meses posteriores à posse do Governo Lula e os meses do início da atual crise financeira (set.-dez./08). Na linha 7, foram retirados da amostra os meses em que o *Baa spread* apresentou picos maiores do que 3% ao mês (índice Baa descontados os rendimentos dos títulos americanos com maturidade de 10 anos). O coeficiente foi 0,17, porém não se apresentou estatisticamente significativo. Na última linha, retiramos os meses em que o *Baa spread* foi maior do que 2,5% e tivemos o coeficiente de 0,25, com significância estatística e sem autocorrelação.

É interessante notar a semelhança entre os resultados obtidos na dissertação e os resultados do modelo original de Blanchard (2004), especificados como base original. Tanto os resultados empíricos encontrados pelo autor quanto os estimados no presente trabalho sugerem que, em ambos os períodos, há uma forte relação entre o risco atribuído aos títulos públicos e o grau de aversão ao risco por parte dos investidores. Os resultados se assemelham, sobretudo para as regressões obtidas no modelo AR(1), para a amostra completa e para a subamostra com *Baa spread* < 3,0%. O coeficiente b utilizado pelo autor para construir adiante a série da probabilidade de *default* foi o obtido pela regressão utilizando-se a subamostra *Baa spread* < 3,0%, ou seja, $b = 0,16$.

A série utilizada na presente dissertação para a construção de p será a da linha 6, com coeficiente $b = 0,30$. Tal série foi escolhida por apresentar os resultados mais robustos, sem haver problema de autocorrelação serial. A série da linha 8 também apresenta resultados satisfatórios, porém menos robustos se comparados com os da linha 6 e com uma quantidade de observações na amostra bem menor.

Quadro 1

Estimação do coeficiente de aversão ao risco — fev./95-jan./04 e mar./03-dez./08

BASE ORIGINAL					
Modelos	Amostra	b(t-statistic)	DW	ρ	R^2
1) MQO	Fev./95- jan./04	0,37 (9,5)	0,34		0,46
2) AR1	Fev./95- jan./04	0,31 (3,6)		0,84	0,89
3) AR1	Baa spread < 3,0%	0,16 (1,7)		0,85	0,89
4) AR1	Baa spread < 2,5%	0,15 (0,9)		0,88	0,90
BASE ATUALIZADA					
Modelos	Amostra	b(t-statistic)	DW	BG	R^2
5) MQO	Mar./03-dez./08	0,15 (2,44) (1)	0,041		0,080
6) AR1	Mar./03-dez./08	0,30 (6,24) (1)		1,17	0,967
7) AR1	Baa spread < 3,0%	0,17 (1,50)		0,49	0,965
8) AR1	Baa spread < 2,5%	0,25 (1,98) (2)		1,85	0,960

(1) Significante a 1%. (2) Significante a 10%.

2.3 Estimação do fluxo de capital

Podemos estimar agora a relação de fluxo de capital como função de dois fatores: primeiro, de acordo com a teoria convencional, o fluxo de capital deve obedecer positivamente ao diferencial das taxas de juros internas e externas, tal como na teoria da paridade descoberta da taxa de juros; assim, a taxa de câmbio deve se apreciar com o aumento da taxa de juros; em segundo lugar, verificaremos como o fluxo de capital se comporta frente às mudanças no humor do mercado, utilizando, para isso, as variações na probabilidade de *default*. A taxa real de câmbio foi a variável escolhida para denotar o fluxo de capital. Uma boa aproximação para essa função do nosso modelo consiste em:

$$\log \varepsilon = a - b(r-r^*) + c(p\theta^*) + u \quad (27)$$

A taxa real de câmbio é função decrescente do diferencial das taxas reais de juros interna e externa e função crescente da percepção de risco por parte dos investidores internacionais (produto da probabilidade de *default* e aversão ao risco por parte do mercado).

Para a taxa real de câmbio, foi usada a série oficial disponibilizada pelo Banco Central. A taxa de juros interna real consiste na taxa Selic, fornecida também pelo Bacen, deflacionada pelo IPCA. Foi usada a média dos valores mensais da taxa de juros capitalizada anualmente. A taxa de juros externa é representada pela taxa de juros americana de curto prazo, o Federal Funds (FF), deflacionada pelo CPI americano (equivalente ao IPCA brasileiro), com

periodicidade semelhante à taxa brasileira. Ao contrário do modelo original de Blanchard, apenas utilizaremos variáveis reais.

A probabilidade de *default* foi construída através do coeficiente estimado na função anterior em que $b = 0,30$. Na linha 4, temos os resultados do modelo MQO, onde o coeficiente para o diferencial de juros foi 1,22. O coeficiente do prêmio de risco foi 20,57, ou seja, de grande influência sobre a taxa de câmbio real, porém a regressão apresenta problema de autocorrelação. Na linha 5, temos uma estimação pelo modelo AR, em que os coeficientes são, respectivamente, 0,12 e 16,65, o primeiro insignificante e o segundo significativo a 1%, porém também com autocorrelação. Em ambos os casos, tivemos uma relação contrária ao esperado entre taxa de câmbio e diferencial de juros, porém, por outro lado, uma forte relação empírica no que diz respeito ao risco explicando a taxa de câmbio.

Para eliminar possíveis vieses de simultaneidade, resolvemos defasar o diferencial de juros ($r-r^*$) e o coeficiente de aversão ao risco θ^* , ambos em quatro períodos. Estimando um modelo AR(1) para essa nova subamostra, temos, respectivamente, os coeficientes 1,57 e 16,20, ambos significativos e sem autocorrelação serial. Novamente, a taxa real de câmbio é fortemente influenciada pelo prêmio de risco, enquanto o diferencial de juros apresenta uma correlação fraca e contrária ao esperado.

Os resultados foram bastante semelhantes ao encontrado no trabalho original (Blanchard, 2004), porém, na análise do atual trabalho, o diferencial de juros apresentou o sinal contra intuitivo em todos os casos analisados (o que ocorre na grande maioria dos casos averi-

guados por Blanchard). Os coeficientes para diferencial de juros e aversão ao risco escolhidos foram os da linha 3, respectivamente 1,57 e 16,20, isso por ter sido o único caso sem simultaneidade e autocorrelação serial.

Notemos que os resultados originais obtidos por Blanchard (2004), mais uma vez, não diferem muito da nossa atualização, sendo que o autor escolheu como melhor resultado os coeficientes obtidos na linha 2 do Quadro 2, isto é, -0,21 para o diferencial da taxa de juros e 12,43 para o coeficiente de prêmio de risco.

Os resultados encontrados dão suporte à hipótese central do trabalho, a de que existe uma relação de dominância fiscal, sendo que a taxa de câmbio, no caso

analisado, é influenciada principalmente pela probabilidade de *default*. Assim, um aumento na taxa de juros sobre um ambiente de aversão ao risco pode levar a uma depreciação cambial, fazendo com que a política monetária tenha efeito contrário ao esperado.

Isso acontece devido ao fato de que o aumento na taxa de juros leva, conseqüentemente, a um aumento no tamanho total da dívida pública. Dessa forma, os investidores, avessos ao risco, interpretam tal resultado como um aumento na probabilidade de *default*, e, assim, ocorre fuga de capital e conseqüente desvalorização cambial, como citado anteriormente.

Quadro 2

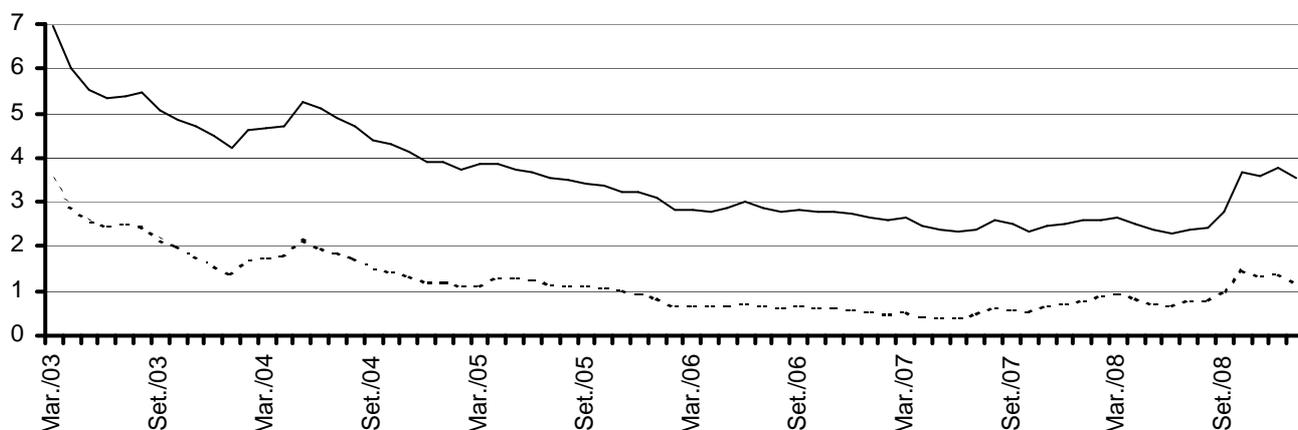
Estimação do fluxo de capital

BASE ORIGINAL					
Modelos	(i-i*)	pθ*	DW	ρ	R ²
1) MQO	0,73 (1,8)	15,35 (6,1)	0,05		0,43
2) AR1	-0,21 (-0,9)	12,43 (13,1)		0,99	0,98
3) AR1 IV	0,74 (1,3)	10,99 (1,3)		0,99	0,97
BASE ATUALIZADA					
Modelos	(r-r*)	pθ*	DW	BG	R ²
4) MQO	1,22 (2,14) (1)	20,57 (4,32) (2)	0,085		0,701
5) AR1	0,12 (0,72)	16,65 (6,75) (2)		15,59	0,984
6) AR1 IV	1,57 (2,97) (2)	16,20 (401) (2)		47,56	0,720

(1) Significante a 5%. (2) Significante a 1%.

Figura 1

Taxa de câmbio e do prêmio de risco — mar./03-dez/08



Legenda: — Taxa de câmbio
 - - - - PTHETA

FONTE: Ipeadata (2009).

2.4 Estimação do risco de *default*

A estimação do risco de *default* será dada pela probabilidade de *default*, como função da expectativa do nível da dívida pública para o período posterior, que, por sua vez, responde à taxa real de câmbio, à taxa real de juros e ao estoque inicial da dívida pública.

Para tal estimação, temos a seguinte relação:

$$p = \phi(ED') + u_p \quad (28)$$

onde p , representa a probabilidade de *default* e ED' , a dívida líquida esperada pelo mercado, dividida pelo PIB.

Usaremos aqui duas séries como *proxy* da dívida líquida do setor público: (a) a razão dívida líquida do setor público corrente pelo PIB (DLSP/PIB), obtida pelo Bacen, (b) também a razão DLSP/PIB esperada pelo mercado, fornecida pelo boletim Focus. Nesse caso, será considerado o valor esperado para o próximo mês, obtido na última semana do mês corrente.

Podemos reparar pela Figura 2 que a série DLSP/PIB esperada apresenta forte tendência de queda ao longo do período observado, com exceção dos últimos meses, onde a crise financeira se mostrou no seu auge. Tal fator poderia gerar a expectativa de que o problema de dominância fiscal no Brasil teria cessado devido ao fortalecimento dos fundamentos macroeconômicos durante o período posterior a 2003. Porém, como indica o modelo empírico, a dominância fiscal continua ocorrendo na economia brasileira.

Na linha 7, temos o resultado da relação entre dívida pública esperada pelo mercado e risco de *default*, apresentando-nos o coeficiente 0,129, estimado por MQO. Na linha 8, observamos a mesma relação, porém estimada por um modelo autorregressivo, obtendo o coeficiente 0,025. Ambos confirmam a hipótese de haver uma relação positiva entre risco e dívida pública. No primeiro caso, temos o problema da autocorrelação serial, problema ausente no segundo caso.

Nas linhas 9 e 10, temos, respectivamente, um coeficiente de 0,141 para o modelo MQO e de 0,019 para o modelo AR(1), estimados usando-se a dívida corrente.

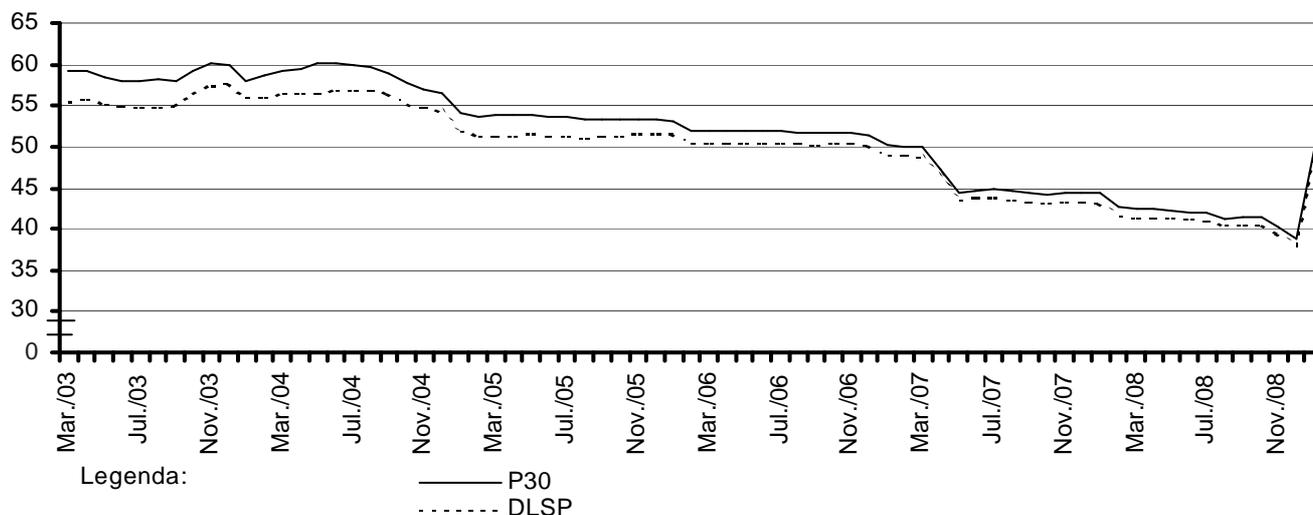
O coeficiente escolhido foi 0,025, que remete à linha 8, isto por ser o único que não apresentou problemas de correlação serial. Coeficiente este consideravelmente menor do que o escolhido por Blanchard, que foi de 0,23, o que dá menor espaço para a hipótese de dominância fiscal.

O Quadro 3 fornece-nos a influência da dívida líquida do setor público sobre a probabilidade de *default*.

Novamente, as correlações encontradas apontam o caminho que corrobora a hipótese de que a política monetária tem seus efeitos prejudicados pelas expectativas geradas pelos agentes em relação ao comportamento das variáveis fiscais brasileiras. Nesse caso, mostrando-nos uma relação positiva entre probabilidade de *default* e expectativa acerca do desempenho esperado da dívida pública, que, por sua vez, é afetada pela taxa de juros, pela taxa real de câmbio e pelo nível inicial da dívida pública.

Figura 2

Relação DLSP/PIB e probabilidade de *default* — mar./03-dez./08



FONTE: Ipeadata.

Quadro 3

Estimação do risco de *default*

BASE ORIGINAL					
Modelos	ED'	D'	DW	ρ	R ²
1) MQO	0,18 (3,7)		0,41		0,21
2) AR1	0,02 (0,2)				0,75
3) IV	0,23 (3,8)		0,41	0,86	0,18
4) MQO		0,15 (3,4)	0,23		0,15
5) AR1		0,42 (10,4)		0,99	0,89
6) IV		0,23 (3,4)	0,17		0,11
BASE ATUALIZADA					
Modelos	ED'	D'	DW	BG	R ²
7) MQO	0,129 (13,91) (1)		0,221		0,739
8) AR1	0,025 (3,00) (1)			13,142	0,953
9) MQO		0,141 (12,61) (1)	0,215		0,70
10) AR1		0,019 (1,65)		3,314	0,951

(1) Significante a 1%.

2.5 Avaliando os resultados: “putting things together”

O modelo utilizado trata de um caso específico de dominância fiscal: quando há uma depreciação causada por um aumento da taxa básica de juros, devido a uma maior percepção de risco de *default* por parte dos investidores estrangeiros frente às “fragilidades das variáveis fiscais”. Obviamente, estamos tratando do segundo canal de atuação da política monetária, ou seja, do canal indireto, via taxa de câmbio. O primeiro canal de atuação via estímulo à demanda não é considerado por tal modelo. É comum, na literatura, considerar-se que tal canal, via demanda, possui um efeito pouco significativo, no caso brasileiro, sobre o controle inflacionário (Fávero; Giavazzi, 2004).

Considerando os objetivos do modelo proposto por Blanchard, é importante que façamos, através dos resultados obtidos, uma análise das consequências de um aumento marginal na taxa de juros sobre a taxa de câmbio, para que tenhamos resultados concretos para nossa hipótese de dominância fiscal.

Como afirmou Blanchard (2004), tendo nossas duas relações estimadas, podemos determinar se um aumento na taxa de juros doméstica levará a uma apreciação cambial através do canal convencional da taxa de juros, ou se, por outro lado, levará a uma depreciação pelo canal alternativo, através da probabilidade de *default*.

Como não achamos em nenhum caso o sinal esperado pela teoria convencional para a relação entre

diferencial da taxa de juros e câmbio, já temos a resposta antes da verificação final. Ou seja, prevalecerá o segundo canal e, conseqüentemente, a hipótese de dominância fiscal será corroborada.

Utilizando-se os resultados estimados na linha 6 do Quadro 2 para a função de fluxo de capital, temos que:

$$\log e = a + 1,52(r-r^*) + 16,20(p^{?}) + u \quad (29)$$

Para a equação de risco de *default*, serão usados os resultados da linha 8 do Quadro 3, desta forma:

$$p = \text{constante} + 0,025 ED' \quad (30)$$

que poderá ser escrito, de acordo com o modelo teórico de dominância fiscal, como na forma abaixo.

$$p = (0,025 \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda \theta^* p}{1-p} \right) [\mu \varepsilon + (1-\mu)] D-X \quad (31)$$

Temos aqui dois efeitos do aumento da taxa de juros sobre a taxa de câmbio:

- o efeito direto de um aumento da taxa de juros sobre a taxa de câmbio, dado pelo coeficiente que acompanha $(r-r^*)$, é de uma depreciação de 15,2 pontos percentuais para cada 100 pontos aumentados da taxa Selic, considerando aqui o risco de *default* constante;
- pelo nosso canal indireto, pelo qual a taxa de juros pode levar a uma depreciação cambial, um aumento da taxa de juros leva a um aumento da dívida pública, que, por sua vez, aumenta a probabilidade de *default*. Para chegarmos ao valor

do qual o câmbio se deprecia com o aumento marginal da taxa de juros, usamos os valores médios para o período de março de 2003 a dezembro de 2008, ou seja; $D = 0,49$, $\mu = 0,0075$, $\varepsilon = 2,36$, $\frac{1}{6^{39}} = 0,23$ e, por último, $\lambda = 0,5$. Com isso, a cada 100 pontos-base de aumento da taxa de juros Selic, a taxa de câmbio se valorizará 23,87 pontos-base pelo canal indireto da aversão ao risco.

Sendo assim, o efeito líquido do aumento da taxa de juros em 1% consistirá na desvalorização cambial de 0,4%, um número bem abaixo do verificado por Blanchard, que, na ocasião, detectou um aumento de 2,58%.

Portanto, verificamos que há uma continuação do efeito da dominância fiscal, tal como especificado por Blanchard (2004), na atual conjuntura da economia brasileira. Porém o efeito no atual período é significativamente menor do que o apurado no período anterior, aproximadamente 16% do verificado entre 1999 e 2004 pelo autor. Provavelmente essa diferença se deve às políticas que agiram no sentido de buscar uma maior estabilidade fiscal, tais como: diminuição da relação DLSP/PIB, eliminação da dívida externa e, também, credibilidade do novo governo junto aos investidores externos, que, no período que antecedeu as eleições, temiam políticas de extrema esquerda que culminassem com a moratória da dívida pública.

Conclusão

Os resultados empíricos encontrados no presente trabalho sugerem uma relação positiva entre a dívida pública e o risco de *default* e deste último com a depreciação cambial. Uma vez que o aumento da taxa de juros nos leva a um aumento da dívida, temos, conseqüentemente, uma maior probabilidade de *default*, desencadeando uma fuga de capitais que leva à depreciação cambial. Tem-se aí a situação de dominância fiscal retratada por Blanchard (2004).

A situação de dominância fiscal continua existindo na economia brasileira, porém com um efeito muito menor do que o verificado por Blanchard. Muito provavelmente, a diminuição do seu efeito deve-se, como já foi dito, à melhoria de certas condições fiscais, tais como: diminuição da relação DLSP/PIB, eliminação da dívida externa e uma maior confiança dos credores internacionais em relação à capacidade e à disposição do governo brasileiro em arcar com os compromissos da dívida. Para sermos mais exatos, temos, para o período

analisado no atual trabalho (2003 a 2008), que, para cada 1 ponto percentual de aumento da taxa de juros, o câmbio se desvalorizará 0,4 pontos percentuais, efeito este que corresponde a apenas 16% do verificado por Blanchard, que, no caso, estimou uma desvalorização cambial de 2,58%.

Apesar de o trabalho sugerir a existência da dominância fiscal, nitidamente seus efeitos são bem menores do que os verificados pelo artigo de Blanchard (2004). Com isso, não podemos afirmar, com base nos resultados encontrados, que a dominância fiscal faz parte da estrutura da economia brasileira. Pelo contrário, o trabalho empírico parece sugerir que se trata de uma situação conjuntural, provavelmente gerada pela análise de risco que os investidores internacionais obtêm ao considerar a possibilidade de se investir em títulos públicos brasileiros.

Para se afirmar com mais segurança a respeito da influência da dominância fiscal na economia brasileira, serão necessários trabalhos posteriores, que verifiquem se a tendência de diminuição dos efeitos persistirá para os próximos períodos ou não.

Porém, ao que tudo indica, a questão da dominância fiscal ainda não é levada em conta pelos *policy makers* do governo brasileiro ao determinarem os rumos da política econômica. O que se observa, ao contrário, é uma política fiscal ainda incipiente no que tange à redução da dívida pública e à eliminação do déficit nominal, e, também, uma política monetária engessada pelo sistema de metas de inflação, onde claramente a taxa de juros se movimenta no mesmo sentido das expectativas inflacionárias. Se a hipótese de dominância fiscal estiver correta, como argumenta o presente trabalho, deveriam ser considerados seus efeitos quando se manuseiam as políticas econômicas. Tal consideração poderia não apenas tornar a política monetária mais eficiente, como daria condições para a aceleração do crescimento econômico, considerando a possibilidade de taxas de juros mais baixas e menor endividamento público.

Anexo

Resultados dos testes de raiz unitária ADF

Variáveis	ADF			
	Def.	Teste	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%
S(Embi) (1)	1	-3 639 058	-3 534 868	-2 906 923
Baaspread (1)	1	-4 402 893	-3 530 030	-2 904 848
(r-r*) (1)	1	-1 359 727	-3 536 587	-2 907 660
(pθ) (1)	1	-3 788 171	-3 542 097	-2 910 019
(ED) (2)	1	-5 368 397	-2 599 413	-1 945 669

NOTA: Para escolha da defasagem e do modelo foi utilizado o critério de informação de Schwarz.

(1) Com constante e sem tendência. (2) Sem constante e sem tendência

Referências

BACHA, E. L. O Plano Real uma avaliação. In: MERCADANTE, A. (Org.). **O Brasil pós-Real: a política econômica em debate**. Campinas, SP: IE/UNICAMP, 1998. p. 11-67.

BLANCHARD, O. **Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil**. Cambridge, MA: MIT Press, 2004. (Working Paper 10389).

COCHRANE, J. A frictionless view of U.S. inflation. In: **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge, MA: MIT Press, 1998. p. 323-384.

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

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt: lessons from Brazil**. Cambridge, MA: MIT Press, 2004. (Working Paper 10390).

MENDONÇA, H. F. Teoria Fiscal da determinação do nível de preços: uma resenha. **Revista Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 2, p. 307-332, jul./dez. 2003.

MODENESI, A. M. **Regimes monetários: teoria e a experiência do real**. Barueri: Editora Manoele, 2005.

PEREIRA, L. C. Bresser. Macroeconomia do Brasil Pós-1994. **Análise Econômica**, v. 21, n. 40, p. 7-38, set. 2003.

ROCHA, F. F.; PASCHOALOTTO, E. Teoria fiscal do nível de preços: um teste para a economia brasileira no período 1966/2000. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 3, 2004.

SAMUELS, D. A Economia Política da Reforma Macroeconômica no Brasil, 1995-2002. **DADOS — Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 4, p. 805-835, 2003.

SARGENT, T., WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**, Minneapolis: Federal Reserve Bank, p. 1-17, 1981.

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

WOODFORD, M. Fiscal requirements for price stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 3, p. 669-728, 2001.

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. **Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 345-380, 1994.

WOODFORD, M. Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. **Conference Series on Public Policy**, Carnegie-Rochester, v. 43, p. 1-46, 1995.

