

# Instabilidade e incerteza: Curva IS com dados de longo prazo<sup>1</sup>

Dionísio Dias Carneiro<sup>2</sup>

Thomas Yen Hon Wu<sup>3</sup>

---

*Para avaliar o impacto restritivo dos juros sobre o PIB, economistas recorrem à Curva IS. Neste artigo, apresenta-se uma estimativa da Curva IS para a economia brasileira que incorpora dados a partir de 1980, ou seja, cobrindo também o período de alta inflação. Duas conseqüências indesejadas requerem cuidado, quando se considera um período mais extenso. A primeira é que a mudança de regime pode representar estruturas de geração de dados diferentes (problema conhecido como quebra estrutural). Outro efeito é a mudança na precisão estatística com que os coeficientes podem ser estimados, fruto da heterogeneidade da variância dos erros (problema chamado de heterocedasticidade). Uma vez controlados estes problemas potenciais, este exercício possui relevância na medida em que, como veremos a seguir, análises empíricas que consideram em seu período amostral apenas os dados posteriores ao início do Plano Real (isto é, de economia estabilizada) falham em captar a influência de variáveis cuja importância é ressaltada pela teoria. Ilustramos*

---

1 Os autores agradecem a assistência de Renata T. Assis, Yann Grandjean e Andréa Marandino na preparação deste trabalho. Os erros e omissões são unicamente de responsabilidade dos autores. Thomas Wu também gostaria de agradecer o apoio financeiro recebido através da Latin American Studies Research Grant durante o verão de 2002.

2 Diretor do Instituto de Estudos de Política Econômica, NUPe/CdG.

3 Doutorando do Departamento de Economia da Princeton University e Membro Associado do Instituto de Estudos de Política Econômica, NUPe/CdG.

este ponto analisando o efeito do ambiente externo sobre o crescimento interno, enfatizando o canal das exportações.

**Palavras-chave:** Curva IS, heterocedasticidade, FGLS

**Classificação JEL:** E52 e F41

*The IS Curve is the tool with which economists evaluate the restrictive impact of the interest rate on the GDP. This paper presents an estimate of the IS Curve for the Brazilian economy that incorporates data since 1980, that is, also covering the high inflation period. Two undesirable consequences require special attention when we consider this larger sample period. First, the switch in the regime might represent different data generating processes (problem known as structural break). Another effect is a change in the statistical precision with which coefficients can be estimated, consequence of the heterogeneity in the variance of the residuals (a problem called heteroskedasticity). Once these potential problems are controlled, this exercise becomes relevant since, as we will show later, empirical analysis that include in their sample period only data after the beginning of the Real Plan (that is, of the stabilized economy) fail to capture the influence of variables of unquestionable theoretical importance. We illustrate this point by analyzing the effect of the external environment on the internal growth, emphasizing the export channel.*

**Key-words:** IS curve, heteroskedasticity, FGLS

## 1. Introdução

Incertezas quanto ao balanço de pagamentos brasileiros costumam se refletir em aumentos da volatilidade da taxa de câmbio. O que poderia ser obtido com um aumento de juros nesta situação? Em primeiro lugar, haveria uma ação direta sobre os mercados financeiros a curto prazo, com o objetivo de desencorajar apostas especulativas de curtíssimo prazo e, por essa via, seria minorada a volatilidade. Em segundo lugar, haveria uma maior restrição à demanda global, possivelmente para desencorajar o repasse da depreciação à inflação.

Para avaliar este impacto restritivo dos juros sobre o PIB, recorre-se à Curva IS. Neste artigo, apresenta-se uma estimativa que incorpora dados a partir de 1980, ou seja, cobrindo também o período de alta inflação. Duas conseqüências indesejadas requerem cuidado, quando se considera um período mais extenso. A primeira é que a inclusão de regimes inflacionários distintos pode afetar os coeficientes estimados, pois a mudança de regime pode representar estruturas de geração de dados diferentes. Na prática, um efeito desta inclusão seria que os coeficientes das taxas de juros apresentariam valores distintos em diferentes períodos da amostra considerada no exercício. Outro efeito é a mudança na precisão estatística com que os coeficientes podem ser estimados, fruto da heterogeneidade da variância dos erros. Este fenômeno (que os econométricos chamam de heterocedasticidade) resulta (no caso em exame) do fato de que em tempos de inflação alta e variável, uma maior volatilidade da taxa de juros real aumenta a variância dos resíduos.

Apesar dos problemas potenciais, este exercício possui relevância na medida em que, como veremos a seguir, análises empíricas que consideram em seus períodos amostrais apenas os dados posteriores ao início do Plano Real (isto é, de economia estabilizada) falham em captar a influência de variáveis cuja importância é ressaltada pela teoria. Como tornaremos claro, isso não significa necessariamente que estas variáveis não afetem o desempenho da economia brasileira. Isso pode significar, somente, que o efeito dessas variáveis não foi suficientemente forte para ser refletido no desempenho da economia brasileira quando consideramos apenas um curto espaço de tempo. Ilustramos este ponto analisando o efeito do ambiente externo sobre o crescimento interno, enfatizando o canal das exportações.

A **seção 2** apresenta os principais problemas de natureza econométrica envolvidos na expansão do período amostral, bem como a estratégia adotada para controlá-los. A **seção 3** examina a importância do desempenho da economia americana para a economia brasileira via canal da demanda por exportações. A **seção 4** apresenta as conclusões.

## 2. Enfrentando os problemas econométricos: quebra estrutural e heterocedasticidade

Qualquer exercício econométrico cujo objetivo seja analisar os impactos da política monetária para a economia brasileira esbarra no problema de falta de dados. As regressões, trimestrais em sua maioria, não incluem dados anteriores ao início do Plano Real, o que limita o número de observações a pouco mais de 30.<sup>4</sup>

Há duas formas de se aumentar o número de observações. Uma delas consiste em, mantendo o intervalo total, aumentar a frequência dos dados. Ou seja, utilizar dados mensais e não trimestrais. Infelizmente, nem sempre isso é possível, ou mesmo desejável. A impossibilidade resulta do fato de que alguns dados, como o PIB, não serem calculados na frequência mensal. Além disso, por causa das defasagens com que operam alguns mecanismos de reação, parece pouco razoável usar dados de mais alta frequência. Por exemplo, dadas as características que envolvem os processos decisórios de investimento e poupança, é mais razoável esperar-se que um aumento de taxa de juros leve um ou mais trimestres, e não um mês, para desacelerar o nível de atividade. Em outras palavras, ainda que a qualidade estatística das estimações melhorasse, o aumento da frequência não necessariamente contribui para capturar os efeitos do fenômeno no tempo.

A segunda forma de se aumentar o número de observações é estender o período de observações, o que, em nosso caso, significa incluir dados anteriores ao Plano Real. Essa alternativa permite captar certas relações econômicas que só podem ser percebidas em períodos mais extensos. Como veremos na próxima seção, estimações de uma Curva IS cujo período amostral inclua apenas dados posteriores ao início do Plano Real, concluem que variáveis relacionadas à demanda externa

---

4 O pequeno número de observações prejudica a qualidade das estatísticas resultantes das análises econométricas. A não ser que os resíduos sejam distribuídos de acordo com uma distribuição normal (hipótese facilmente rejeitada para a maioria das análises), as propriedades de consistência e convergência em distribuição dos coeficientes, das estatísticas-t e de critérios de análise, como Durbin-Watson, Akaike ou Schwarz, só valem de forma assintótica, isto é, com um grande número de observações.

sejam insignificantes. Isso não significa que estas variáveis não afetem o desempenho da economia brasileira. Mas, pode denotar que estas variáveis não puderam ter seus efeitos plenamente capturados quando consideramos apenas dados após o Plano Real. A inclusão dos dados anteriores a 1994 permite, assim, reexaminar os efeitos dessas variáveis.

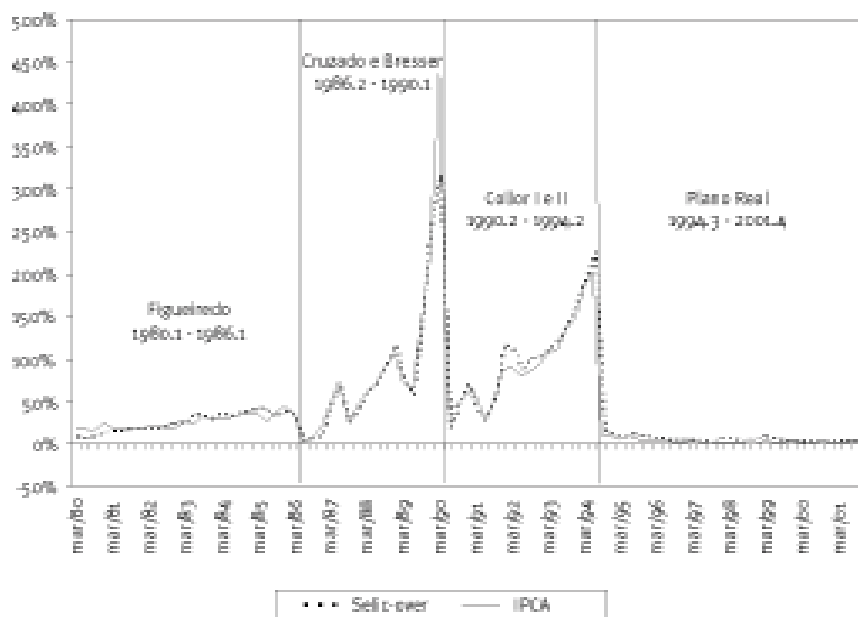
A inclusão de dados anteriores ao Plano Real gera dificuldades econométricas potenciais: não-estacionariedade e quebras estruturais. Estas dificuldades serão consideradas nas próximas duas subseções.

### 2.1. Heterocedasticidade

Uma variável é não-estacionária quando sua distribuição varia no tempo. O tipo mais comum de não-estacionariedade é quando a média varia de acordo com o tempo. Este é o caso das séries que dependem dos preços nominais, como a inflação e a taxa de juros nominal, sempre podendo gerar correlações espúrias (ver Figura 1).

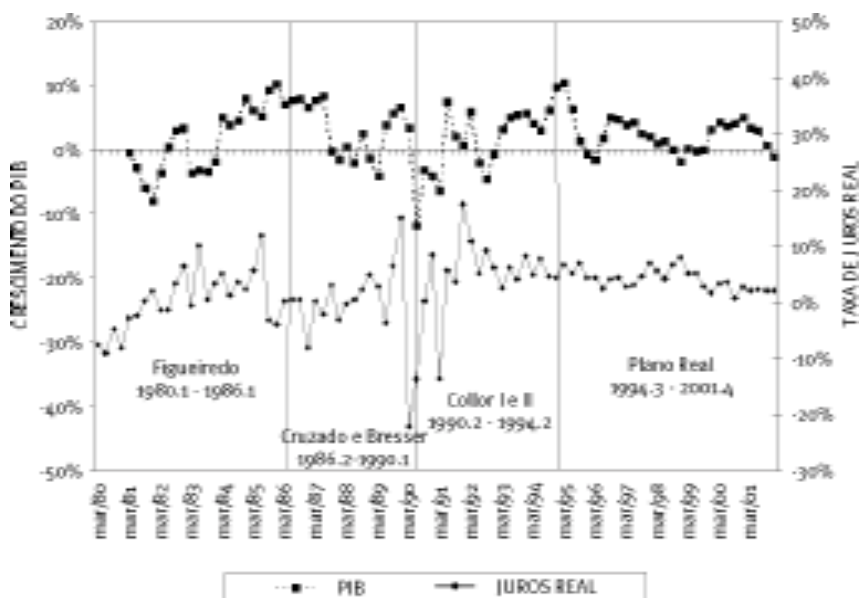
Entretanto, na estimação de uma Curva IS o problema não é de constância da média, mas, sim, de constância da variância, pois, tipicamente, as variáveis reais observadas apresentam média estacionária. Não se espera observar, por exemplo, a taxa de crescimento real do PIB, a taxa de juros real ou o déficit fiscal como proporção do PIB crescendo ou encolhendo indefinidamente. Porém, o fato de apresentarem um primeiro momento estacionário não implica que essas séries sejam estacionárias.

**Figura 1:** IPCA e Selic-Over – Série Histórica (taxa % trimestral)



FONTE: IBGE E BANCO CENTRAL DO BRASIL.

A razão é que variáveis reais que não são observadas diretamente, e que, portanto, são obtidas a partir de deflacionamento por índices de preços, acabam apresentando maior variância em períodos nos quais os preços estão mais voláteis. Pela Figura 2 podemos notar que a volatilidade da taxa de juros real, deflacionada pelo IPCA, é bastante inferior para o período do Plano Real em comparação aos outros períodos, quando examinamos as implicações para as relações entre investimento, juros e crescimento.

**Figura 2:** PIB e Juros Real – Série Histórica (taxa % trimestral)

FONTE: IBGE E BANCO CENTRAL DO BRASIL.

Podemos notar, ainda, que a volatilidade da taxa de crescimento do PIB é maior nos períodos de maior volatilidade da taxa de juros real. Ou seja, ela também é menor no período de economia estabilizada em comparação ao período inflacionário. É razoável esperar-se que a taxa de crescimento do PIB seja mais volátil no período em que a taxa de juros real foi mais volátil. Porém, uma questão mais interessante (bastante parecida, mas tecnicamente diferente) seria esta: a volatilidade da taxa de juros real implica também menor previsibilidade no crescimento do PIB?

A diferença entre os dois casos pode ser sutil, merecendo uma observação. O desempenho da economia pode ser bastante volátil, isto é, o PIB pode subir, descer e subir, devido a uma alta volatilidade da taxa de juros real, que cai, aumenta e volta a cair. Caso não possamos condicionar nossas previsões em função da taxa de juros real, isso significa uma incerteza maior com relação ao desempenho da economia. Porém, se for possível

condicionar nossas previsões em função da taxa de juros real, a pergunta agora pode ser respondida em outros termos: seriam os intervalos de confiança mais largos? Esta é justamente a distinção entre variância incondicional e variância condicional: a variância incondicional é simplesmente a variância da série temporal da taxa de crescimento do PIB, ou seja, diz respeito à volatilidade do desempenho econômico, enquanto a variância condicional (à taxa de juros) se refere à variância da série temporal dos resíduos da estimação da Curva IS, ou seja, diz respeito à previsibilidade da política monetária.

**Tabela 1:** Variável Dependente – Taxa de Crescimento do PIB (PIB)

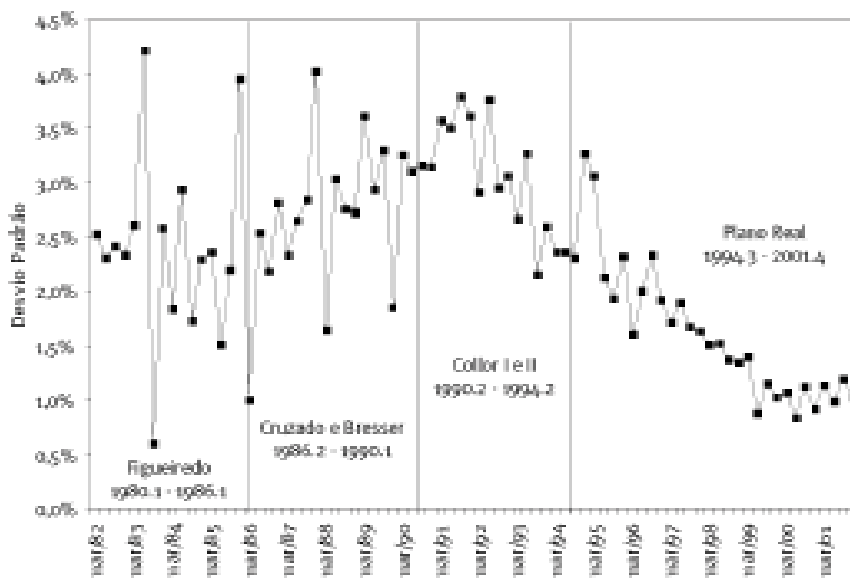
<b>Amostra</b>	<b>82.1 - 01.4</b>		
<b>Método</b>	<b>ML - ARCH</b>		
<b>Equação 1</b>			
	<b>Coef.</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>P-valor</b>
C	0,02	0,00	0,0%
PIB (-1)	0,70	0,04	0,0%
PIB (-4)	-0,25	0,06	0,0%
Juros (-1)	-0,19	0,04	0,0%
<b>Equação 2</b>			
	<b>Coef.</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>P-valor</b>
C	0,00	0,00	9,8%
ARCH (1)	0,23	0,16	15,0%
ARCH (2)	-0,25	0,14	7,9%
GARCH (1)	0,54	0,29	6,4%
GARCH (2)	0,48	0,26	6,9%
Juros (-1)	0,00	0,00	4,5%
<b>R<sup>2</sup></b>	59,2%	<b>Durbin-Watson</b>	1,78
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	52,6%	<b>D.P. Regressão</b>	0,03

FONTE: IBGE E BANCO CENTRAL DO BRASIL.



Um teste econométrico para esta hipótese é apresentado a partir do exame dos resíduos (estimativas dos erros) das previsões da taxa de crescimento do PIB, mediante informações sobre a taxa de juros real (ou seja, na prática, uma Curva IS estimada para um intervalo maior do que tem sido usual). A partir da série de resíduos, tentamos modelar o processo que define sua variância, variável-chave para a construção dos intervalos de confiança.

**Figura 3:** Desvio-padrão dos Resíduos da Curva IS



FORNTE: IBGE E BANCO CENTRAL DO BRASIL.

A Tabela 1 apresenta a estimação de uma Curva IS incluindo dados trimestrais desde 1982<sup>5</sup> utilizando um modelo Garch (2, 2) incluindo ainda a taxa de juros real contemporânea como variável explicativa. Isso quer dizer que a variância em um determinado período é função de variâncias passadas, choques passados e da taxa de juros real. A equação 1 apresenta os coeficientes da Curva IS, enquanto a equação 2 apresenta a equação para a variância.

Com base na equação 2, construímos a série dos desvios-padrão das variâncias ajustadas para cada período, segundo o modelo acima. Se utilizássemos a equação 1 para obter estimativas da taxa de crescimento do PIB em cada período, este desvio-padrão calculado para cada período seria utilizado para se construir os intervalos de confiança da projeção. Dessa forma, a série de desvio-padrão apresentada pela Figura 3 confirma nossa hipótese de que a variância condicional também é superior nos períodos de alta inflação. Ou seja, apesar da maior previsibilidade das políticas, a alta volatilidade da taxa de juros real (possivelmente em função dos choques) não apenas torna mais volátil, como também aumenta a incerteza nas projeções de crescimento do PIB.

Porém, nosso interesse na série de resíduos não se limita à construção de intervalos de confiança. O método utilizado para lidar com a heterocedasticidade, conhecido como Mínimos Quadrados Generalizados Fatorável, consiste em estimar os desvios-padrão a partir dos resíduos da Curva IS anteriormente estimada (justamente os que estão reproduzidos na Figura 3) e dividir por eles os regressores. Em seguida, reestima-se a mesma equação utilizando as novas variáveis, que, assim transformadas, têm resíduos com variância menos heterogênea.<sup>6</sup>

---

5 Além dos coeficientes apresentados, a regressão inclui duas variáveis *dummies* aditivas que controlam respectivamente o racionamento de energia elétrica (segundo, terceiro e quarto trimestres de 2001) e um *outlier* no primeiro trimestre do governo Collor, no segundo trimestre de 1990. Estas variáveis *dummies* aditivas serão incluídas em todas as regressões neste artigo (cujo período amostral ajustado se inicia no primeiro trimestre de 1982) e não serão apresentadas, para maior clareza, na exposição dos resultados.

6 Qual a intuição do procedimento FGLS? Ao ponderar as variáveis pelo desvio-padrão estimado, estamos, na verdade, ponderando os resíduos. O resultado é uma série de resíduos mais consistente com a hipótese de homocedasticidade.

## 2.2. Quebras Estruturais

Podemos, finalmente, considerar a segunda dificuldade mencionada, e imposta pelas quebras estruturais. É razoável supor (e verificar se este é o caso) que algum impacto tenha sua magnitude alterada ao passarmos de uma economia inflacionária para uma estabilizada. Podemos suspeitar, por exemplo, que um aumento de 1% na taxa de juros real possua um efeito bastante superior em uma economia estabilizada do que em uma economia inflacionária.

**Tabela 2:** Variável Dependente – Taxa de Crescimento do PIB (PIB)

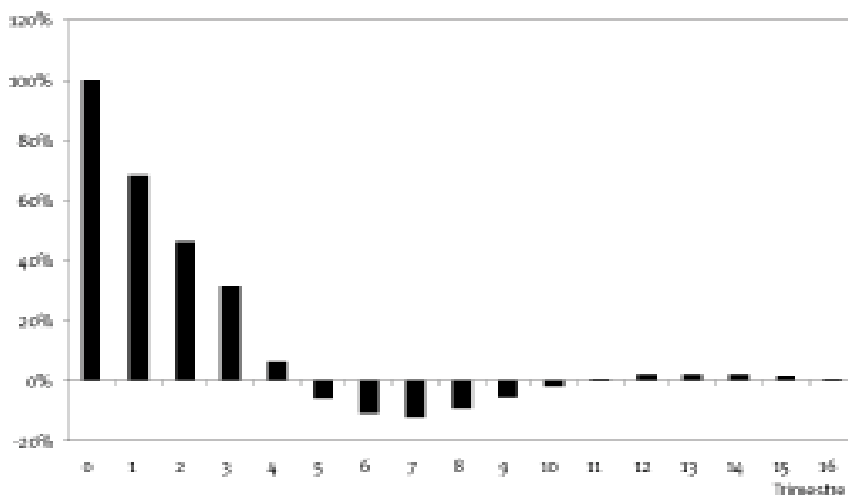
<b>Amostra</b>	<b>82.1 - 01.4</b>		
<b>Método</b>	<b>FGLS</b>		
<b>Equação 3</b>			
	<b>Coef.</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>P-valor</b>
C	0,76	0,19	0,0%
PIB (-1)	0,68	0,07	0,0%
PIB (-4)	-0,15	0,08	4,8%
Juros (-1)	-0,12	0,05	3,5%
$\delta^*C$	1,94	0,80	1,8%
$\delta^*PIB (-1)$	-0,10	0,15	51,8%
$\delta^*PIB (-4)$	-0,18	0,15	22,6%
$\delta^*Juros (-1)$	-0,35	0,19	7,0%
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>73,5%</b>	<b>Durbin-Watson</b>	<b>1,86</b>
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>70,1%</b>	<b>D.P. Regressão</b>	<b>1,13</b>

FONTE: IBGE E BANCO CENTRAL DO BRASIL

Para testar a hipótese de que os valores dos coeficientes sejam distintos, quando comparamos o período de economia estabilizada com o de economia inflacionária, utilizaremos o procedimento conhecido como Teste

de Chow.<sup>7</sup> A Tabela 2 apresenta os coeficientes estimados. Os coeficientes estão divididos em dois grupos. O primeiro grupo (acima da linha) é formado pelos coeficientes estimados considerando-se todo o período amostral, isto é, desde a década de 1980. O segundo grupo contém os coeficientes estimados para depois do Plano Real.

**Figura 4:** Dinâmica do Crescimento do PIB (% do choque que é repassada para trimestres subseqüentes)



FONTE: IBGE E BANCO CENTRAL DO BRASIL.

Podemos observar que os coeficientes deste segundo grupo, que dizem respeito à dinâmica do crescimento do PIB (valores defasados), não são significativos. O p-valor da primeira defasagem é de 51,8% e o da quarta

<sup>7</sup> Para o Teste de Chow, define-se uma variável *dummy* multiplicativa ( $\delta$ ) que vale 1 para os trimestres do Plano Real (1994/3 em diante), e zero nos outros períodos. Incluímos na regressão todos os regressores multiplicados por essa *dummy*. Se o coeficiente de uma determinada variável durante o Plano Real possuir o mesmo valor no resto do período, o coeficiente desta variável multiplicada pela *dummy* deverá ser insignificante.

defasagem é de 21,9%. Isso quer dizer que os valores-base estimados de 0,68% para a primeira defasagem e os de -0,15% para a quarta defasagem podem ser considerados constantes para todo o período (ou seja, não há evidência de quebra estrutural).

Entretanto, para o coeficiente que mede o impacto dos juros, o valor estimado para o segundo grupo é significativo (-0,35) para o período pós-estabilização (quando era de -0,12 para o regime inflacionário). Isso significa que a dinâmica de médio prazo de um choque de juros é diferente depois da estabilização, devendo o aumento da elasticidade-juros do crescimento do PIB ser levado em consideração, o que é feito na seção seguinte.

A Figura 4 ilustra a dinâmica implícita no modelo estimado. Para um choque inicial de juros no trimestre zero, cada coluna da figura representa a porcentagem que é carregada para os trimestres seguintes apenas em função da inércia.<sup>8</sup> Observe-se que o maior efeito ocorre no primeiro ano. O caráter cíclico de um choque dessa natureza fica evidente no segundo ano, quando o efeito passa a ser negativo, mas já em magnitude bastante inferior. Do terceiro ano em diante, este efeito passa a ser praticamente irrelevante.

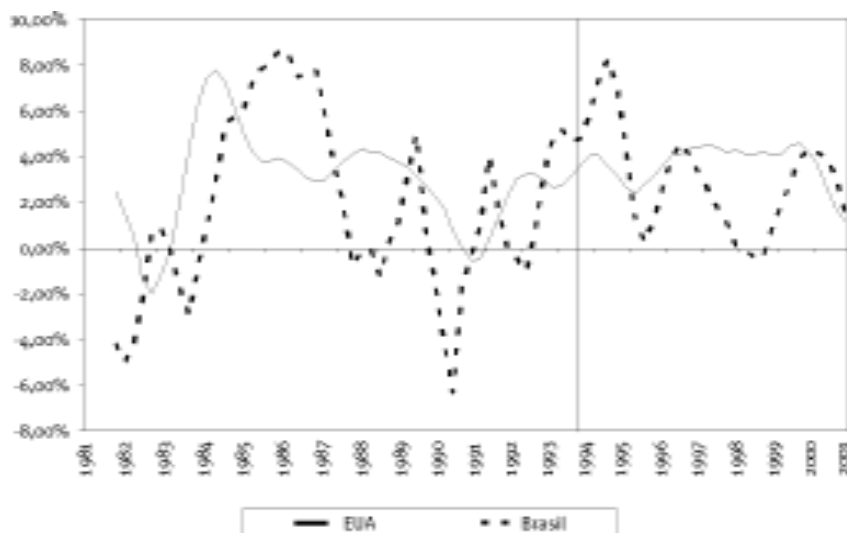
### 3. Ambiente externo e crescimento interno

Na Figura 5 apresentamos as taxas de crescimento acumuladas em quatro trimestres para as economias norte-americana e brasileira. Apesar da alta volatilidade da economia brasileira, nítida na figura e fruto dos diversos choques monetários e fiscais sofridos ao longo das duas últimas décadas, podemos perceber que há correlação entre as duas séries.

---

8 Note que este gráfico é diferente de uma Função de Resposta a Impulso e ilustra apenas o quanto do impacto é carregado para os trimestres seguintes em função dos componentes autorregressivos presentes na equação. Uma FRI incluiria efeitos de um choque sobre o nível de atividade sobre os outros componentes da equação, como a taxa de juros, e em períodos seguintes o *feedback* desse efeito sobre o próprio nível de atividade.

**Figura 5:** Taxas de Crescimento Brasil x EUA (média móvel de quatro trimestres)



FONTE: IBGE E FEDERAL RESERVE BANK.

O canal tradicional dos efeitos do desempenho da economia dos EUA sobre a economia brasileira é conhecido. Um maior crescimento do índice de *quantum* exportado (sendo este uma medida que elimina o efeito de ganhos e perdas de preços, concentrando-se no volume exportado) estaria associado a um maior nível de emprego e de geração de renda do setor exportador, contribuindo, assim, para um maior crescimento do PIB brasileiro. Esta contribuição seria tanto maior quanto maior fosse o setor exportador (e, conseqüentemente, maior fosse o grau de abertura comercial) de um país.

Nesta seção, quantificaremos os efeitos de um maior desempenho da economia americana sobre o crescimento do PIB brasileiro, via o canal citado das exportações. Mostraremos ainda que, caso consideremos apenas como período amostral os dados posteriores ao início do Plano Real, o resultado obtido é que este canal é insignificante e que a influência é nula.

### 3.1. Demanda por Exportações

A primeira regressão da Tabela 3 apresenta uma Curva IS para a economia brasileira cujo período amostral se limita ao período do Plano Real. Esta regressão inclui como regressores, além de defasagens da própria variável dependente, da primeira defasagem da taxa de juros real e de uma *dummy* aditiva para o período do racionamento de energia elétrica<sup>9</sup>, a primeira defasagem da taxa de crescimento do *quantum* total exportado. Este último coeficiente, porém, revela-se insignificante, dado o p-valor de 74,6%.

Na segunda regressão apresentada na Tabela 3, reestimamos este mesmo coeficiente utilizando a Curva IS com o período amostral expandido, isto é, utilizando dados trimestrais desde a década de 1980. A especificação da Curva IS é exatamente a mesma<sup>10</sup>, incluindo ainda todos os regressores multiplicados por uma *dummy* para o período do Plano Real (a fim de se permitir quebras estruturais). Note que a única variável explicativa não repetida (multiplicada pela *dummy* para o Plano Real) é a taxa de crescimento do *quantum*, já que temos informação *a priori* de que este coeficiente não é significativo considerando-se apenas o período do Plano Real. O método utilizado é o apresentado na seção anterior, FGLS (ou método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível). A fim de se controlar o problema econométrico de heterocedasticidade, utilizamos como regressores as séries das variáveis já ponderadas pela série de desvio-padrão construída na seção anterior.

---

9 Assim como na seção anterior, nesta seção não apresentaremos nas tabelas os coeficientes das variáveis *dummies* que controlam *outliers*, para maior clareza na exposição dos resultados.

10 Salvo o acréscimo de uma *dummy* aditiva para o *outlier* do primeiro trimestre do governo Collor.

**Tabela 3:** Variável Dependente – Taxa de Crescimento do PIB (PIB)

Amostra 95,1 - 01.4				Amostra 82.1 - 01.4			
Método OLS				Método FGLS			
Equação 4				Equação 4			
Variáveis	Coef.	D.P.	P-valor	Variáveis	Coef.	D.P.	P-valor
C	0,03	0,01	2,5%	C	0,67	0,20	0,1%
PIB (-1)	0,65	0,10	0,0%	PIB (-1)	0,73	0,07	0,0%
PIB (-4)	-0,17	0,10	10,5%	PIB (-4)	-0,20	0,08	1,4%
Juros (-1)	-0,43	0,22	6,2%	Juros (-1)	-0,14	0,05	1,3%
QExp (-1)	0,01	0,05	78,6%	QExp (-1)	0,03	0,02	8,0%
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>75,5%</b>	<b>Durbin-Watson</b>	<b>1,77</b>	<b>δ*C</b>	<b>1,92</b>	<b>2,45</b>	<b>1,7%</b>
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>69,9%</b>	<b>D.P. Regressão</b>	<b>0,02</b>	<b>δ*PIB (-1)</b>	<b>-0,18</b>	<b>-1,15</b>	<b>25,3%</b>
				<b>δ*PIB (-4)</b>	<b>-0,11</b>	<b>-0,77</b>	<b>44,5%</b>
				<b>δ*Juros (-1)</b>	<b>-0,32</b>	<b>-1,71</b>	<b>9,1%</b>
				<b>R<sup>2</sup></b>	<b>74,6%</b>	<b>Durbin-Watson</b>	<b>1,83</b>
				<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>70,9%</b>	<b>D.P. regressão</b>	<b>1,12</b>

FONTE: IBGE, BANCO CENTRAL DO BRASIL E FEDERAL RESERVE BANK.

O resultado obtido é de um coeficiente estimado para a taxa de crescimento do *quantum* exportado de 0,03, ou seja, pequeno, mas estatisticamente diferente de zero. Isso quer dizer que se o *quantum* exportado duplicasse em um trimestre, a contribuição no trimestre subsequente seria de apenas 3% de crescimento no PIB.

Vale observar, finalmente, que este valor extremamente baixo é compatível com a conclusão apresentada em WU (2002), onde, utilizando estimativas de Frankel e Rose (2000), prevê que o efeito da adoção de uma moeda única no Mercosul sobre o crescimento do PIB *per capita* brasileiro, via comércio exterior, seria irrisório, de apenas 2%. As principais razões apontadas foram o baixo grau de abertura da economia brasileira e o baixo grau de integração com as economias vizinhas.



### 3.2. Estimando a Curva IS com o PIB dos EUA

Nesta seção tentamos testar a hipótese de que o desempenho da economia americana possui um efeito adicional sobre a economia brasileira, além da importância via exportações. Em primeiro lugar, reestimamos a Curva IS incluindo diretamente a própria taxa de crescimento do PIB dos EUA como variável explicativa. De forma análoga à seção anterior, estimamos a mesma equação para dois períodos distintos, o primeiro incluindo apenas dados posteriores ao início do Plano Real, e o segundo incluindo dados desde o início da década de 1980. As especificações da Curva IS nas duas regressões e os métodos utilizados são exatamente iguais ao descrito na seção anterior (*dummy* multiplicativa para quebras estruturais, controle da heterocedasticidade via FGLS e *dummies* aditivas para o efeito do racionamento de energia elétrica para um *outlier* no segundo trimestre de 1990).

Os resultados estão apresentados na Tabela 4. Note que, novamente, o coeficiente da taxa de crescimento do PIB americano só é significativo na regressão com o maior período amostral, reafirmando a importância de se ter um método que permita estimar uma Curva IS incluindo também observações fora do Plano Real. Para cada 1% de crescimento do PIB americano, a taxa de crescimento do PIB brasileiro cresce 0,42%, uma vez já controlado o efeito taxa de juros.

**Tabela 4:** Variável Dependente – Taxa de Crescimento do PIB (PIB)

Amostra 95,1 - 01.4				Amostra 82.1 - 01.4			
Método OLS				Método FGLS			
Equação 5				Equação 5			
	Coef.	D.P.	P-valor		Coef.	D.P.	P-valor
C	0,01	0,02	80,3%	C	0,38	0,20	6,2%
PIB (-1)	0,63	0,09	0,0%	PIB (-1)	0,65	0,07	0,0%
PIB (-4)	-0,07	0,12	55,9%	PIB (-4)	-0,25	0,07	0,1%
Juros (-1)	-0,47	0,17	1,3%	Juros (-1)	-0,17	0,05	0,1%
PIB EUA (-1)	0,66	0,43	14,0%	PIB EUA (-1)	0,42	0,11	0,0%

(CONTINUAÇÃO)

<b>R<sup>2</sup></b>	77,8%	<b>Durbin-Watson</b>	1,44	<b>δ*C</b>	1,68	0,73	2,5%
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	72,7%	<b>D.P. Regressão</b>	0,01	<b>δ*PIB (-1)</b>	-0,16	0,14	26,0%
				<b>δ*PIB (-4)</b>	0,01	0,14	96,2%
				<b>δ*Juros (-1)</b>	-0,46	0,18	1,1%
<b>R<sup>2</sup></b>	78,0%	<b>Durbin-Watson</b>	1,87				
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	74,9%	<b>D.P. Regressão</b>	1,04				

FONTE: IBGE, BANCO CENTRAL DO BRASIL E FEDERAL RESERVE BANK.

De onde vem essa influência? Pela identidade básica das contas nacionais, temos que o produto pode ser decomposto em consumo, investimento, gastos do governo e exportações líquidas. A intuição nos permite descartar uma relação de causalidade entre crescimento dos EUA e crescimento do consumo ou dos gastos do governo. Com relação às exportações líquidas, o pequeno coeficiente estimado na seção anterior nos leva a crer que este canal não corresponde à totalidade deste efeito. A Tabela 5 apresenta uma estimativa da elasticidade do *quantum* exportado ao crescimento do PIB americano na ordem de 5%. Ou seja, o efeito de um crescimento de 1% da economia americana, por meio do canal das exportações líquidas, não seria superior a um crescimento de 0,15% (5% x 0,03) do PIB brasileiro, menos da metade do efeito total de 0,42% estimado.

**Tabela 5:** Variável Dependente – *Quantum* Exportado (QExp)

<b>Amostra</b>		<b>94.2-01.3</b>	
<b>Método</b>		<b>OLS</b>	
<b>Equação 4</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>D.P</b>	<b>P-valor</b>
C	-0,25	0,09	0,8%
QTotal (-1)	0,30	0,14	4,2%
Ptoal	0,03	0,13	84,4%
Câmbio Real (-1)	0,13	0,04	0,6%

(CONTINUAÇÃO)

PIB EUA (-1)	4,92	2,25	3,9%
<b>R<sup>2</sup></b>	55,6%	<b>Durbin-Watson</b>	1,24
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	48,5%	<b>D.P. regressão</b>	0,05

FONTE: IBGE, BANCO CENTRAL DO BRASIL E SECEX.

Dessa forma, nos resta atribuir o efeito adicional a um efeito sobre o nível de investimento. Seja pelo fato de serem os EUA a maior economia do planeta e capaz de impactos quantitativos relevantes sobre o nível de atividade mundial, seja porque ainda estamos absorvendo os efeitos da expansão e da retração anteriores, nos quais os movimentos do PIB dos EUA poderiam ser considerados como representativos ou *proxy* da economia mundial, um melhor desempenho da economia americana influencia a percepção de investidores de uma forma otimista, gerando confiança em um ambiente propício a novos investimentos.

#### 4. Conclusão

Neste artigo apresentamos a estimação de uma Curva IS com um período amostral que se inicia na década de 1980. Os dois maiores problemas a serem controlados foram a heterocedasticidade e as quebras estruturais.

O problema da heterocedasticidade foi controlado estimando-se um processo ARCH (2, 2) para a variância dos resíduos da estimação inicial da Curva IS. O comportamento da série de desvio-padrão construída revela que a variância condicional é superior nos períodos de alta inflação. Ou seja, a alta volatilidade da taxa de juros real (possivelmente em função dos choques) não apenas torna mais volátil, como também aumenta a incerteza nas projeções de crescimento do PIB.

Em seguida, o Teste de Chow realizado na seção 2 confirmou a existência de uma quebra estrutural na elasticidade-juros para o período posterior ao Plano Real, apesar da dinâmica do crescimento do PIB ser praticamente a mesma em todo o período. O valor relevante para o coeficiente que mede o impacto dos juros sobre o crescimento do PIB para o período

do Plano Real é a soma dos dois valores obtidos na Tabela 1. Ou seja, ele é de 0,47 para o período estável, contra 0,12 para o período inflacionário. Isto quer dizer que um aumento de 1% da taxa de juros real possui um efeito desaquecedor da economia bastante superior em uma economia estabilizada do que em uma economia inflacionária, o que sugere que em uma economia estabilizada, restrições de demanda via elevação de juros devem ser de curta duração, exatamente por se tornarem mais eficazes.

Este resultado é bastante intuitivo. A instabilidade da série de preços no período inflacionário reduz a previsibilidade das séries reais deflacionadas, como a taxa de juros real. Dessa forma, em um período inflacionário, um aumento de 1% da taxa de juros real pode ser interpretado tanto como um aperto monetário, como um erro de previsão na inflação. Na economia estabilizada, um aumento de 1% da taxa de juros real possui um efeito desaquecedor da economia bastante superior. Quando a inflação torna-se mais previsível, o efeito recessivo de um aumento de juros que não seja revertido é mais forte e pode prolongar-se além do que seria a intenção original das autoridades monetárias.

Uma vez controlados os problemas de heterocedasticidade e de quebra estrutural, ilustramos o fato de que a importância de variáveis só aparece em análises com períodos amostrais mais longos, que incluam dados anteriores ao início do Plano Real. Exemplificamos o fato incluindo a taxa de crescimento do *quantum* total exportado como variável explicativa na regressão da Curva IS. Utilizando como período amostral apenas os dados posteriores ao início do Plano Real, este coeficiente se revelou insignificante. Isso não implica, necessariamente, que esta variável não afeta o desempenho da economia brasileira. Isso pode significar que o efeito dessa variável não fora suficientemente forte para ser refletido no desempenho da economia brasileira, quando consideramos apenas um curto período de tempo. Com o arcabouço apresentado, foi possível reestimar a mesma regressão (a Curva IS com o *quantum* exportado) para um período amostral bastante superior, com dados desde o início da década de 1980, e o resultado obtido foi o de um coeficiente de 0,03, pequeno, mas significativamente diferente de zero.

Por fim, examinamos a questão da relação entre os desempenhos da economia americana e da economia brasileira. Um maior crescimento da

economia americana implica um melhor desempenho do comércio exterior brasileiro, que possui um efeito direto sobre a taxa de crescimento do PIB. A fim de quantificar este canal, estimamos a elasticidade do *quantum* exportado ao crescimento do PIB americano na ordem de 5%. Ou seja, o efeito de um crescimento de 1% da economia americana, mediante o do canal das exportações, não seria superior a um crescimento de 0,15% ( $5\% \times 0,03$ ) do PIB brasileiro. Em seguida, incluímos diretamente a taxa de crescimento do PIB americano como variável explicativa na Curva IS. Novamente, o coeficiente só se revela significativo quando utilizamos o maior período amostral, ressaltando a importância do método aqui utilizado. O coeficiente estimado foi de 0,42%, quase o triplo do efeito calculado anteriormente, de 0,15%.

Este elevado coeficiente foi interpretado como evidência de um efeito adicional ao canal das exportações, provavelmente por meio do nível de investimento. Um melhor desempenho da economia americana influencia a percepção de investidores de uma forma otimista, gerando confiança em um ambiente propício a novos investimentos.

## Referências Bibliográficas

- CARNEIRO, D.D., WU, T. Juros e Câmbio: haverá Combinações de Instrumentos Menos Desgastantes para as Metas de Inflação. **Economia Aplicada**, Vol. 6 n° 1. Mar. 2002
- FRANKEL, J., ROSE, A. Estimating the Effect of Currency Unions on Trade and Output. **NBER Working Paper**, n° 7857. Ago. 2000.
- HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, 1994.
- HAYASHI, F. **Econometrics**. Princeton University Press, 2002.
- WU, T. Sobre a União Monetária no Mercosul. **Carta Econômica Galanto**. Fev. 2002.