

2

Estimação de uma Curva de Demanda Agregada para o Brasil

Neste capítulo, identificamos e estimamos uma equação de demanda agregada com dados brasileiros. Nos próximos capítulos, utilizamos esta relação como base para estudar flutuações da potência da política monetária.

Utilizamos, como ponto de partida, a curva IS Novo-Keynesiana básica, dada na equação 1:

$$h_t = -\phi[i_t - E_t\pi_{t+1}] + E_t h_{t+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Esta equação explica o hiato do produto¹, h_t , como função da taxa real de juros e da expectativa de hiato do produto em $t+1$. A expectativa do hiato reflete o desejo dos agentes de suavizar o consumo ao longo do tempo, e a taxa real de juros, o efeito substituição advindo do preço relativo que ela implica entre consumo presente e consumo futuro. A curva pode ser derivada a partir de microfundamentos, sendo obtida a partir da linearização da equação de Euler (uma condição de primeira ordem) do problema de maximização de utilidade de um agente representativo; neste caso, o coeficiente da taxa de juros será dado pelo inverso do módulo da elasticidade da utilidade marginal do consumo no estado estacionário. A curva microfundamentada está imune à crítica de Lucas, uma vez que seus parâmetros são função de parâmetros comportamentais dos agentes. Nosso interesse neste trabalho é sobre o coeficiente ϕ , que mede o efeito da taxa real de juros sobre o produto agregado.

A aplicação mais comum da curva IS é dentro de pequenos modelos estruturais, às vezes compostos apenas pela curva IS e por uma curva de Phillips

¹ Nesta literatura, o hiato do produto tem uma definição precisa: “é o desvio do produto em relação ao equilíbrio vigente na ausência de rigidez nominal” (Galí 2002, pág. 4), embora ele seja usualmente, como neste trabalho, aproximado pela diferença do produto observado em relação a uma tendência.

(Clarida, Galí e Gertler, 1999; Woodford, 2003), utilizados para realizar previsões ou para avaliar o efeito de políticas monetárias alternativas (Taylor, 1999; Bonomo e Brito, 2001). Para a economia brasileira, ela foi estimada, com variações, isoladamente (Guardado, 2004) e dentro do contexto do modelo novo-keynesiano completo (Bonomo e Brito, 2001). O primeiro trabalho não encontrou efeito da taxa de juros sobre o nível de atividade, um resultado atribuído à pequena amostra disponível. Ao considerar a flutuação da taxa de juros em relação a uma tendência linear, no entanto, Guardado (2004) encontrou efeito sobre o produto, com o sinal esperado. Bonomo e Brito (2001) encontram efeito estatisticamente significativo da taxa real de juros sobre o produto, com sinal negativo e magnitudes iguais a 0,2 e 0,28 nas duas especificações estimadas de sua curva IS.

Neste capítulo, nos baseamos na especificação simples da equação 1, mas permitimos que a forma final da equação seja flexível, para acomodar particularidades do período e da dinâmica da série do produto brasileiro. Especificamente, estimamos uma curva IS *backward-looking* ao invés da especificação *forward-looking* sugerida pela teoria básica. Nosso resultado concorda com o de Guardado (2004) ao encontrar maior evidência de uma especificação *backward-looking* para a demanda agregada no Brasil, embora este resultado não seja unânime na literatura empírica brasileira (por exemplo, Bonomo e Brito 2001, já citados, discordam).

2.1. Séries de Dados

Utilizamos, nas regressões apresentadas neste capítulo, dados para produto, taxa de juros, expectativas de inflação e salários reais. Todas as estimações são em frequência trimestral, e a amostra cobre do primeiro trimestre de 1996 ao segundo trimestre de 2006.

O hiato do produto é calculado como a diferença entre os logaritmos do PIB dessazonalizado e do PIB potencial. A série é baseada na série encadeada sem ajuste sazonal, apurada e divulgada pelo IBGE nas Contas Nacionais Trimestrais – Referência 2000, após a revisão publicada em março de 2007. Essa série foi dessazonalizada por uma regressão em um intercepto e 3 variáveis *dummy* trimestrais, com a amostra da regressão de dessazonalização cobrindo do primeiro

trimestre de 1994 ao terceiro trimestre de 2006. À nova série com ajuste sazonal foi aplicado o filtro Hodrick-Prescott, na mesma amostra, para suavizá-la e gerar uma *proxy* para o produto potencial. A série de hiato do produto utilizada nas regressões é calculada com base nessas duas séries.

A série de taxa nominal de juros é a taxa Selic acumulada durante o trimestre.

Utilizamos, nas regressões, uma série de expectativas de inflação. O Banco Central publica séries de expectativas, para diversos índices e prazos, coletadas entre instituições do mercado financeiro. Essas expectativas talvez possam ser vistas como as correspondentes às expectativas relevantes para a curva IS, mas infelizmente a amostra disponível começa apenas em 2001. Para contornar este problema e trabalhar com um período maior, utilizamos como *proxy* para as reais expectativas de inflação uma série gerada econometricamente para toda a amostra. Isso foi feito ajustando um processo auto-regressivo sobre a série trimestral de inflação (IPCA). Na amostra comum, a correlação entre as séries de expectativas do BC e a *proxy* gerada foi de 0,825.

Utilizou-se, ainda, duas séries de salário real coletadas pelo IBGE na Pesquisa Mensal de Emprego, sob o nome de salário real médio efetivamente recebido no trabalho principal pelas pessoas ocupadas. Como houve mudança da metodologia da Pesquisa em 2002, que tornou incompatíveis as séries antes e após essa data, foi necessário combinar ambas as séries em uma que cobrisse toda a amostra: as duas séries mensais (da nova pesquisa e da antiga) foram dessazonalizadas através de uma regressão em um intercepto e onze variáveis *dummy*, e gerou-se uma nova série mensal com as mesmas variações mensais das séries dessazonalizadas. Utilizou-se as variações mensais da pesquisa antiga até fevereiro de 2002, e as variações da série nova a partir de março de 2002 (o primeiro mês em que isso era possível). Essa série mensal foi transformada em uma série trimestral pela média em cada trimestre. A série utilizada nas regressões é a variação percentual trimestral do salário real médio.

Além destas séries, utilizamos outras como variáveis explicativas em estimações da curva de demanda agregada que não são apresentadas neste trabalho, como a depreciação cambial, a demanda externa e os gastos do governo. Calculamos a depreciação cambial como a diferença percentual entre as taxas de câmbio nominal médias (dólar comercial Ptax apurado diariamente pelo Banco

Central) em semestres consecutivos. Como *proxy* para a demanda externa, utilizamos o hiato do PIB dos Estados Unidos, também calculado através do filtro Hodrick-Prescott, a partir da série de PIB trimestral em bilhões de dólares de 2000, com ajuste sazonal, divulgada pelo *Bureau of Economic Analysis*. Finalmente, utilizamos medidas de gastos do governo, especialmente as Despesas do Tesouro Nacional, publicadas pelo Banco Central do Brasil com frequência mensal, e trimestralizadas pela soma ao longo dos três meses, após deflacionada pelo IPCA. Com isso, obtivemos uma medida de gastos do governo a preços constantes, que permanecia não estacionária na amostra, sendo então obtidas três medidas alternativas de variação percentual da série: a variação do gasto em um trimestre sobre o mesmo trimestre do ano anterior; sobre o trimestre imediatamente anterior, e sobre o trimestre imediatamente anterior na série trimestral dessazonalizada. Como todas estas variáveis não se mostraram significantes nas regressões em que participaram como controles, estas não são apresentadas nesta dissertação.

2.2. Estimação do Modelo

Inicialmente, analisamos as propriedades univariadas da série de hiato do produto. O teste de estacionariedade de Phillips-Perron rejeita a hipótese de presença de raiz unitária ao nível de significância de 1%. A análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial sugere que três defasagens do hiato do produto influenciam seu valor atual. Essas defasagens entram, assim, em todas as estimações desta dissertação.

Para não impor, *a priori*, hipóteses sobre a dinâmica *forward*- ou *backward-looking* da demanda agregada, inicialmente estimamos uma especificação irrestrita (isto é, com ambas as componentes) da equação de demanda:

$$h_t = \alpha_0 + \beta_1 E_t h_{t+1} + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \alpha_3 h_{t-3} + \alpha_4 [i_t - E_t \pi_{t+1}] + u_t \quad (2)$$

Na equação (2), aparecem duas expectativas: a expectativa de inflação um trimestre à frente e a expectativa de hiato (a própria variável endógena), também um trimestre à frente. Lidamos de forma diferenciada com cada uma delas. No lugar das expectativas de inflação utilizamos nossa série gerada, bastante

correlacionada com a série divulgada pelo Banco Central. Repetir essa abordagem não seria, no entanto, adequado para a expectativa de hiato: se o modelo (especialmente sua estrutura de defasagens) estiver correto, o valor contemporâneo do hiato é um dos determinantes dessa expectativa. Isso geraria problemas de endogeneidade que tornaria as estimações inválidas: se a estrutura de defasagens denota certa inércia, um alto crescimento hoje (isto é, um alto valor de u_t) aumentaria a expectativa de crescimento em $t+1$. Econometricamente, o estimador perderia consistência.

Ao invés dessa abordagem, optou-se pela estimação da equação por variáveis instrumentais. O coeficiente da expectativa de hiato na equação passa a medir, com isso, o efeito sobre o produto da variação no hiato futuro que pode ser explicada pelas outras variáveis explicativas do modelo e pelo instrumento utilizado – as variáveis exógenas em t . Em outras palavras, estamos captando o efeito da parcela da variação esperada do hiato do produto em $t+1$ que não depende de sua variação em t .

Utilizamos, como instrumento, a variação percentual da renda real média em t . Exige-se duas características de um instrumento (Wooldridge, 2002): que não seja correlacionado com o distúrbio estocástico (isto é, que não tenha os mesmos problemas de endogeneidade da variável que se deseja instrumentalizar) e que tenha poder explicativo sobre a variável instrumentalizada mesmo após as outras variáveis explicativas do modelo. Pode-se argumentar a validade da primeira característica para o instrumento escolhido, pois a principal origem de variabilidade da renda real entre trimestres é a taxa de inflação, e flutuações do nível de atividade provavelmente não impactam a inflação do mesmo trimestre. A segunda característica é empiricamente testável, e a tabela 1 traz o resultado desse teste. O coeficiente do salário real nesta regressão é altamente significativo, e tem elevado poder explicativo: a mesma regressão realizada sem o salário real tem um R^2 de apenas 0,1370.

TABELA 1: Teste do Instrumento para a Expectativa de Hiato

Variável dependente: hiato t_{+1}

Método: mínimos quadrados ordinários

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

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	P-valor
intercepto	1.3357	0.5852	2.2823	0.0285
hiato $_{t-1}$	-0.2155	0.1545	-1.3955	0.1714
hiato $_{t-2}$	0.2156	0.1679	1.2841	0.2073
hiato $_{t-3}$	0.1767	0.1570	1.1252	0.2679
juros reais t	-0.3824	0.1695	-2.2561	0.0302
salário real t	0.2673	0.0844	3.1671	0.0031
R^2			0.3251	
Durbin-Watson			2.7987	

Dessa forma, estimamos o modelo irrestrito, com componentes *forward-* e *backward-looking*, pelo método de mínimos quadrados em dois estágios, utilizando o salário real em t como instrumento para a expectativa de hiato. A tabela 2, abaixo, traz o resultado dessa estimação.

TABELA 2: Estimação do Modelo Irrestrito

Variável dependente: hiato t

Método: mínimos quadrados em dois estágios

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

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	P-valor
intercepto	0.4739	0.6300	0.7522	0.4568
E_t hiato $_{t+1}$	0.3817	0.2814	1.3566	0.1834
hiato $_{t-1}$	0.6023	0.1411	4.2704	0.0001
hiato $_{t-2}$	-0.4400	0.1524	-2.8868	0.0065
hiato $_{t-3}$	0.2728	0.1476	1.8486	0.0727
juros reais t	-0.1533	0.1851	-0.8283	0.4130
R^2			0.4646	
Durbin-Watson			2.7987	

O coeficiente da expectativa de hiato não é estatisticamente significativa, e o p-valor da hipótese de que ele é igual a 1, como prevê a teoria que dá origem à equação (1), é apenas 0,0280, pelo teste de χ^2 . O coeficiente da taxa real de juros tem o sinal esperado, mas também não é estatisticamente significativa. Isso pode ser causado pela perda de eficiência associada à técnica de estimação utilizada.

Não encontrando, portanto, evidência de que a demanda agregada brasileira é *forward-looking*, estimamos a equação (3), a equação de demanda agregada puramente *backward-looking*:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \alpha_3 h_{t-3} + \alpha_4 [i_t - E_t \pi_{t+1}] + u_t \quad (3)$$

Como não há problemas de endogeneidade nesta equação, podemos estimar a equação pelo método de mínimos quadrados ordinários. A tabela 3 traz o resultado dessa estimação. Com relação à equação (2), os valores estimados dos coeficientes não mudaram muito (menos de um desvio-padrão estimado), mas tornaram-se significantes, ao nível de 5%, os coeficientes associados à taxa real de juros e à terceira defasagem do hiato do produto². O teste de correlação serial dos resíduos não rejeita a hipótese de ausência de correlação serial.

TABELA 3: Estimação do Modelo *Backward-looking*

Variável dependente: hiato t

Método: mínimos quadrados ordinários

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

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	P-valor
intercepto	0.9541	0.4806	1.9852	0.0546
hiato _{t-1}	0.5506	0.1442	3.8178	0.0005
hiato _{t-2}	-0.3893	0.1616	-2.4093	0.0211
hiato _{t-3}	0.3365	0.1263	2.6633	0.0114
juros reais t	-0.2984	0.1390	-2.1468	0.0384
R²			0.3289	
Durbin-Watson			1.9870	
Teste de correlação serial dos resíduos				
Teste Breusch-Godfrey com duas defasagens				
Hipótese nula: não há correlação serial				
Obs * R²	0.4845			0.7849

A inércia estimada implica que, após um choque sobre o hiato, após quatro trimestres 94% dele já se dissipou; após oito trimestres, 98%; após doze, 99,75%. Comparando o resultado encontrado com outros trabalhos empíricos para a economia brasileira, encontramos que a magnitude estimada do coeficiente da taxa real de juros é praticamente idêntica à estimada por Bonomo & Brito (2001) em sua especificação *backward-looking*, com uma amostra que cobria de 1994 a 2001: -0,28. Já o efeito da taxa real de juros sobre o nível de atividade é marcadamente diferente em outros trabalhos. Kanczuk (2003) apresenta uma estimação da curva IS, com dados trimestrais entre o primeiro trimestre de 1980 e o primeiro trimestre de 2000, à exceção do ano de 1991, em que o coeficiente estimado da taxa real de juros é de apenas -0,12. Freitas e Muinhos (2001), com

² Como mostra o final do capítulo, a inferência por *bootstrap* qualifica o resultado para o coeficiente da taxa real de juros, que torna-se significante apenas ao nível de 10%, e não mais ao nível de 5%, como na inferência pelos intervalos de confiança habituais. O coeficiente da terceira defasagem do hiato, no entanto, permanece significante ao nível de 5%.

uma amostra indo do segundo trimestre de 1992 ao primeiro trimestre de 1999, estimam o coeficiente da taxa real de juros na curva IS em -0,39.

A equação estimada explica as flutuações do hiato do produto apenas em função de sua própria dinâmica e da taxa real de juros. A maior diferença com relação à teoria é, no entanto, não termos encontrado evidência de comportamento *forward-looking* na demanda agregada brasileira, após controlarmos pela inércia da série.

Nos próximos capítulos, utilizamos esta equação estimada como base para testar hipóteses sobre flutuações da potência da política monetária.

2.3. Teste de Robustez

2.3.1. Inferência por *Bootstrap*

Devido ao tamanho reduzido da amostra, a inferência realizada com base nos intervalos de confiança usuais fica sob suspeita. Realizamos, então, inferência por *bootstrap* para os coeficientes estimados da equação (3), seguindo o procedimento descrito em Johnston e Dinardo (1996). Para isso, realizamos 10.000 estimações através da reamostragem dos resíduos. A tabela 4, abaixo, traz os coeficientes apresentados na tabela 3, os intervalos de 95% construídos pelo *bootstrap*, a média e a mediana dos intervalos. Os intervalos de confiança foram construídos para representarem o menor intervalo que contivesse 95% das observações. A tabela 5 traz cálculos análogos para o intervalo de confiança de 90%. A interpretação para as tabelas é que, caso o zero pertença ao intervalo associado a um determinado nível de significância, o coeficiente não é estatisticamente significativo àquele nível.

TABELA 4: Intervalos de Confiança de 95% Calculados por *Bootstrap*

variável	coeficiente	limite inferior	média	mediana	limite superior
intercepto	0.9541	-0.1546	0.9511	0.9538	2.0747
hiato _{t-1}	0.5506	0.2568	0.5501	0.5508	0.8381
hiato _{t-2}	-0.3893	-0.7002	-0.3897	-0.3913	-0.0721
hiato _{t-3}	0.3365	0.0344	0.3369	0.3369	0.6355
juros reais _t	-0.2984	-0.6220	-0.2985	-0.2989	0.0266

TABELA 5: Intervalos de Confiança de 90% Calculados por *Bootstrap*

variável	coeficiente	limite inferior	média	mediana	limite superior
intercepto	0.9541	0.0602	0.9679	0.9658	1.9384
hiato _{t-1}	0.5506	0.3221	0.5566	0.5552	0.8133
hiato _{t-2}	-0.3893	-0.6653	-0.3951	-0.3945	-0.1337
hiato _{t-3}	0.3365	0.0923	0.3409	0.3396	0.5979
juros reais _t	-0.2984	-0.5613	-0.2961	-0.2975	-0.0238

O resultado da inferência tradicional, apresentado no texto, é marginalmente afetado pela inferência por *bootstrap*. Especificamente, o coeficiente da taxa real de juros, que no texto é apresentado como significativo a 5%, mostra-se significativo apenas a 10% por esse teste. O intercepto vertical permanece significativo a 10% neste teste.