

# **Estimando a Demanda Agregada no Brasil: o papel dos fatores externos**

Fernando Siqueira dos Santos  
*Escola de Economia de São Paulo (EESP) / FGV*

Márcio Holland  
*Professor da FGV-EESP e Pesquisador CNPq*

## **Resumo**

Este trabalho estima diferentes especificações para uma curva IS para a economia brasileira. A principal diferença com relação às estimações tradicionais é a inclusão de variáveis externas que captam fatores globais, como o PIB mundial, a taxa de câmbio real e os termos de troca. Entre as conclusões mais marcantes tem-se os seguintes: i) o impacto estimado do crescimento econômico global foi maior sobre a economia brasileira do que quando estimados para outras economias, como relata a literatura econômica; ii) as mudanças na taxa real de câmbio não apresentam um papel significativo na demanda agregada doméstica e isso pode-se justificar, em grande parte, por erros de especificações em modelos amplamente usados; e iii) contudo, os termos de troca mostram-se estatisticamente significantes para as diversas equações de curva IS aqui estimadas.

Palavras-chave: curva IS, demanda agregada, taxa de câmbio real, termos de troca.

Classificação JEL: E23, E37, C22.

## **Abstract**

In this paper we estimate different specifications of a IS curve for the Brazilian economy. The main difference in the specification we present is the inclusion of external variables like the global aggregate demand, real exchange rate and the terms of trade. The main results that arise from these estimations are: i) the estimated impact of global aggregate demand on the Brazilian economy is larger than results reported for other countries; ii) the real exchange rate wasn't significant for the aggregate demand behavior, a result we judge arise from misspecification from widely used models; iii) the estimated effect of terms of trade on aggregate demand was positive and significant.

Key-word: IS curve, aggregate demand, real exchange rate, terms of trade.

JEL Classification: E23, E37, C22.

**Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças**

## 1 Introdução

Nos últimos anos vivenciamos um enorme avanço na teoria sobre política monetária, incluindo, por exemplo, os estudos envolvendo regras operacionais e comportamento discricionário, a influência das expectativas na dinâmica da economia e nas decisões dos bancos centrais, a importância de uma boa comunicação entre o Banco Central e os agentes econômicos, etc. Apesar do enorme avanço da teoria econômica, a estrutura básica de análise da política monetária consiste em equações relativamente simples, que em conjunto são normalmente chamadas de modelo keynesiano simples. Estas equações envolvem uma curva de oferta agregada, mais conhecida como curva de Phillips, uma curva de demanda agregada, também chamada de curva IS, e a equação para o comportamento da autoridade monetária, a chamada função de reação do Banco Central. Walsh (2003) e principalmente Woodford (2003), por exemplo, utilizam esta estrutura básica de três equações para estudar diversos aspectos da condução da política monetária. No Brasil, esta estrutura simples foi utilizada por Muinhos (2004), Bonomo e Brito (2002), Freitas e Muinhos (2002), entre outros.

Como nota Goodhart e Hofmann (2005), a curva de Phillips foi objeto de estudos extensivos nos últimos anos, ao passo que a curva IS tem recebido bem menos atenção. Esta observação pode ser também estendida para a pesquisa econômica empírica no Brasil, incluindo ainda os estudos sobre a regra de Taylor. Trabalhos teóricos e empíricos envolvendo a curva de Phillips e a função de reação do Banco Central têm sido publicados freqüentemente nos últimos anos, ao passo que estudos empíricos sobre a curva IS são escassos. Carneiro e Wu (2003) e Bonomo e Brito (2002) são dois exemplos de estudos sobre a curva IS no Brasil mas que, como veremos adiante, apresentam uma versão da curva IS um pouco diferente da que será estimada neste trabalho.

A curva IS relaciona o hiato do produto com a taxa real de juros e desta forma representa o mecanismo básico de transmissão da política monetária para a inflação. Logo, se estamos interessados em saber como a política monetária, através das alterações da taxa básica de juros, altera a trajetória da inflação no futuro, uma importante pergunta que devemos tentar responder é como a taxa de juros afeta o hiato do produto.

Apesar de bastante difundida nos livros-textos de economia, a relação negativa entre taxa de juros e hiato do produto nem sempre foi confirmada empiricamente, fato normalmente chamado de *IS puzzle* (Goodhart e Hofmann, 2005). Uma possível explicação para este resultado é a omissão de variáveis significantes na estimação. Além disso, a ausência de comprovação empírica da curva IS parece ser mais uma exceção do que uma regra, como mostram as estimações de Goodhart e Hofmann (2005), em suas estimações da curva de IS para os países do G7, estes autores encontram coeficientes significantes para a taxa real de juros em seis das sete estimações. No único caso onde a taxa real não foi significativa (Reino Unido), a taxa nominal foi estatisticamente significativa. Os poucos estudos realizados para o Brasil também encontraram coeficientes significantes para taxa real de juros, colocando o Brasil entre os casos onde o *puzzle* parece não existir.

Além da taxa de juros, outras variáveis também afetam a demanda agregada doméstica e este será o foco deste trabalho. Goodhart e Hofmann (2005) ao estimar uma curva IS para os EUA encontram um coeficiente significativo para a variação do preço dos imóveis. A explicação dos autores é que a valorização dos imóveis estaria estimulando o consumo via efeito riqueza. Para os outros países do G7, os autores incluem o crescimento econômico dos EUA como *proxy* do crescimento do resto do mundo. Esta variável foi significativa em duas das seis estimações. Cabe ainda notar que Stone, Wheatley e Wilkinson (2005) utilizam esta mesma

*proxy* para estimar uma curva IS para a Austrália e também chegam a resultados significativos, assim como Carneiro e Wu (2003) para o Brasil. É importante lembrar que a apesar da inclusão da variável “demanda agregada do resto do mundo” parecer uma hipótese *ad hoc*, está em linha com a teoria macroeconômica. Afinal, uma expansão do resto do mundo tende a deslocar a curva demanda agregada domestica para cima e para direita.

Como mencionado anteriormente, Goodhart e Hofmann (2005) incluem o preço dos imóveis como variável explicativa da demanda agregada. Como não existe uma variável similar para o Brasil, não podemos testar a hipótese de que os preços dos imóveis sejam significantes ou não. Contudo, é possível perceber um aspecto importante da estimação da curva IS: as variáveis significantes para a determinação da demanda agregada pode variar entre países, devido à diferença nas estruturas econômicas, principalmente no que diz respeito à composição da renda e riqueza. Nesta mesma linha, Stone et al. (2005) incluem os termos de troca como variável explicativa na estimação da curva IS para a Austrália. Isto reflete a importância das exportações no PIB australiano e o fato dos termos de troca neste país ser bastante volátil em função da importância das commodities nas exportações australianas. Não por acaso, discussões sobre os termos de troca são bastante comuns no Chile, outro país onde as exportações de commodities representam uma parte importante da renda.

Estes aspectos da curva IS foram apenas superficialmente abordados no Brasil. Neste trabalho buscamos analisar primeiramente quais são as possíveis formas de se calcular o hiato do produto e a taxa de real de juros. A seguir, outras variáveis teoricamente importantes na determinação da curva IS são discutidas, como a demanda agregada do resto do mundo, a taxa real de cambio e os termos de troca.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: na seção dois analisamos os aspectos teóricos e práticos na estimação da curva IS; na seção três apresentamos as variáveis que serão utilizadas nas estimções; na seção quatro apresentamos os resultados das estimções; e na seção final apresentamos nossas conclusões e direções para futuras pesquisas que visem aprofundar o conhecimento sobre a determinação da demanda agregada no Brasil. Entre as principais conclusões tem-se que o PIB global é uma variável significativa na determinação da demanda agregada no Brasil. Os termos de troca também parecem impactar significativamente o nível de demanda agregada. Por outro lado, a taxa de cambio real não foi significativa nas estimções. Uma possível explicação é a elevada volatilidade da taxa de câmbio real no período analisado e a falta de uma medida consistente de taxa de cambio real de equilíbrio.

## **2 Uma modelo simplificado da curva IS**

De forma bastante direta, podemos dizer que a curva IS representa uma relação funcional entre o produto e a taxa real de juros, onde a demanda agregada é igual à oferta da economia (Blinder, 1997, Romer, 2001). Seguindo a linha keynesiana, a curva IS é negativamente relacionada com a taxa de juros. Variações na taxa real de juros afetam a demanda agregada por seus efeitos sobre os gastos de consumo e investimentos planejados. No curto prazo a oferta depende da disponibilidade de recursos (capital e trabalho) e de seus níveis de utilização e também da tecnologia disponível. No longo prazo, a oferta da economia depende da taxa de crescimento dos fatores de produção e do avanço tecnológico. Portanto, no curto prazo, eventuais desvios da demanda agregada em relação ao potencial de oferta da economia podem ser corridos via alterações na taxa de juros. Enquanto que no longo prazo o produto é determinado pela oferta (recursos de produção e tecnologia). Isto é normalmente resumido

graficamente por uma curva de oferta positivamente inclinada no curto prazo e vertical no longo prazo.

Considerando estas hipóteses, Wicksell definiu a taxa real de juros de equilíbrio, ou taxa neutra de juros, como aquela que faz com que a demanda agregada seja igual à oferta agregada. Taxas reais de juros menores que a taxa neutra aumentariam a demanda agregada acima da oferta e taxas reais maiores do que a de equilíbrio fariam com que a demanda crescesse abaixo do potencial de oferta da economia (Woodford, 2003).

Em sua forma mais simples, a curva IS é descrita pela seguinte equação<sup>1</sup>:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t \quad (1)$$

onde  $y_t$  é o hiato de produto (diferença entre o produto efetivo e o potencial),  $i_t$  é a taxa nominal de juros e  $E_t \pi_{t+1}$  é a expectativa de inflação. Este tipo de formalização é válido apenas em economias que não possuem bens de capital ou bens duráveis, nem governo e nem setor externo. Neste caso, o produto é igual ao consumo e reflete a trajetória ótima de consumo. Neste caso o parâmetro  $\sigma$  reflete a elasticidade intertemporal do consumo (Fuhrer e Rudebusch, 2004).

Há várias razões para que o hiato do produto corrente esteja também relacionado com o hiato passado. Entre as razões mais comuns estão, de um lado, a existência de bens de consumo duráveis, cujo consumo ocorre em mais de um período e, de outro lado, hábitos de consumo que levam a utilidade do consumo estar relacionada com o consumo passado, e mesmo o tempo que se leva para formar as expectativas. Sob a hipótese de expectativas adaptativas ou mesmo aprendizado (*learning*), haveria inércia na evolução do hiato do produto. Isto faz com o hiato do produto seja função do hiato passado e não apenas da esperança para o hiato do produto futuro (Fuhrer e Rudebusch, 2004).

A equação (1) implica ainda que o hiato do produto depende da taxa de juros real corrente. Contudo, vários fatores fazem com que o ajuste do hiato ao produto à taxa de juros leve algum tempo. Em outras palavras, poder haver defasagens importantes entre a alteração da taxa de juros e o ajuste no hiato do produto e há várias razões para que isto ocorra. Friedman (1960) foi o primeiro a chamar a atenção para este fato, mostrando que os picos na variação da oferta de moeda precediam os picos dos ciclos econômicos em aproximadamente 16 meses<sup>2</sup>.

Uma das razões para que haja defasagem entre a atuação da política monetária e os efeitos sobre a atividade econômica é a existência de diversas taxas de juros na economia, incluindo a chamada taxa básica de juros, controlada pela autoridade monetária. Taylor (1995) considera

---

<sup>1</sup> Esta formulação simples foi inicialmente apresentada por Calvo (1983) e em geral serve de base para o desenvolvimento da curva IS com mais detalhes, como feito, por exemplo, por Woodford (2003) e Fuhrer e Rudebusch (2004). Fuhrer e Rudebusch (2004) e Goodhart e Hofmann (2005) fornecem discussões detalhadas sobre a formulação e estimação da curva IS. Com exceção das discussões sobre a utilização da função de produção na determinação do hiato do produto, esta seção se beneficia em grande parte destes dois textos.

<sup>2</sup> Originalmente, em Friedman (1960), a variável normalmente utilizada pela autoridade monetária era a oferta de moeda, por isto a análise está baseada nas variações do estoque de moeda como indicador da condução da política monetária. Como nota Batini e Nelson (2001), Friedman (1960) apresenta uma evidência empírica, mas não um modelo teórico que a explicasse.

que os efeitos da política monetária dependem do efeito da taxa básica de juros sobre as taxas longas de juros praticadas no mercado financeiro. Neste caso, poderíamos ter alguma defasagem nos efeitos da política monetária se as alterações na taxa básica não causam uma alteração imediata nas taxas longas. Além disso, as taxas praticadas pelos bancos e outros agentes do mercado financeiro para operações de crédito podem não se ajustar imediatamente às alterações nas taxas de juros. Isto poderia ocorrer, por exemplo, devido à existência de operações de crédito pré-aprovadas (*loan commitment*), que fariam com que impactos de alterações na taxa básica de juros não fossem percebidos imediatamente por parte dos agentes econômicos, como consumidores e empresários, por exemplo. Outra possível fonte de defasagem é a resposta lenta dos investimentos às alterações nos juros. Em muitos casos, os investimentos podem ser feitos em etapas e tomada a decisão de iniciar o investimento, os custos de se postergar o restante do investimento pode ser alto. Outra possível fonte de defasagem nos efeitos da política monetária, ou variação dos juros, sobre o hiato é o ajuste lento do preço dos ativos financeiros, entre eles a taxa de câmbio.

Note que a existência de defasagens entre a alteração da taxa de juros e seus efeitos sobre o hiato não implica necessariamente que os efeitos sejam inexistentes no curtíssimo prazo, apenas indicam que leva tempo para que o efeito alcance sua plenitude. Como será discutido em mais detalhes na próxima seção deste capítulo, estimativas da função de resposta a impulso do hiato à alteração dos juros indicam que os efeitos começam pequenos e não-significativos nos primeiros meses e vão aumentando até se tornarem significativos após alguns meses.

Para uma economia aberta, a equação (1) precisa ainda ser ajustada para levar em conta alterações na taxa de câmbio real. Um dos componentes da demanda agregada em economias abertas é a exportação líquida do país, normalmente representada por  $NX$  (*net exports*). Como nota Svensson (2000), a taxa de câmbio real reflete o preço relativo dos bens produzidos domesticamente em relação aos bens importados e conseqüentemente altera a demanda por bens domésticos, assim como os externos, tanto por parte dos agentes econômicos domésticos quanto dos residentes no exterior, logo afetando as exportações líquidas e conseqüentemente a

demanda agregada. A taxa real de câmbio é definida como  $q_t = \frac{e_t P_t^*}{P_t}$

onde  $e_t$  é a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$),  $P_t^*$  é o nível de preços externos e  $P_t$  é o nível de preços doméstico. Quanto maior  $q_t$  maior o preço dos bens importados relativos aos bens domésticos, favorecendo as exportações em relação às importações. Logo, a demanda por produtos domésticos varia inversamente a  $q_t$ .

### 3 A curva IS em uma perspectiva prática

Há várias formas de representar o hiato do produto, sendo a mais normalmente utilizada o filtro de Hodrick-Prescott (HP)<sup>3</sup>. O filtro HP faz parte de uma linha de trabalho que calcula o produto potencial da economia utilizando métodos puramente matemáticos ou estatísticos. Outra linha de trabalho calcula o produto potencial da economia a partir de uma função de produção, incluindo a quantidade de capital e trabalho e a tecnologia (produtividade) da economia.

---

<sup>3</sup> O nome se deve ao fato deste método ter sido pioneiramente utilizado em economia por Hodrick e Prescott (1981).

O hiato do produto pode ser genericamente como:

$$y_t = \ln(Y_t) - \ln(Y_t^P) \quad (2)$$

onde  $Y_t$  é o produto efetivo da economia,  $Y_t^P$  é o produto potencial e  $\ln( )$  representa o logaritmo natural.

Hodrick e Prescott (1981) argumentam que as variáveis econômicas em geral apresentam dois componentes, um de curto prazo, chamado de “cíclico” e que se move rapidamente, e outro de longo prazo, chamado de “componente de crescimento”, e que se move lentamente. Esta abordagem pode ser utilizada para o nosso estudo das variações do produto em torno de seu potencial, quando o componente de longo prazo reflete a evolução do produto potencial da economia, enquanto o componente de curto prazo representa os desvios do produto em relação ao potencial.

Na metodologia de Hodrik e Prescott (1981), o produto potencial calculado a partir dos métodos matemáticos ou estatísticos utiliza o produto efetivo para determinar qual seria o potencial. A idéia é que o produto efetivo normalmente flutua ao redor do potencial.

A segunda medida é obtida a partir de uma função de produção, onde o produto depende das quantidades de capital e trabalho e da produtividade destes fatores, também chamado de tecnologia. Assumindo uma função de produção do tipo Cobb-Douglas:

$$Y_t = A(K_t N_t)^\alpha [L_t (1 - U_t)]^{1-\alpha} \quad (3)$$

onde  $0 < \alpha < 1$ , o termo  $A$  representa a produtividade total dos fatores,  $K$  o estoque de capital,  $N$  o nível de utilização do capital,  $L$  é a quantidade de trabalho, e  $U$  é a taxa de desemprego. Por simplicidade, vamos supor que a produtividade é constante e, portanto, não explica as variações do produto,  $Y$ .

O desvio do produto em relação ao seu nível potencial depende dos níveis de utilização do capital e do trabalho. Ou seja, o produto potencial é dado por:

$$Y_t^P = A(K_t N_t^P)^\alpha [L_t (1 - U_t^P)]^{1-\alpha} \quad (4)$$

onde  $N^P$  reflete o potencial de utilização da capacidade instalada e  $U^P$  reflete o nível de emprego potencial, ou seja, considera uma taxa de desemprego que não causa inflação, amplamente conhecida como NAIRU – *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*. Nossa medida simplificada de produto potencial será dada por:

$$y_t = \alpha [\ln(N_t) - \ln(N^P)] + (1 - \alpha) [\ln(1 - U_t) - \ln(1 - U^P)] \quad (5)$$

O  $N^P$  e  $U^P$  foram obtidos a partir do filtro de Hodrik-Prescott. O termo  $\alpha$  reflete a participação do capital e trabalho no produto. O valor de  $\alpha$  foi calculado a partir das contas nacionais divulgadas pelo IBGE. Como os detalhes destas contas são divulgados com defasagem de cerca de dois anos, para o período 2005 a 2006 foi utilizado o mesmo valor de 2004.

A utilização do trabalho e conseqüentemente do desemprego na função de produção faz com que esta medida de hiato de produto tenha uma relação direta com a curva de Phillips quando

utilizada como variável na equação de determinação da inflação. Particularmente em países desenvolvidos, o trabalho é o fator de produção mais escasso, explicando melhor a evolução do hiato do produto. Já em países em desenvolvimento, o capital possui um papel tão ou mais importante que o trabalho.

Como nota Corrado e Matthey (1997), a utilização da capacidade instalada é uma variável importante na determinação do nível de atividade econômica, principalmente das flutuações da atividade. Em geral, a demanda por serviços é relativamente estável, enquanto a demanda por bens finais é mais volátil. Ou seja, a demanda por bens finais responde por uma parte grande dos ciclos econômicos.

Tendo discutido a mensuração do hiato do produto,  $y$ , resta ainda discutir o lado direito da equação (1). Em sua formulação mais simples, a curva IS relaciona os movimentos do hiato de produto,  $y_t$ , com a taxa real de juros,  $i_{t-m} - \pi_{t-m}$ . Apesar de parecer simples, esta formulação embute diversos detalhes, sendo os principais qual a taxa de juros e a taxa de inflação utilizar e com qual defasagem.

Fuhrer e Rudebusch (2004) notam que, resolvendo a equação (1) para frente, chegaríamos a  $y_t$  como função das infinitas taxas de juros reais esperadas para o futuro. A prática mais comum na literatura neste caso é utilizar a curva de juros futura como uma medida de juros esperada assim como utilizar a expectativa de inflação futura para criar uma taxa de juros real *ex-ante*. Neste trabalho vamos utilizar duas medidas de taxa real de juros: i) a taxa *ex-ante*, construída a partir da curva de juros, ou seja, taxa média esperada para o futuro, e da expectativa de inflação para os próximos doze meses, e ii) a taxa de juros *ex-post*, construída a partir da taxa Selic e da inflação acumulada nos últimos doze meses.

Outro detalhe da estimação é defasagem com a qual a política monetária afeta o produto. Em geral se utiliza apenas um período de defasagem. Contudo, esta prática não está baseada em nenhum modelo teórico. Modelos empíricos como vetores autoregressivos (VAR), em geral mostram que o resultado da política monetária sobre o produto atinge seu pico ao redor de seis meses após um choque na política monetária (em geral, medido por variações não-antecipadas na taxa básica de juros). Este resultado foi obtido por Christiano *et al.* (1999) para os EUA e por Minella (2003) para o Brasil. Bernanke *et al.* (1999) considera como “conhecimento comum” uma defasagem de dois anos entre a alteração da taxa de juros e seus efeitos totais sobre a inflação.

Como mencionado anteriormente, para uma economia aberta devemos considerar ainda os efeitos da taxa de câmbio real sobre a economia. A apreciação cambial tende a tornar os produtos domésticos mais caros que os importados, *ceteris paribus*. O contrário ocorre no caso de uma depreciação cambial. Contudo, a taxa de câmbio real é normalmente calculada a partir dos índices de preços ao consumidor e/ou produtor dos países, que incluem tanto produtos comercializáveis quanto não comercializáveis. Além disso, em muitos países a cesta de produtos importados e exportados é bastante concentrada em alguns poucos itens. Logo, se a taxa de câmbio real de um país aprecia, mas os preços dos produtos exportados por este país aumentam no mercado internacional, o efeito sobre as exportações e sobre o PIB do país pode ainda ser positivo. O resultado final depende do tamanho da variação cambial associada à alteração nos termos de troca. Como nota Broda (2002), em regimes de câmbio fixo a absorção dos efeitos alterações nos termos de troca é realizada principalmente pelo produto. Já nos países sob o regime de câmbio flutuante, o efeito de variações nos termos de troca é absorvido em parte pela própria taxa de câmbio, sendo o efeito sobre o PIB significativamente

menor que nos casos de câmbio fixo. Dada esta propriedade dos regimes de cambio fixo, i.e., a de absorver os choques dos termos de troca, a maioria das estimações da curva IS desconsidera os efeitos dos termos de troca sobre a demanda agregada. Contudo, quando a variação dos termos de troca não é completamente absorvida pela taxa de câmbio real, alterações nos termos de troca podem ter impactos significativos sobre demanda agregada. Esta é a hipótese que vamos fazer neste trabalho. Vamos assumir que a variação dos termos de troca possui impacto significativo sobre a demanda agregada. Uma explicação para isto é que, na prática, poucos regimes cambiais são considerados plenamente flutuantes, o que poderia evitar, ao menos temporariamente, que variações nos termos de troca fossem associados de forma rápida e completa à alterações na taxa real de câmbio.

Outra forma de entender o efeito dos termos de troca sobre a demanda agregada é via o chamado efeito Harberger-Laursen-Metzler (HLM): uma queda nos termos de troca representa uma queda no poder de compra das exportações, reduzindo as exportações líquidas e a poupança devido à propensão marginal a consumir ser menor que um (Mendoza, 1995).

Nossa medida de taxa de cambio real foi fornecida pelo Banco Central do Brasil. O nível de preços externos,  $P_t^*$ , é uma média ponderada de uma cesta de 20 países, onde as ponderações são definidas a partir do peso destes países na balança comercial brasileira. Já a medida de termos de troca foi obtida pelas series de índices de preços de importação e exportação da Funcex.

Por fim, como o Brasil representa uma fração pequena da economia mundial, não podemos dizer que o Brasil tenha causado as flutuações no PIB mundial. Um país pode se beneficiar do crescimento econômico mundial através das exportações e do comercio exterior de uma forma geral (exportações e importações). Além disso, os ciclos de crescimento econômico mundial são normalmente acompanhados de maior liquidez financeira e, portanto maiores facilidades de acesso ao credito, maiores investimentos diretos estrangeiros, entre outros fatores que podem fazer com que o crescimento econômico dos países seja coordenado.

#### 4 Dados utilizados

O hiato do produto foi calculado utilizando dois métodos: i) filtro de Hodrick-Prescott (filtro HP) e ii) função de produção. Para obter o hiato pelo método do filtro HP calculados a diferença entre o logaritmo do PIB trimestral dessazonalizado informado pelo IBGE e a série filtrada. Para o calculo do hiato pela função de produção foi utilizada a taxa de desemprego informada pelo Seade e a NUCI (Nível de Utilização da Capacidade Instalada) divulgada pela FGV (sondagem trimestral)<sup>4</sup>. Daqui por diante chamaremos o hiato calculado pelo filtro HP de *pibhp* e o hiato calculado pela função de produção de *pibfp*.

A taxa de juros real *ex-post* foi calculada como a diferença entre a taxa Selic e a inflação acumulada nos últimos 12 meses medida pelo IPCA. Daqui por diante chamaremos esta variável de *selicr*. A taxa de juros real *ex-ante* foi calculada utilizando-se a taxa do Swap de 180 dias e a inflação (IPCA) esperada para os próximos 12 meses informada pela pesquisa Focus do Banco Central. A razão da utilização da taxa de 180 dias é que ela reflete de modo próximo a expectativa para a taxa Selic nos próximos meses. Para prazos mais longos, as

---

<sup>4</sup> A serie mais normalmente utilizada é a divulgada pela CNI. Contudo, esta serie sofreu alterações em 2007 e está disponível apenas a partir de 2003. A serie informada pela FGV começa em 1995, sem ter sofrido alterações significativas.



taxas de juros costumam incluir um prêmio de risco além de elevado e volátil, gerando ruídos na estimação dos efeitos dos movimentos de juros realizados ou esperados da autoridade monetária sobre o hiato. Cabe observar que a taxa do Swap de 180 dias é a utilizada pelo Banco Central do Brasil em suas estimações. Esta variável será chamada de *jrswap* daqui por diante. As taxas do Swap de 180 dias são informadas pela BMF e podem ser consultadas na base de dados do Banco Central do Brasil.

A respeito da utilização da taxa de 180 dias como *proxy* da taxa de juros de longo de longo prazo é importante destacar que esta taxa pode não ser mais a melhor *proxy* para estimações futuras. Em primeiro lugar, o chamado “prêmio pela maturidade” implícitos nas taxas tem apresentado trajetória de queda ao longo dos últimos anos, o que implica que taxas mais longas, como a de 360 dias, estão sendo mais influenciadas pela taxa básica de juros esperada do que pelos prêmios por maturidade<sup>5</sup>. Além disso, o prazo médio das operações de crédito tem aumentado no Brasil nos últimos anos, encontrando-se atualmente próximos a 360 dias, ante 270 dias em 2001 (primeira observação desta variável na base de dados do Banco Central). Como uma parte importante do impacto das alterações na taxa Selic sobre a economia ocorre via alterações nas taxas de mercado para operações de crédito, o prazo médio das operações é uma boa *proxy* para qual a taxa mais adequada de longo prazo se deve utilizar nas estimações da curva IS.

Para captar os efeitos externos sobre a demanda agregada no Brasil serão utilizadas três variáveis: a taxa de câmbio real, os termos de troca e uma medida de demanda agregada global. A taxa de câmbio real foi calculada a partir da taxa de câmbio nominal e das taxas de inflação dos maiores parceiros comerciais do Brasil. Esta taxa foi informada pelo Banco Central do Brasil. Os termos de troca foram calculados a partir dos índices de preços de importação e exportação ex-combustíveis<sup>6</sup> do Brasil informado pela Funcex. O índice de termos de troca é igual ao índice de preços de exportação dividido pelo índice de preços de importação, assim definido:  $TOT = \frac{P_{export}}{P_{import}}$ . Nossa variável de interesse nas estimações é a variação dos termos de troca, que chamaremos de  $\Delta tot$ .

O hiato do produto do resto do mundo será representado pelo hiato dos países da OECD, também medido pelo filtro de Hodrik-Prescott. A razão da utilização desta variável é que ela está disponível em base trimestral, além de envolver uma quantidade grande de países. Outros estudos, como Carneiro e Wu (2005), Stone *et al.* (2005) e Muinhos et al (2002) utilizam o PIB dos EUA como *proxy* para o PIB do resto do mundo devido ao tamanho da economia americana, sua correlação com o PIB mundial e à qualidade dos dados. De um lado, consideramos que o PIB dos países da OECD seja uma variável mais bem correlacionada com o PIB mundial e, de outro lado, a qualidade dos dados permite que sejam feitas as contas

---

<sup>5</sup> Para maiores detalhes a respeito do prêmio pela maturidade veja o *box* “Conteúdo Informativo dos Spreads de Taxa de Juros” no Relatório de Inflação de set/06.

<sup>6</sup> A razão para excluir os combustíveis se deve ao fato dos aumentos nos próximos não se refletirem diretamente sobre a demanda agregada em face do controle de preços pela Petrobras. Aumentos nos preços de importação de combustíveis são apenas gradualmente repassados para os preços. Além disso, o balanço de importações e exportações de combustíveis é próximo de zero no Brasil e os movimentos de preços muito similares nos dois grupos (importação e exportação), fazendo com que os movimentos nos termos de troca incluindo combustíveis seja muito próximo do movimento dos termos de troca ex-combustíveis, com uma diferença: os movimentos dos termos de troca incluindo combustíveis são menos amplos, o que tenderia a prejudicar as estimações ao levar a desvios-padrões maiores nas estimativas dos coeficientes.

necessárias nas estimações. Outra variável possível seria os dados de PIB mundial do FMI, que engloba um número ainda maior de países. Contudo, estes dados são disponibilizados com defasagens longas e em muitos casos não é possível obter o nível do PIB nem variações trimestrais, apenas variações anuais.

Destaca-se, por fim, que o período utilizado na estimação foi de 1999:3 a 2008:1, compreendendo, portanto, todo o período de adoção do regime de metas de inflação no Brasil.

## 5 Evidências econométricas

A curva IS a ser estimada é basicamente a seguinte:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 r_{t-m} + \beta_4 q_{t-n} + \beta_5 y_t^* + v_t \quad (6)$$

onde  $y$  é o hiato do produto,  $r_t$  é a taxa de juros real e  $q_t$  é a taxa de câmbio real. Estas duas últimas variáveis afetam o produto com defasagens, representadas por  $n, m > 0$ . Esta equação é muito parecida com a estimada por Svensson (2000) e Leitmo e Soderstrom (2003), Goodhart e Hofmann (2006), entre outros. O resultado das estimações está apresentado na tabela 1.

A taxa de juros é significativa em quase todas as estimações e a defasagem estimada foi de dois trimestres. Este resultado não significa que os juros afetem o hiato apenas no segundo trimestre após a alteração dos juros, mas que o impacto é maior neste trimestre. Minella (2003) chega a resultados similares utilizando um modelo VAR: as funções de resposta a impulso mostram que o pico da resposta do hiato à inovações na taxa de juros ocorre no segundo trimestre. O resultado é similar também ao encontrado por Christiano *et al.* (1999) para os EUA também utilizando as funções de resposta a impulso. Este resultado é similar também ao estimado por Andrade e Divino (2001). Alguns trabalhos que reportam defasagens menores, ao redor de apenas um trimestre, são Bonomo e Brito (2002) para o Brasil e Rudebusch e Svensson (1999) e Goodhart e Hofmann (2005) para os EUA.

Os coeficientes da taxa real de juros na curva IS estimada neste trabalho é menor que os coeficientes encontrados por outros autores utilizando medidas diferentes das variáveis e períodos também diferentes. Bonomo e Brito (2002) estimam um coeficiente de 0,28 para uma medida de juros reais similar à *selicr* no período 1994 a 2001. Andrade e Divino (2001) encontram um coeficiente de 0,45 para o período 1994 a 1999 utilizando dados mensais para todas as variáveis. Como o período amostral é diferente em todos os trabalhos, assim como as variáveis utilizadas, os resultados não são diretamente comparáveis.

O efeito do PIB do resto do mundo foi significativo em todas as estimações. Os coeficientes estimados, entre 0.29 e 0.43, são maiores do que os encontrados em estudos feitos para outros países utilizando o PIB dos EUA como *proxy* para o resto do mundo. Stone *et al.* (2005) encontra um coeficiente de 0.25 para a Austrália e Goodhart e Hofmann (2005) encontra um coeficiente de 0.13 para a Itália e 0.27 para o Canadá. Uma possível explicação para o coeficiente maior encontrado em nossa estimação é a utilização de um período mais curto: tanto Stone *et al.* (2005) quanto Goodhart e Hofmann (2005) utilizam amostras que começam no início da década de 80. Outra explicação é a utilização do PIB da OECD no nosso estudo, que engloba uma parcela maior do PIB mundial.

Uma extensão interessante destes resultados seria o estudo dos mecanismos de transmissão pelos quais alterações na demanda agregada global afetam a demanda agregada brasileira.

Como mencionado anteriormente, dois canais possíveis são o das exportações líquidas e o dos investimentos. Muinhos *et al.* (2003) e Carneiro e Wu (2005) se concentram no canal das exportações líquidas e encontram resultados significativos. Contudo, dado o tamanho dos coeficientes encontrados e a pequena importância das exportações líquidas no PIB brasileiro, os resultados apontados na tabela 1 parecem indicar que outros canais devem ser importantes na transmissão da demanda agregada global para a demanda agregada brasileira. Frankel *et al.* (2004) citam um mecanismo alternativo para a transmissão dos choques de demanda agregada global para as economias locais: a taxa de juros. Segundo estes autores, os movimentos dos juros (aumento ou redução) nos países emergentes tende a acompanhar os movimentos dos países desenvolvidos, mesmo nos países que adotam o regime de câmbio flutuante. Como nossas estimações incluem tanto uma variável representativa da demanda global quanto da taxa de juros local, não podemos dizer que o canal de transmissão da demanda global para a demanda agregada local seja apenas devido à alguma correlação entre os movimentos dos juros no Brasil e no resto do mundo.

**Tabela 1 – Resultados empíricos da estimação da curva IS (equação 6)**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>	<b>Modelo 4</b>
<b>Hiato</b>	<i>pibhp</i>	<i>pibhp</i>	<i>pibfp</i>	<i>pibfp</i>
<b>Juros</b>	<i>jrswap</i>	<i>selicr</i>	<i>jrswap</i>	<i>selicr</i>
cte	0.010 * (0.006)	0.009 * (0.005)	0.005 (0.003)	0.001 (0.002)
$y_{t-1}$	0.632 *** (0,183)	0.670 *** (0.188)	0.628 *** (0.213)	0.674 *** (0.255)
$y_{t-2}$	-0.383 ** (0.125)	-0.317 *** (0.119)	-0.151 (0.177)	-0.195 (0.200)
$y^*$	0.325 ** (0.146)	0.430 *** (0.133)	0.297 ** (0.132)	0.371 *** (0.144)
$r_{t-2}$	-0.077 * (0.040)	-0.085 * (0.048)	-0.042 * (0.022)	-0.012 (0.012)
$q_t$	-0.007 (0.009)	-0.012 (0.007)	0.003 (0.004)	0.003 (0.006)
$R^2$ adj.	59.4%	52.1%	59.1%	56.9%
Autocorr.				
1 def.	0.050	0.029	0.868	0.767
2 def.	0.134	0.064	0.983	0.735
Arch LM				
1 def.	0.671	0.500	0.866	0.716
2 def.	0.485	0.600	0.990	0.947

\*\*\*, \*\*, \* *significante a 1%, 5% e 10% respectivamente.*

*Pibhp: hiato calculado através do filtro de Hodrick-Prescott*

*Pibfp: hiato calculado através da função de produção*

*Selicr: taxa real de juros ex-post*

*Jrswap: taxa real de juros ex-ante*

A taxa de cambio não foi significativa em nenhuma estimação. Uma possível explicação é o fato de alguns períodos de elevada depreciação cambial foram também seguidos de queda no PIB mundial. Logo, se de um lado a depreciação cambial poderia tornar os produtos brasileiros mais baratos e estimular o saldo comercial, o menor crescimento do PIB mundial agia no sentido oposto, diminuindo a demanda externa. Isto pode explicar o coeficiente negativo encontrado em algumas estimações apresentadas na tabela 1.

Outra possibilidade para o cambio real não ter sido significativo nas estimações é que os momentos de maior depreciação cambial foram também momentos de elevada aversão ao risco no mercado internacional, o que diminui a quantidade de recursos externos para financiamentos e que por esta característica são eventos também contracionistas. Pesa ainda para este argumento, o fato de o Brasil ter tido uma elevada dívida externa ou indexada à taxa de cambio até poucos anos atrás. Logo, uma depreciação cambial aumentava o prêmio de risco para financiamentos externos, ampliando ainda mais o efeito contracionista dos movimentos de aumento da aversão ao risco no mercado financeiro internacional.

A última explicação para a falta de “significância” da taxa real de câmbio está relacionada com os movimentos dos termos de troca, como mencionado na seção 2 deste trabalho. Apreciações cambiais associadas à ganhos nos termos de troca não são necessariamente contracionistas. Para testar esta hipótese, vamos incluir a variação dos termos de troca na estimação da curva IS, da mesma forma como é feito por Stone *et al.* (2005). A nova curva IS pode ser escrita como

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 r_{t-m} + \beta_4 q_{t-n} + \beta_5 y_t^* + \beta_6 \Delta tot_{t-n} + v_t \quad (7)$$

onde  $\Delta tot_{t-n}$  é a variação nos termos de troca. O resultados das estimações da equação 7 estão apresentados na tabela 2.

Como pode ser visto na tabela 2, os coeficientes do hiato defasado e da taxa real de juros mudaram apenas modestamente com a inclusão dos termos de troca e portanto não invalidam a interpretação dos resultados da tabela 1 apresentados anteriormente. Por esta razão vamos nos concentrar nos coeficientes da taxa de cambio e dos termos de troca obtidos para a equação 7, reportados na tabela 2.

Também no caso da estimação da curva IS incluindo os termos de troca, a taxa de cambio real não foi estatisticamente significativa. Uma possível explicação para este resultado é a falta de uma medida adequada de cambio real de equilíbrio. Como mencionado anteriormente, a variável utilizada na estimação foi a variação da taxa real de cambio, sendo que a literatura indicaria a utilização do “desalinhamento cambial” (diferença entre a taxa real de cambio efetiva e a taxa real de cambio de equilíbrio) como variável relevante<sup>7</sup>. Outras duas possíveis explicações para o resultado encontrado são i) possibilidade de efeitos não lineares da taxa de cambio real sobre a atividade econômica e ii) elevada volatilidade da taxa de cambio real, principalmente no início da nossa amostra. Em qualquer um destes casos, a estimativa

<sup>7</sup> Uma alternativa para a taxa de cambio de equilíbrio é a série obtida pelo filtro HP. Utilizando esta medida de desalinhamento cambial os resultados também não seriam significantes. Estas estimações não foram reportadas. Medidas de cambio real de equilíbrio obtidas por outros autores não foram utilizadas devido a estas não estarem disponíveis. O trabalho mais recente sobre o tema no Brasil é Badini e Hidalgo (2005). Contudo, sua medida de cambio real de equilíbrio não pode ser replicada devido à mudanças nas variáveis explicativas, como o nível de investimento sobre o PIB (alterado em 2007 devido à alteração nas contas nacionais feita pelo IBGE), utilização de defasagens não informadas na variável “importação de maquinas e equipamentos”, entre outros problemas.

utilizada poderia levar a resultados não significativos para a taxa de cambio real. Estes dois efeitos foram observados na literatura internacional, como notam Aguirre e Calderon (2005) e Razin e Collins (1997).

**Tabela 2 – Resultados empíricos da estimação da curva IS (equação 7)**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>	<b>Modelo 4</b>
<b>Hiato</b>	<i>pibhp</i>	<i>pibhp</i>	<i>pibfp</i>	<i>pibfp</i>
<b>Juros</b>	<i>jrswap</i>	<i>selicr</i>	<i>jrswap</i>	<i>selicr</i>
cte	0.014 ** (0.006)	0.013 (0.009)	0.003 (0.003)	0.004 (0.004)
$Y_{t-1}$	0.570 *** (0.167)	0.606 *** (0.176)	0.616 *** (0.210)	0.673 *** (0.220)
$Y_{t-2}$	-0.422 ** (0.128)	-0.345 ** (0.142)	-0.199 (0.171)	-0.205 (0,194)
$y^*$	0.253 * (0.136)	0.428 *** (0.135)	0.238 * (0.132)	0.285 ** (0.130)
$r_{t-2}$	-0.112 ** (0,044)	-0.134 * (0.080)	-0.027 (0.020)	-0.041 (0,043)
$Q_t$	-0.007 (0.010)	-0.013 (0.008)	0.005 (0.005)	0.003 (0.005)
$\Delta tot_{t-2}$	0.030 (0,029)	0.032 (0.024)	0.037 * (0.022)	0.041 * (0,022)
$R^2$ adj.	56.6%	52.1%	61.7%	61.4%
Autocorr.				
1 def.	0.667	0.208	0.699	0.884
2 def.	0.881	0.270	0.822	0.931
Arch LM				
1 def.	0.841	0.780	0.513	0.982
2 def.	0.254	0.908	0.827	0.522

\*\*\*, \*\*, \* *significante a 1%, 5% e 10% respectivamente.*

*Pibhp: hiato calculado através do filtro de Hodrick-Prescott*

*Pibfp: hiato calculado através da função de produção*

*Selicr: taxa real de juros ex-post*

*Jrswap: taxa real de juros ex-ante*

Os termos de troca foram significantes e os coeficientes apresentaram o sinal esperado. Este resultado está em linha com outras estimações da curva IS, como em Stone *et al.* (2005), e com outros trabalhos sobre os determinantes de curto prazo do crescimento econômico, como Easterly *et al.* (1993). A forma exata pela qual a melhora nos termos de troca poderia afetar a demanda agregada não foi testada. Uma possibilidade seria o aumento do consumo devido ao ganho real de renda proporcionado pela melhora nos termos de troca e outra possibilidade seria o aumento dos investimentos tendo em vista o aumento da rentabilidade nos setores que se beneficiaram da melhora nos termos de troca, relação conhecida na literatura como efeito

Harberger-Laursen-Metzler<sup>8</sup> (ver Mendoza, 1995). O segundo efeito também foi bastante estudado na literatura econômica e seus fundamentos podem ser encontrados de forma resumida em Corden (1984).

Por fim, cabe destacar a redução dos coeficientes do PIB global nas estimativas dos coeficientes na equação 7 em comparação com as obtidas na estimação da equação 6, contidos nas tabelas 1 e 2 respectivamente. Uma possível explicação para este resultado é o efeito positivo que a demanda agregada global possui sobre os termos de troca brasileiros. Este poderia ser um canal de transmissão adicional aos mencionados anteriormente (exportações líquidas e investimentos) pelo qual o aumento da demanda agregada global poderia estar afetando a demanda agregada brasileira, pelo menos no período analisado: a aceleração do crescimento econômico global não apenas aumentaria as exportações líquidas brasileiras, mas também acarretaria em uma melhora nos termos de troca que, por sua vez, aumentaria os gastos de consumo caso assumindo como válido o efeito Harberger-Laursen-Metzler.

## 6 Considerações finais

Este trabalho analisa empiricamente diversas especificações para a curva IS no Brasil. De forma geral, os resultados indicam que variações na taxa real de juros afetam negativamente o hiato do produto, seja medido pela função de produção seja medido pelo filtro de Hodrik-Prescott. Este resultado é importante, pois confirma estatisticamente que o Banco Central, atuando através de alterações da taxa básica de juros, é capaz de influenciar a demanda agregada e, mais importante, estabilizar a demanda agregada ao redor do produto potencial. A defasagem entre os efeitos das alterações na taxa básica de juros e seus efeitos sobre a demanda agregada é mais significativa no segundo trimestre após a alteração na taxa real de juros.

Assim como verificado para outros países, outras variáveis além da taxa real de juros são significantes na determinação da demanda agregada. Entre estas variáveis, o crescimento econômico global foi a mais significativa entre as incluídas nas estimações. Os cálculos apresentados neste trabalho mostram que o crescimento econômico brasileiro está intimamente relacionado com o crescimento econômico global. O impacto do crescimento econômico global sobre a economia brasileira estimado neste trabalho foi maior do que os impactos estimados para outras economias por outros autores. Entre as explicações para este resultado pode estar o fato de a *proxy* para a economia mundial utilizada neste trabalho, o crescimento econômico dos países da OECD, ser melhor do que a *proxy* normalmente utilizada por outros autores (crescimento econômico dos EUA). Outra possibilidade é o período menor analisado neste trabalho: a maior integração comercial e financeira dos últimos anos pode ter aumentado a correlação entre o crescimento econômico do Brasil e do resto do mundo. Os mecanismos exatos pelos quais o crescimento econômico global estimula o crescimento econômico do Brasil não foram abordados. Entre as possibilidades está o maior crescimento das exportações, aumento dos investimentos estrangeiros no Brasil e o maior investimento de agentes locais devido ao aumento da liquidez no mercado financeiro internacional nos momentos de *boom* da economia mundial. Dada a importância que esta variável parece possuir na determinação do crescimento econômico do Brasil, os mecanismos

---

<sup>8</sup> No Relatório de Inflação do IT08 o Banco Central sugere a existência deste efeito no Brasil, pelo menos no setor agrícola: a melhora nos termos de troca e o conseqüente aumento da renda agrícola fez com que os gastos de consumo nas regiões onde o setor agrícola é mais importante apresentem crescimento acima da média nacional (ver *box* “Recomposição da Renda Agrícola”, Relatório de Inflação, março/2008, Banco Central do Brasil).

de transmissão do crescimento global para o Brasil parecem ser uma direção importante para pesquisas futuras sobre a curva IS.

Ao contrário do que prevê a teoria e em linha com muitos trabalhos semelhantes, a taxa real de câmbio não foi significativa na determinação do hiato do produto. Uma possibilidade é o fato deste trabalho não ter utilizado como variável explicativa o desvio da taxa de câmbio real em relação à taxa real de equilíbrio. Estudos mais aprofundados sobre a taxa de câmbio real de equilíbrio poderiam lançar novas perspectivas para a formulação mais adequada nos mecanismos de transmissão desta variável para a demanda agregada.

Os termos de troca foram de forma geral pouco significativos na determinação da curva IS. Apesar desta variável não ter sido muito significativa nas especificações, sua importância não deve ser minimizada. Ao longo do tempo, variações nos termos de troca foram grandes responsáveis por flutuações econômicas. Além disso, países exportadores de commodities como o Brasil estão sujeitos a grandes flutuações em seus termos de troca. De forma geral, países exportadores de commodities como o Brasil fazem um acompanhamento detalhado dos preços dos itens que compõem sua pauta de exportação visando antecipar possíveis efeitos sobre a taxa real de câmbio e sobre a demanda agregada.

## 7 Referências

Aguirre, Alvaro e Cesar Calderon (2005). “Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance”. Central Bank of Chile. Working Paper n. 315.

Ball, Lawrence (1999). “Monetary Policy Rules for Open Economies”. Em John Taylor (ed.). *Monetary Policy Rules*. Cambridge University Press.

Batini, Nicoleta e Andrew Haldane (1999). “Forward Looking Rules for Monetary Policy”. Em Taylor, John (ed.) “Monetary Policy Rules”. The University of Chicago Press.

Bernanke, Ben e Michael Woodford (1997). “Inflation Forecasts and Monetary Policy”. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29 (4), pp. 653-684.

Bevilaqua, Afonso; Mario Mesquita; André Minella (2007). “Brazil: Taming Inflation Expectations”. Banco Central do Brazil Working Paper N.º 129.

Blanchard, Olivier (2003). “Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil”. Working Paper.

Blinder, Alan (1997). “Is There a Core of Practical Macroeconomics That We Should All Believe?”. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 1997.

Bonomo, Marco e Ricardo Brito (2002). “Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: Uma Abordagem das Expectativas Racionais”. *Revista Brasileira de Economia*, 56 (4), 551 – 589.

Brainard, William (1967). “Uncertainty and the Effectiveness of Monetary Policy”. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 57 (2), 411-425.

Carneiro, Dionísio e Thomas Wu (2003). “Instabilidade e incerteza: curva IS com dados de longo prazo”. *Economia*, vol. 4 (2), 261-281.

- Christiano, Lawrence; Martin Eichenbaum e Charles Evans (1999). “Monetary Policy Transmission – What Have We Learned and to What End”. *Handbook of Macroeconomics*.
- Corden, W. M. (1984). “Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation”. *Oxford Economic Papers* vol. 36, 359 – 380.
- Corrado, Carol e Joe Matthey (1997). “Capacity Utilization”. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11 (1), 151 – 167.
- Estrella, Arturo e Jeffrey Fuhrer (2002). “Dynamic Inconsistencies: Conterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models”. *American Economic Review*, vol. 92, 1013 – 1028.
- Frankel, Jeffrey, Sergio Schmukler e Luis Serven (2004). “Global Transmission of Interest Rates: Monetary Independence and Currency Regimes”. *Journal of International Money and Finance* vol. 23, 701-733.
- Freitas, Paulo e Marcelo Muinhos (2002). “A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil”. *Economia Aplicada*, Vol. 6 (1), 31 – 48.
- Fuhrer, Jeffrey (1997). “The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications”. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29 (3), aug/1997.
- Fuhrer, Jeffrey e George Moore (1995). “Inflation Persistence”. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, 1995.
- Fuhrer, Jeffrey e Glenn Rudebusch (2004). “Estimating the Euler Equation for Output”. *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, 2004.
- Goodhart, Charles e Boris Hofmann (2005). “The IS curve and the Transmission of Monetary Policy: Is There a Puzzle?”. *Applied Economics*, vol. 37, 2005.
- Kose, M. A. (2004) “Globalization and synchronization of business cycles”. *IMF Research Bulletin*, vol. 5 (1).
- Kydland, Finn e Edward Prescott (1977). “Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”. *Journal of Political Economy*, 85, pg. 473-92.
- Minella, André (2003). “Monetary Policy in Brasil – a VAR Approach”. *Revista Brasileira de Economia*.
- Muinhos, Marcelo K., Sergio Alves e Gil Riella (2002). “Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio”. Working Paper, Banco Central do Brasil.
- Muinhos, Marcelo K. e Sergio A. L. Alves (2003). “Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy”. Banco Central do Brasil, Working Paper 64, 2003.
- Razin, Ofair e Susan Collins (1997) “Real Exchange Rate Misalignments and Growth”. Mimeo, Georgetown University.



Romer, David (1993). “Openness and Inflation: Theory and Evidence”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108 (4), 869 – 903.

Romer, David (2001). *Advanced Macroeconomics*. *Mit Press, 2001*.

Stone, Andrew, Troy Whetley e Louise Wilkinson (2005). “A small model of the Australian macroeconomy: an update”. Reserve Bank of Australia. Research Discussion Paper 2005-11.

Svensson, Lars E. O. (2000) “Open-Economy Inflation Targeting”. *Journal of International Economics*, vol. 50 (1), 155-183.

Taylor, John (1993). “Discretion versus Monetary Policy Rules in Practice”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies* 39, 195 – 214.

Taylor, John (1999). “Introduction”. Em John Taylor (ed.). *Monetary Policy Rules*. Cambridge University Press.

Woodford, Michael (2003). “Interest and Prices – Foundations of a Theory of Monetary Policy”. Princeton: Princeton University Press, 2003.