

4

Interação entre Políticas Fiscal e Monetária

A interação entre as políticas fiscal e monetária é bem estudada em macroeconomia. O impacto da política fiscal sobre a capacidade de a política monetária controlar a taxa de inflação, principalmente através da expectativa de senhoriagem futura que uma política fiscal persistentemente deficitária gera, é um dos temas mais comuns. Esta é a abordagem de Sargent e Wallace (1981) e Drazen e Helpman (1990), por exemplo. Mais recentemente, outros mecanismos que levam ao mesmo fenômeno de “dominância fiscal” foram estudados, como o efeito da política fiscal sobre a probabilidade de *default* e desta sobre a depreciação cambial, impactando diretamente a inflação e as expectativas inflacionárias. Em comum, esses artigos supõem que o efeito da política monetária sobre a taxa de inflação depende da posição fiscal do governo. Giavazzi, Goldfajn e Herrera (2005) trazem uma discussão sobre o tema.

Neste capítulo investigamos um outro canal através de que a política fiscal poderia afetar a eficácia da política monetária em atingir seu objetivo de controlar a inflação. Esse canal operaria diretamente sobre o efeito da política monetária sobre o nível de atividade. À primeira vista, os argumentos de dominância fiscal parecem levar a esse resultado de menor sensibilidade do produto aos juros fixados pela política monetária, ao tornar a expectativa de inflação futura positivamente correlacionada com a taxa nominal de juros: com isso, aumentos da taxa nominal teriam um menor impacto sobre a taxa real e, conseqüentemente, sobre a demanda agregada. Esse seria um fenômeno diferente, no entanto, uma vez que apenas reduziria a variação da taxa real de juros, e não seu efeito sobre a demanda agregada.

Pode-se pensar em outros mecanismos que reduziriam o efeito da taxa real de juros sobre o produto através da política fiscal. Loyo (1999) apresenta um modelo em que o resultado da dominância fiscal se dá através do efeito dos pagamentos de juros da dívida do governo sobre a riqueza dos agentes. No modelo, o aumento percebido de riqueza nominal por parte dos agentes os levaria

a aumentar suas demandas individuais por bens e serviços, aos preços vigentes. No entanto, como os preços são flexíveis no modelo, o ajuste na prática se dá via preços, e não via quantidades: não chega a haver a expansão da demanda agregada que de outra forma haveria, e ele consegue explicar uma inflação alta e persistente através da alta taxa de juros. Nas palavras de Loyo, haveria “*too much nominal wealth chasing too few goods*”.

Utilizando a mesma lógica, é possível imaginar que, numa economia com rigidez nominal e predominância de papéis de duração zero (como as LFT), parte desse aumento percebido de riqueza nominal se reverta efetivamente em aumento de consumo. Nesse caso, um aumento da taxa de juros poderia ter um impacto positivo sobre a demanda agregada através do aumento da riqueza nominal dos agentes. Intuitivamente, esse impacto deve ser tão maior quanto maior o endividamento do governo, e tão menor quanto maior for o impacto negativo do aumento dos juros sobre os preços de outros ativos detidos pelos agentes. Empiricamente, buscamos neste capítulo identificar uma correlação negativa entre o endividamento governamental e a capacidade da política monetária de afetar o nível de atividade, conforme sugere essa discussão.

Na economia brasileira de hoje, os títulos indexados à taxa Selic são bons exemplos de papéis cujo valor real aumenta com o aumento da taxa real de juros. Caso os agentes não sejam perfeitamente ricardianos, uma parte desse aumento de riqueza levaria a aumento da demanda, e quanto maior, com relação ao PIB, fosse o estoque desses títulos, maior seria a magnitude desse efeito. O resultado líquido desse efeito riqueza dependeria, evidentemente, do efeito da taxa de juros sobre os outros ativos da economia, que poderia reduzir ou reverter o efeito do aumento da remuneração dos títulos.

Neste capítulo, estudamos se este efeito está presente nos dados brasileiros em uma magnitude relevante para decisões de política monetária. Testamos, especificamente, se o efeito da política monetária sobre o produto é afetado por flutuações de algumas variáveis fiscais.

4.1. Teste empírico

Baseamos o teste empírico em extensões da equação de demanda agregada estimada no capítulo 3 (incluindo a *proxy* para eficiência do mercado de crédito lá

apresentada como variável explicativa) que incorporam as hipóteses levantadas acima. Estimamos duas equações de demanda agregada. A primeira é a extensão simples da utilizada no capítulo anterior, enquanto a segunda incorpora as variáveis fiscais também como controles diretamente na equação. De forma análoga ao capítulo anterior, com estas equações procuramos medir o possível impacto das variáveis fiscais sobre o efeito da taxa real de juros sobre o produto. As equações 6 e 7, abaixo, trazem as duas formas funcionais utilizadas.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \alpha_3 h_{t-3} + [\alpha_4 + \beta \text{eficiencia}_t + \gamma \text{var_fiscal}_t](i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t \quad (6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \alpha_3 h_{t-3} + [\alpha_4 + \beta \text{eficiencia}_t + \gamma \text{var_fiscal}_t](i_t - E_t \pi_{t+1}) + \alpha_5 \text{var_fiscal}_t + u_t \quad (7)$$

Assim, além das componentes de inércia do hiato do produto, da taxa real de juros e da interação entre a taxa real de juros e a medida de eficiência do mercado de crédito, ambas as equações contam com a interação entre a variável fiscal e a taxa real de juros, e a segunda equação controla diretamente o efeito da variável fiscal sobre o nível de atividade. Utilizamos, como variáveis fiscais, variáveis de estoque e de fluxo: como variável de estoque, utilizamos a dívida líquida total do setor público consolidado, e, como variáveis de fluxo, os déficits primário e nominal do setor público consolidado, além das Despesas do Tesouro Nacional.

4.2.Séries de Dados

As séries foram obtidas no Banco Central do Brasil. A de Dívida Líquida do Setor Público é a série de dívida total (interna e externa) do setor público consolidado. As séries de déficits primário e nominal também se referem ao setor público consolidado, e são acumuladas em doze meses. Todas foram obtidas em frequência mensal, medidas em porcentagem do PIB, sendo transformadas para frequência trimestral pela média em três meses. Além destas, utilizamos também as três séries de variações percentuais reais das Despesas do Tesouro Nacional apresentadas no segundo capítulo (variações do trimestre sobre o mesmo trimestre do ano anterior, do trimestre sobre o trimestre imediatamente anterior e do

trimestre sobre o trimestre imediatamente anterior na série dessazonalizada), como medidas de fluxo.

Testes de estacionariedade de Phillips-Perron aplicados às três primeiras séries (dívida total, déficits primário e nominal do setor público consolidado) não rejeitaram a hipótese de presença de raiz unitária para nenhuma delas. Com isso, vamos trabalhar, nas regressões, com suas primeiras diferenças. As séries de variações percentuais das Despesas do Tesouro Nacional são estacionárias na amostra.

4.3. Resultados das Estimações

A tabela 10, abaixo, traz o resultado das estimações da equação 6. Para apresentar seis estimações na tabela, o formato desta é diferente do utilizado até este ponto: a primeira coluna traz as variáveis explicativas, e cada uma das outras colunas traz o resultado de uma estimação, a única diferença entre elas sendo a variável fiscal utilizada. Em negrito, o coeficiente estimado para cada variável explicativa e, sob este número, o desvio-padrão a ele associado, com o número de asteriscos ao lado do desvio-padrão indicando o nível de significância do coeficiente, segundo a legenda sob a tabela. Na primeira linha de cada coluna está a variável fiscal utilizada como variável explicativa em cada estimação: na ordem em que aparecem, utilizamos a variação na dívida líquida, a variação no déficit primário, a variação no déficit nominal, e as três séries de variações percentuais das Despesas do Tesouro Nacional: a variação do trimestre sobre o mesmo trimestre do ano anterior, do trimestre sobre o trimestre imediatamente anterior e do trimestre sobre o trimestre imediatamente anterior na série dessazonalizada. Sob os coeficientes estimados, o R^2 da regressão e a estatística de Durbin-Watson.

O resultado das estimações é similar ao obtido na curva estimada no capítulo 3, indicando ausência de efeito perceptível das variáveis fiscais em cada uma das seis regressões, com a interação entre estas variáveis e a taxa real de juros não sendo estatisticamente significativa em nenhuma das regressões. As magnitudes dos coeficientes estimados para as outras variáveis também não são muito diferente das estimadas no capítulo 3. Dessa forma, a equação 6 não traz evidência de influência das variáveis fiscais sobre a potência da política monetária.

TABELA 10: Estimação da Equação 6

Variável dependente: hiato_t

Método de estimação: mínimos quadrados ordinários

Amostra: 1996:1 - 2006:1 (41 observações)

variável fiscal	d(DLSP)	d(primário)	d(nominal)	Δ% yoy desp.	Δ% mom desp.	Δ% mom s.a. desp
intercepto	1.6112 (0.7736)**	1.5323 (0.6479)**	1.8675 (0.6895)**	1.5483 (0.6231)**	1.5301 (0.6375)**	1.5519 (0.6313)**
hiato _{t-1}	0.4743 (0.1520)***	0.4679 (0.1528)***	0.4560 (0.1493)***	0.4246 (0.1549)***	0.4782 (0.1520)***	0.4733 (0.1504)***
hiato _{t-2}	-0.3588 (0.1594)**	-0.3584 (0.1594)**	-0.3689 (0.1572)**	-0.3757 (0.1577)**	-0.3553 (0.1595)**	-0.3569 (0.1590)**
hiato _{t-3}	0.3128 (0.1507)**	0.3076 (0.1537)*	0.2961 (0.1492)*	0.3077 (0.1483)**	0.3081 (0.1512)**	0.3084 (0.1505)**
juros reais _t	-0.9202 (0.4021)**	-0.8695 (0.3610)**	-1.0377 (0.3568)***	-0.9964 (0.3432)***	-0.8715 (0.3407)**	-0.8929 (0.3335)**
eficiência _t * juros reais _t	0.0077 (0.0039)*	0.0073 (0.0040)*	0.0084 (0.0037)**	0.0084 (0.0037)**	0.0074 (0.0037)*	0.0077 (0.0037)**
variável fiscal _t * juros reais _t	0.0034 (0.0272)	0.0175 (0.1044)	0.0380 (0.0359)	0.0059 (0.0055)	-0.0013 (0.0043)	-0.0018 (0.0038)
R ²	0.3999	0.4001	0.4182	0.4187	0.4013	0.4034
Durbin-Watson	2.0446	2.0339	2.0543	2.1757	2.0112	2.0372

* significativa a 10% ; ** significativa a 5% ; *** significativa a 1%

A tabela 11, abaixo, traz os resultados das estimações da equação 7, realizadas apenas para as cinco variáveis de fluxo. A tabela é apresentada no mesmo formato da tabela 10. Da mesma forma que na estimação da equação 6, também não encontramos evidência de efeito estatisticamente significativo das variáveis fiscais sobre o nível de atividade, mesmo após incluir essas variáveis diretamente como controles nas equações.

TABELA 11: Estimação da Equação 7

Variável dependente: hiato_t

Método de estimação: mínimos quadrados ordinários

Amostra: 1996:1 - 2006:1 (41 observações)

variável fiscal	d(primário)	d(nominal)	Δ% yoy desp.	Δ% mom desp.	Δ% mom s.a. desp
intercepto	1.6397 (0.6777)**	2.0456 (0.7226)***	1.6539 (0.9086)*	2.0641 (0.7010)***	1.4868 (0.6508)**
hiato _{t-1}	0.4865 (0.1573)***	0.4865 (0.1540)***	0.4197 (0.1600)**	0.3944 (0.1568)**	0.4696 (0.1522)***
hiato _{t-2}	-0.3570 (0.1609)**	-0.3553 (0.1586)**	-0.3743 (0.1602)**	-0.2811 (0.1620)*	-0.3611 (0.1609)**
hiato _{t-3}	0.2856 (0.1594)*	0.3072 (0.1503)**	0.3075 (0.1505)**	0.2821 (0.1484)*	0.3243 (0.1553)**
juros reais _t	-0.9093 (0.3703)**	-1.1266 (0.3729)***	-1.0407 (0.4430)**	-1.0930 (0.3584)***	-0.8808 (0.3379)**
eficiência _t * juros reais _t	0.0075 (0.0041)*	0.0087 (0.0038)**	0.0086 (0.0039)**	0.0085 (0.0037)**	0.0078 (0.0037)**
variável fiscal _t	0.7953 (1.3188)	-0.3007 (0.3506)	-0.0070 (0.0429)	-0.0722 (0.0436)	0.0203 (0.0399)
variável fiscal _t * juros reais _t	-0.1483 (0.2944)	0.1099 (0.0913)	0.0085 (0.0168)	0.0203 (0.0137)	-0.0066 (0.0102)
R ²	0.4064	0.4306	0.4192	0.4459	0.4079
Durbin-Watson	2.0137	2.1210	2.1865	2.1133	2.0464

* significativa a 10% ; ** significativa a 5% ; *** significativa a 1%

4.4. Interpretação

Pelos resultados encontrados, não há evidência de que as variáveis fiscais estudadas afetem de forma importante o efeito da política monetária sobre o nível

de atividade da economia, conforme a discussão do princípio do capítulo sugeria. Isso não significa, no entanto, que se possa negligenciar as variáveis fiscais na condução da política monetária. Como destacado no primeiro capítulo desta dissertação, o foco deste trabalho é o funcionamento de um canal de transmissão em particular da política monetária, que opera através da relação entre política monetária e nível de atividade, e deste para os preços. Embora não tenhamos encontrado evidência de impacto das variáveis fiscais sobre o efeito da taxa real de juros sobre o produto, essas variáveis podem afetar a capacidade de o Banco Central controlar a inflação através dos outros mecanismos de transmissão, como a formação das expectativas de inflação, como explora, por exemplo, toda a literatura de dominância fiscal citada no início do capítulo.

4.5. Teste de Robustez

Ao contrário dos capítulos anteriores, não apresentamos o resultado da inferência por *bootstrap* para as equações estimadas neste capítulo, por não julgarmos necessário, uma vez que os coeficientes de interesse estimados não foram estatisticamente significantes por larga margem, segundo a inferência habitual, em todas as 11 regressões apresentadas.

4.5.1. Possível Efeito da Ordem dos Testes

Na ordem de apresentação dos capítulos desta dissertação, realizamos o teste do efeito do canal do crédito sobre a potência da política monetária antes do teste do efeito das variáveis fiscais, e utilizamos a equação estimada no capítulo 3 como base para os testes deste capítulo. Isto levanta a possibilidade de que o resultado, caso a ordem dos testes fosse outra, pudesse ser diferente. Isto não ocorreria, no entanto, como mostram as tabelas 12 e 13, abaixo. Elas são similares a, respectivamente, as tabelas 10 e 11 já apresentadas, mas trazem o resultado das estimações das equações sem a inclusão da interação entre a taxa real de juros e variável de eficiência da atividade creditícia.

TABELA 12: Estimação da Equação 6 sem a Variável do Mercado de Crédito

Variável dependente: $hiato_t$

Método de estimação: mínimos quadrados ordinários

Amostra: 1996:1 - 2006:2 (42 observações)

variável fiscal	d(DLSP)	d(primário)	d(nominal)	$\Delta\%$ yoy desp.	$\Delta\%$ mom desp.	$\Delta\%$ mom s.a. desp
intercepto	0.7943 (0.6802)	0.9436 (0.5767)	1.0936 (0.6285)*	0.9123 (0.5853)	0.9303 (0.5824)	0.9443 (0.5839)
$hiato_{t-1}$	0.5371 (0.1545)***	0.5147 (0.1552)***	0.5464 (0.1515)***	0.5294 (0.1558)***	0.5590 (0.1521)***	0.5524 (0.1520)***
$hiato_{t-2}$	-0.3861 (0.1651)**	-0.3837 (0.1636)**	-0.3971 (0.1652)**	-0.4008 (0.1659)**	-0.3823 (0.1652)**	-0.3888 (0.1653)**
$hiato_{t-3}$	0.3344 (0.1562)**	0.3054 (0.1584)*	0.3285 (0.1565)**	0.3352 (0.1559)**	0.3271 (0.1568)**	0.3342 (0.1567)**
juros reais _t	-0.2379 (0.2150)	-0.2886 (0.1675)*	-0.3442 (0.1859)*	-0.3184 (0.1719)*	-0.2827 (0.1707)	-0.2911 (0.1710)*
variável fiscal _t * juros reais _t	-0.0123 (0.0271)	0.0913 (0.0990)	0.0215 (0.0370)	0.0033 (0.0057)	-0.0024 (0.0044)	-0.0011 (0.0040)
R ²	0.3327	0.3444	0.3351	0.3350	0.3347	0.3303
Durbin-Watson	1.9933	1.9728	1.9722	2.0321	1.9498	1.9815

* significante a 10% ; ** significante a 5% ; *** significante a 1%

Como se vê, o coeficiente estimado para a interação entre os juros reais e as variáveis fiscais permanece não sendo significante em nenhuma das seis regressões. Além disso, o coeficiente da taxa real de juros também perdeu significância fortemente nas estimações, embora sua magnitude seja similar à estimada no capítulo 2.

Resultados similares são obtidos para a estimação da equação 7 sem a interação entre a taxa real de juros e a medida de eficiência estrutural do mercado de crédito bancário.

TABELA 13: Estimação da Equação 7 sem a Variável do Mercado de Crédito

Variável dependente: $hiato_t$

Método de estimação: mínimos quadrados ordinários

Amostra: 1996:1 - 2006:2 (42 observações)

variável fiscal	d(primário)	d(nominal)	$\Delta\%$ yoy desp.	$\Delta\%$ mom desp.	$\Delta\%$ mom s.a. desp
intercepto	0.9992 (0.6013)	1.1983 (0.6594)*	0.6715 (0.8294)	1.2699 (0.6436)*	0.8843 (0.6084)
$hiato_{t-1}$	0.5281 (0.1609)***	0.5709 (0.1586)***	0.5368 (0.1586)***	0.5043 (0.1578)***	0.5499 (0.1539)***
$hiato_{t-2}$	-0.3834 (0.1656)**	-0.3883 (0.1674)**	-0.4030 (0.1679)**	-0.3290 (0.1700)*	-0.3926 (0.1675)**
$hiato_{t-3}$	0.2909 (0.1647)*	0.3375 (0.1587)**	0.3342 (0.1578)**	0.3094 (0.1565)*	0.3478 (0.1619)**
juros reais _t	-0.3000 (0.1721)*	-0.3875 (0.2019)*	-0.2390 (0.2588)	-0.3861 (0.1900)**	-0.2761 (0.1768)
variável fiscal _t	0.5214 (1.3545)	-0.2151 (0.3695)	0.0181 (0.0435)	-0.0548 (0.0454)	0.0172 (0.0417)
variável fiscal _t * juros reais _t	-0.0156 (0.2950)	0.0724 (0.0952)	-0.0032 (0.0167)	0.0139 (0.0142)	-0.0051 (0.0106)
R ²	0.3472	0.3415	0.3383	0.3613	0.3335
Durbin-Watson	1.9567	1.9998	2.0313	1.9824	1.9828

* significante a 10% ; ** significante a 5% ; *** significante a 1%

Desta forma, caso a ordem dos testes fosse diferente, inicialmente testaríamos, e rejeitaríamos, a idéia de que as variáveis fiscais influenciam a potência da política monetária. Após isso, testaríamos a hipótese do capítulo 3 diretamente sobre a equação estimada no capítulo 2, com a mesma especificação

efetivamente utilizada. Assim, a ordem de apresentação dos resultados não os afeta.