

# Indicador de movimentação econômica, Plano Real e análise de intervenção

Vera L. Fava\*  
Denisard C. O. Alves\*

Sumário: 1. Introdução; 2. Série e metodologia utilizadas; 3. Resultados obtidos; 4. Conclusão.  
Palavras-chave: Plano Real; atividade econômica; modelo de análise de intervenção.

Este artigo tem o objetivo de analisar o comportamento do Imec, um indicador de movimentação econômica que começou a ser recentemente elaborado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe). Em particular, procura avaliar o impacto do Plano Real sobre esse índice, utilizando para tanto o modelo de análise de intervenção. A conclusão é que o plano teve considerável efeito positivo sobre o Imec, efeito esse que se manifestou de forma gradual e que praticamente terminou um ano e meio após a implantação do Plano Real.

This article deals with the behavior of a new economic indicator — Imec — recently created by Fipe, and especially with the impact of the Real Plan on it. For this purpose, it uses an intervention analysis model. The conclusion is that the plan exerted a positive effect on the indicator. This effect was gradual and completed around 18 months after the announcement of the Real Plan.

## 1. Introdução

O Imec, indicador de movimentação econômica, construído pela Fipe, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, e divulgado semanalmente desde o início de abril de 1995, é um importante instrumento para análise de conjuntura. Esse indicador procura sinalizar com maior rapidez o comportamento do nível de atividade econômica, por meio de um conjunto de variáveis com alta frequência de observação e fortemente correlacionadas com o nível de atividade da economia.

O estudo que será desenvolvido neste artigo terá por base a série dessazonalizada do Imec e procurará mensurar o impacto do Plano Real sobre a mesma, utilizando, para isso, o modelo de análise de intervenção.

O Plano Real foi introduzido em etapas: primeiramente a economia foi “urvizada”, a partir de dezembro de 1993, e somente em 1º de julho de 1994 ocorreu a reforma do padrão monetário, com subsequente ancoragem da economia ao câmbio. A análise procurará detectar se o Plano Real causou modificações no processo gerador da série do Imec: presume-se que o plano, ao provocar a ampliação da demanda agregada, levou ao aumento do nível de atividade, refletido em maior movimentação econômica.

\* Professores do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP.

## 2. Série e metodologia utilizadas

### *Série do Imec*

Existem no Brasil várias séries estatísticas que buscam medir o nível da atividade da economia. Sua publicação é feita, porém, com certa defasagem. Isso pode prejudicar o processo de tomada de decisão dos agentes econômicos, se ele depender de previsão sobre os rumos a serem tomados pela economia no curto prazo.

O Imec foi concebido exatamente com o objetivo de reduzir tempo entre a ocorrência dos fatos econômicos e sua divulgação. A estratégia consistiu em utilizar variáveis com frequência semanal de observação, disponíveis com apenas uma semana de defasagem, e que, embora nem sempre se refiram diretamente à atividade produtiva, mantêm estreita relação com ela.

As variáveis que compõem o Imec são: passageiros em ônibus urbanos (município de São Paulo); passageiros em metrô (município de São Paulo); passageiros em ônibus interurbanos (terminal do Tietê); passageiros em aviões (aeroporto de Congonhas); passageiros de vôos nacionais (aeroporto de Guarulhos); passageiros de vôos internacionais (aeroporto de Guarulhos); consumo de gasolina e álcool para transporte de passageiros (região metropolitana de São Paulo); consumo de óleo diesel para transporte de carga (região metropolitana de São Paulo); consumo de energia elétrica (região metropolitana de São Paulo); consultas ao Serviço de Proteção ao Crédito (município de São Paulo).

Fica claro, portanto, que apenas duas das variáveis estão diretamente associadas ao nível de atividade econômica: o consumo de energia elétrica, que reflete a atividade produtiva dos setores secundário e terciário, e o número de consultas ao SPC, que é um dos termômetros da *ponta* da cadeia produtiva, qual seja, o consumo final. As demais variáveis estão relacionadas ao movimento de pessoas e de carga, ou seja, de agentes econômicos e produtos.

Decorre daí a denominação dada ao indicador: *movimentação* econômica. A idéia subjacente à concepção do Imec é que a movimentação de pessoas e produtos é um *sintoma* do nível de atividade econômica, ou seja, quanto mais aquecida estiver a economia, maior deve ser o número de deslocamentos de pessoas, seja por motivo de trabalho, seja por lazer, e mais intensa deve ser a movimentação de mercadorias entre os vários elos da cadeia produtiva e o consumidor final. Essa idéia é corroborada pelos resultados apresentados por Azzoni e Latif (1995:62), os quais mostram forte correlação entre o Imec e variáveis usualmente utilizadas como indicadores do nível de atividade econômica. As correlações obtidas pelos autores são: 0,92 para o índice de utilização da capacidade industrial-SP; 0,96 para o INA-Fiesp; 0,95 para vendas na indústria-SP; 0,93 para vendas no comércio-SP e 0,91 para produção industrial Fibge-Brasil. Observa-se, assim, que, embora o Imec seja construído com base em variáveis referentes à cidade ou à região metropolitana de São Paulo, ele guarda forte associação com séries relativas ao estado de São Paulo e ao Brasil.

Em suma, o Imec é um indicador divulgado semanalmente, que reflete os fatos ocorridos com pequena defasagem e que, por estar razoavelmente correlacionado com variáveis associadas ao nível de atividade econômica do estado de São Paulo e do Brasil, pode ser de grande utilidade para os agentes quando da tomada de decisões.

Todas as variáveis que compõem o Imec têm como valor de referência a média diária, cujo cálculo exclui sábados, domingos, feriados e dias de greve. Isso é feito com o objetivo de extrair previamente oscilações não facilmente tratáveis do ponto de vista estatístico e que,

se não reconhecidas e não tratadas, podem comprometer a avaliação da real situação da economia. Convém destacar que as oscilações regulares, devidas a fatores sazonais, que permanecem ainda que se trabalhe com as médias diárias, foram devidamente consideradas e séries dessazonalizadas foram geradas para cada uma das variáveis que compõem o indicador.

O Imec resulta da média aritmética ponderada dessas 10 variáveis. Na ausência de critérios e informações adequados para a determinação direta do peso de cada variável, este foi estabelecido indiretamente, por meio do uso da técnica de componentes principais.<sup>1</sup> O peso atribuído a cada variável corresponde ao seu coeficiente na composição do primeiro componente principal, ou seja, na combinação linear das variáveis originais que consegue incorporar a maior parcela da variação total (ou da variância) das mesmas.<sup>2</sup>

A série do Imec inicia-se em julho de 1991 e tem como período de comparação (base = 100) a média do ano de 1992. Neste artigo, trabalhou-se com a série de julho 1991 a novembro 1995.

### *Modelo de análise de intervenção*

A trajetória de uma série de tempo pode ser substancialmente alterada por medidas tomadas pelos agentes econômicos, especialmente pelo governo, ou por eventos excepcionais. Tais medidas e eventos, cuja data de ocorrência é conhecida, foram denominados *intervenção* por Box e Tiao (1975). Sua inclusão nos modelos Arima (*autoregressive integrated moving average models*), por meio de variável *dummy*, dá origem aos modelos de análise de intervenção.

Se elas não forem consideradas de maneira explícita, podem prejudicar o processo de identificação do modelo e, conseqüentemente, a estimação deste e a realização da previsão.

Considerando a ocorrência de apenas uma intervenção  $I_t$ , o modelo de análise de intervenção é expresso por:

$$y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b I_t + N_t$$

onde:

$\omega(B)$  e  $\delta(B)$  são polinômios de ordem  $s$  e  $r$ , respectivamente;

$b$  é o tempo necessário para a intervenção começar a ter efeito;

$N_t$  é um ruído descrito por um processo Arima ( $p, d, q$ ).

A escolha de  $r, s$  e  $b$  depende basicamente de duas características da intervenção:

a) início abrupto ou gradual de seu efeito;

<sup>1</sup> Esta é uma técnica de análise multivariada que transforma um grupo de variáveis correlacionadas em um conjunto de combinações lineares ortogonais que conservam as diferenças individuais das variáveis originais. Cada combinação linear é denominada componente principal.

<sup>2</sup> Para maiores detalhes acerca da metodologia do Imec, consultar Azzoni & Latif (1995).

b) duração permanente ou temporária de seu impacto (Mills, 1990, cap. 12; Enders, 1995, cap. 5). Intervenções com reflexo permanente sobre o processo gerador da série são representadas pela variável *dummy*, que assume valor 1 a partir do instante de ocorrência da intervenção e valor 0 nos instantes anteriores (variável *step*). Se o impacto for temporário, a *dummy* assumirá valor 1 apenas no momento de ocorrência da intervenção (variável *pulse*).

Uma vez definidos os valores de  $r$ ,  $s$  e  $b$ , os parâmetros de  $\omega(B)$  e  $\delta(B)$  podem ser preliminarmente estimados por mínimos quadrados ou por máxima verossimilhança, e a identificação do ruído  $N_t$  pode, então, ser feita com base nos resíduos da estimação ( $\hat{N}_t$ ).

Finalmente, estimam-se conjuntamente todos os parâmetros do modelo de análise de intervenção:

$$(1-B)^d y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b (1-B)^d I_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \varepsilon_t$$

onde:

$\theta(B)$  e  $\phi(B)$  são polinômios de ordem  $q$  e  $p$ , respectivamente;

$\varepsilon_t \sim iid(0; \sigma^2)$ .

### 3. Resultados obtidos

A análise do comportamento do Imec e, em particular, do impacto do Plano Real sobre esse índice foi desenvolvida com base na série dessazonalizada do indicador.<sup>3</sup>

A mera observação gráfica da série (gráfico 1) indica que, em meados de 1994, houve uma aceleração na velocidade de crescimento do Imec, provavelmente em decorrência do Plano Real. Se isso for correto, o Imec deve ser adequadamente descrito por um modelo de análise de intervenção que contemple a implantação do referido plano.

Como a série é claramente não-estacionária, foram realizados primeiramente testes de raiz unitária para verificar se sua tendência é estocástica.

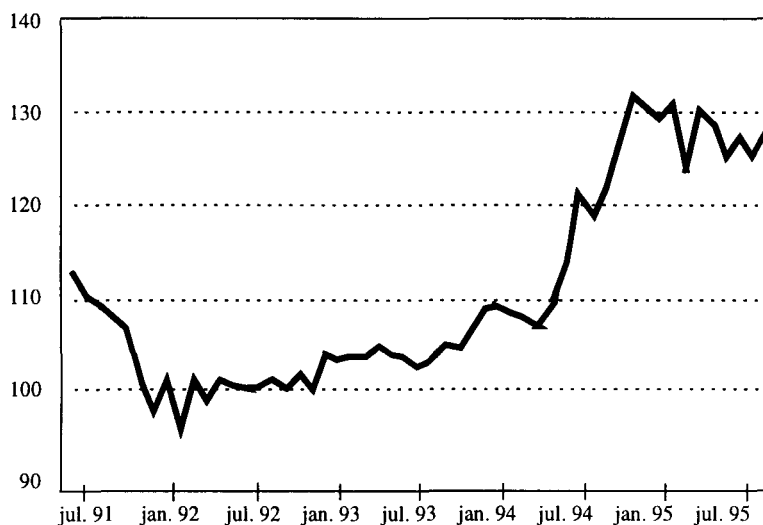
Os testes ADF, Dickey-Fuller Aumentado (Dickey & Fuller, 1979 e 1981), com ou sem constante e tendência não levaram à rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária, conforme resultados apresentados na tabela 1. O número de defasagens utilizado foi 1, garantindo-se com isso a não-autocorrelação dos resíduos.

Sabe-se, porém, que os testes ADF têm viés na direção da não-rejeição da hipótese nula quando as séries exibem sensíveis mudanças em sua trajetória, os chamados *breaks* (Perron, 1989 e 1993). Como esse parece ser o caso do Imec, realizou-se também o teste de raiz unitária que considera essa característica da série, introduzindo no modelo variáveis *dummy*. Dos modelos propostos por Perron (1993), dois podem, em princípio, ser adequados à série em análise, uma vez que esta não apresenta mudança brusca no intercepto: o modelo AO (*additive outlier*) com mudança na declividade e o modelo IO (*innovational outlier*) com mudança no intercepto e na declividade. Os modelos AO consideram que as alterações no inter-

<sup>3</sup> As séries original e dessazonalizada do Imec encontram-se no apêndice (seção A.2).

cepto e/ou na declividade ocorrem de forma instantânea, enquanto os modelos IO trabalham com a hipótese de mudança gradual.<sup>4</sup>

Gráfico 1  
Ibec (base: média 1992 = 100)



Os resultados desse teste alternativo baseado no primeiro modelo também não rejeitaram a presença de raiz unitária no Ibec; já pelo segundo modelo, a hipótese nula é rejeitada (ver tabela 1).

Tabela 1  
Testes de raiz unitária

Teste	Estatística <i>t</i>	Valor crítico (5%)*
ADF		
Sem constante e tendência	1,0019	-1,95
Com constante	0,0454	-2,92
Com constante e tendência	-2,6485	-3,50
Perron		
Modelo AO-critério $\alpha$	-3,4902	-4,08
Modelo AO-critério $\gamma$	-2,7683	-4,36
Modelo IO-critério $\gamma$	-5,5037	-4,62

\* Os valores críticos para os testes ADF foram extraídos de MacKinnon (1991); para os demais, a fonte é Perron (1993).

<sup>4</sup> Uma breve exposição do teste alternativo proposto por Perron encontra-se no apêndice.

O mês de ocorrência do *break*, identificado endogenamente pelo procedimento do teste, foi agosto de 1994 para o modelo AO-critério  $\alpha$ . O modelo AO-critério  $\gamma$ , bem como o modelo IO, detectou o *break* em abril de 1994.

A etapa seguinte consistiu na especificação e estimação do modelo de análise de intervenção para o Imec. É interessante registrar que a aplicação da primeira diferença à série para torná-lo estacionário produziu um ruído branco. Portanto, a desconsideração do possível efeito da intervenção levaria à conclusão de que o Imec é um *random walk*, sob a hipótese de existência de uma raiz unitária. Isso ilustra bem a interferência que as intervenções exercem sobre o processo de identificação de modelos dentro da abordagem de Box e Jenkins.

Para estabelecer a forma de inclusão da intervenção no modelo, considerou-se que o Plano Real teria, *ceteris paribus*, um efeito gradual e de duração permanente sobre o nível de atividade econômica, aqui representado pelo Imec. Essa hipótese parece razoável, tendo em vista que, um ano e meio após a implantação do plano, as taxas de inflação continuam relativamente baixas e a atividade econômica mantém-se em patamar superior ao verificado no período anterior. Assim, adotou-se a seguinte especificação para o modelo de análise de intervenção:

$$\text{Imec}_t = \frac{\omega}{1 - \delta B} B^b I_t + N_t$$

onde  $I_t$  é igual a 1, para  $t$  a partir de julho de 1994, e 0 para os demais meses.

Essa especificação para a intervenção implica que seu impacto tem as seguintes magnitudes:  $\omega$  no primeiro mês em que o Plano Real tem efeito sobre o Imec,  $\omega(1 + \delta)$  no segundo mês,  $\omega(1 + \delta + \delta^2)$  no terceiro mês e assim por diante. O efeito total, de longo prazo, é igual a  $\omega / (1 - \delta)$ .

Estimações preliminares foram realizadas com  $b$  igual a 0 e a 1. O teste de Ljung-Box e as estatísticas AIC e BIC indicaram a unidade como o valor mais adequado para  $b$ , ou seja, o plano teria seu impacto começando a se concretizar um mês após seu anúncio.

A identificação do modelo para o ruído levou ao Arima (1,1,0). Assim, o modelo completo estimado foi:

$$(1 - B) \text{Imec}_t = \frac{\omega}{1 - \delta B} B(1 - B)I_t + \frac{1}{1 - \phi B} \varepsilon_t$$

Os resultados da estimação por máxima verossimilhança estão na tabela 2. As estatísticas  $t$  associadas aos três parâmetros estimados são significantes a menos de 5%; o teste de Ljung-Box para 6, 12 e 24 defasagens indica alta probabilidade de os resíduos se comportarem como um ruído branco.

As estimativas obtidas para  $\omega$  e  $\delta$  implicam que o Plano Real elevou o Imec em 6,24 pontos no mês de agosto de 1994. O efeito total, de longo prazo, é de 21,76 pontos. Isso corresponde a um aumento de 19,90% sobre o valor do indicador em julho de 1994, data da implantação do Plano Real. A trajetória desse efeito ao longo do tempo pode ser observada no gráfico 2. Até dezembro de 1994, já se teriam concretizado 81,56% do efeito total. Em julho de 1995, um ano após a implantação do plano, o valor correspondente seria 98,27%. Em dezembro de 1995, praticamente todo o impacto do plano estaria realizado.

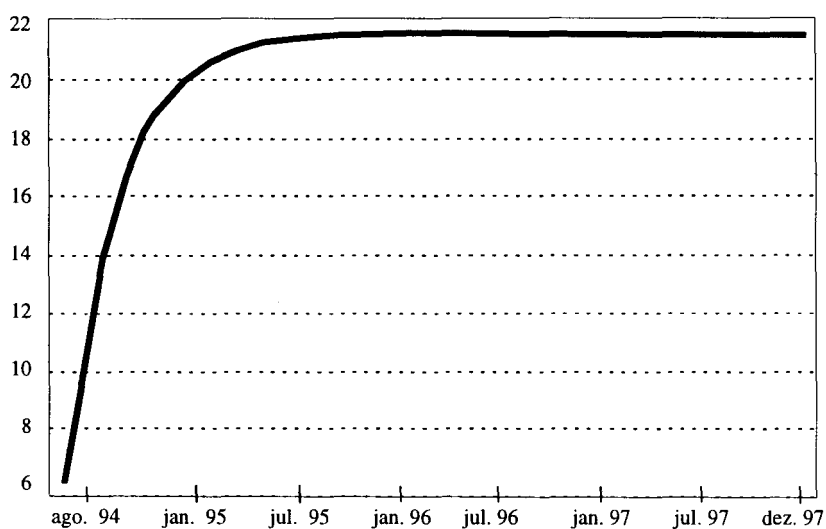
**Tabela 2**  
Resultados da estimação do modelo de análise de intervenção

Parâmetros	Estimativa	Estatística <i>t</i>
$\omega$	6,24418	3,55
$\delta$	0,71309	6,68
$\phi$	-0,43724	-3,31
$\sigma$	2,59441	-

Teste de Ljung-Box	Estatística	Probabilidade
$Q(6)$	1,68	0,891
$Q(12)$	4,84	0,939
$Q(24)$	8,09	0,998

**Gráfico 2**  
Impacto do Plano Real sobre o Imec



## 4. Conclusão

Embora o Imec não seja propriamente um indicador de atividade econômica, sua alta correlação com as séries tradicionalmente utilizadas como termômetro do funcionamento da economia brasileira permite que ele seja empregado quando se necessita prever o comportamento da economia com maior rapidez. Por outro lado, o Imec ensinou a aplicação da técnica de análise de série de tempo que leva em conta choques que têm impacto sobre a tendência da série. Considerou-se, em particular, a intervenção representada pelo Plano Real.

Os resultados mostram claramente que a desconsideração desse tipo de choque pode levar a um diagnóstico equivocado sobre o processo gerador dos dados. Caso o impacto do Plano Real não fosse considerado explicitamente sob a forma de intervenção, como proposto por Box e Tiao (1975), o processo de identificação do modelo e sua estimação ficariam prejudicados, o que levaria a previsões equivocadas sobre o comportamento da economia brasileira pós-Plano Real.

Finalmente, resta concluir que o Plano Real provocou um impacto bastante forte sobre a movimentação econômica. O impacto total de longo prazo corresponde a um aumento de cerca de 20% sobre o Imec de julho de 1994. Esse impacto realizou-se quase completamente até julho de 1995, um ano após a implantação do plano. Pode-se, enfim, dizer que este já cumpriu seu papel ao promover drástica redução nas taxas de inflação e crescimento do nível de atividade econômica, aqui representado indiretamente pelo Imec. Cabe agora aos condutores da política econômica e aos parlamentares a adoção de medidas adequadas, sobretudo no que diz respeito à reforma constitucional, a fim de que não se percam os resultados positivos até aqui conseguidos com o Plano Real.

## Referências bibliográficas

Azzoni, C. R. & Latif, Z. A. Indicador de movimentação econômica Imec-Fipe. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 17. *Anais*. 1995. v. 1, p. 53-69.

Box, G. E. P. & Tiao, G. C. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70:70-9, 1975.

Christiano, L. J. Searching for breaks in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10:237-50, 1992.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-31, 1979.

———. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1.057-72, 1981.

Enders, W. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, 1995.

Fava, V. L. & Cati, R. C. Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica. *Pesquisa e Planejamento Econômico* (2):279-96, 1995.

MacKinnon, J. Critical values for cointegration tests. In: Engle, R. F. & Granger, W. J. (eds.). *Long-run economic relationships*, Oxford University Press, 1991.

Mills, T. C. *Time series techniques for economists*. Cambridge University Press, 1990.



Perron, P. The great crash, the oil price, and the unit root hypothesis. *Econometrica*. (6):1.361-401, 1989.

———. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: Rao, B. B. (ed.). *Cointegration: expository essays for the applied economist*. Macmillan, 1993.

Rappoport, P. & Reichlin, L. Segmented trend and non-stationary time series. *The Economic Journal*, 99:168-77, 1989.

## Apêndice

### A.1 Testes alternativos

Os testes ADF, quando aplicados ao caso em que  $y_t$  é supostamente gerado por um  $AR(p)$ , têm como hipótese nula  $H_0: \alpha = 1$  no modelo a seguir:

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde  $\varepsilon_t \sim iid(0; \sigma^2)$ .

Os testes ADF admitem, portanto, apenas uma forma especificativa para a eventual tendência determinista, qual seja,  $\alpha + \beta t$ . Se essa tendência apresentar outra especificação, os testes ADF ficarão comprometidos.

Os testes de raiz unitária têm por objetivo verificar se os *choques regulares*, que ocorrem com frequência, afetam permanentemente a série  $y_t$ . Rappoport e Reichlin (1989) e Perron (1989 e 1993) argumentam que existe um outro tipo de choque menos freqüente, porém com grande impacto sobre a tendência da série: é o chamado *big shock*. Por essa característica, os *big shocks* devem ser considerados explicitamente no modelo que servirá de base para o testes de raiz unitária. Caso contrário, estes tenderão a não rejeitar a existência de raiz unitária, ainda que essa hipótese não seja verdadeira.

Perron (1993) propõe duas categorias de modelo que representam explicitamente os *big shocks*:

a) modelo AO (*additive outlier*), que pressupõe que as mudanças na tendência da série ocorrem de forma instantânea; existem três versões desse modelo que contemplam alterações só no intercepto, só na declividade ou tanto na declividade quanto no intercepto;

b) modelo IO (*innovational outlier*), que admite mudanças graduais na tendência; esse modelo pode ser aplicado a situações de alteração apenas no intercepto ou neste e na declividade conjuntamente; a versão para mudança somente na declividade não é apresentada por Perron pois, segundo o autor, ela apresenta dificuldade de aplicação empírica.

A série do Imec apresenta clara mudança na declividade; no caso do intercepto, se houve alteração, ela ocorreu de forma *gradual*. Portanto, das cinco alternativas de modelo mencionadas, apenas duas se aplicam a essa série: o modelo AO com mudança na declividade e o IO com mudança na declividade e no intercepto.

As equações estimadas em cada caso são as seguintes:

a) modelo AO

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \bar{y}_t$$

$$\bar{y}_t = \alpha \bar{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \bar{y}_{t-i} + \varepsilon_t$$

b) modelo IO

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t^* + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

onde:

$DT_t^* = t - T_b$  se  $t > T_b$  e 0 caso contrário;

$DU_t = 1$  se  $t > T_b$  e 0 caso contrário;

$D(TB)_t = 1$  se  $t = T_b + 1$  e 0 caso contrário;

$T_b$  é o instante em que ocorre a mudança na tendência;

$\varepsilon_t \sim iid(0; \sigma^2)$ .

As equações são estimadas por mínimos quadrados ordinários e a existência de uma raiz unitária não será rejeitada se  $H_0: \alpha = 1$  não for rejeitada.

Há dois termos desconhecidos nas equações mencionadas:  $T_b$  e  $k$ . A determinação de ambos é feita endogenamente, de acordo com critérios previamente estabelecidos. No que diz respeito a  $T_b$ , ele pode, em princípio, ser qualquer um dos instantes da série. Pode-se escolher, entre eles, aquele que minimiza o  $t$  estatístico associado a  $H_0: \alpha = 1$ . Esse método de escolha é denominado *critério  $\alpha$* . Outra forma é selecionar o instante em que o  $t$  estatístico associado a  $\gamma$  é maximizado, o que dá origem ao *critério  $\gamma$*  de seleção de  $T_b$  (Christiano, 1992). O valor de  $k$  será dado pela ordem da primeira auto-regressão que apresentar coeficiente estatisticamente significativo para o último  $\Delta y_{t-j}$ , partindo-se de um  $k$  máximo predeterminado.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> Uma aplicação dessa metodologia ao PIB brasileiro pode ser vista em Fava e Cati (1995).

## A.2 Séries original e dessazonalizada do Imec: jul. 1991 a nov. 1995

Séries original e dessazonalizada do indicador de movimentação econômica:  
jul. 1991 a nov. 1995  
(base: média de 1992 = 100)

Mês/ano	Imec série original	Imec dessazonalizado	Mês/ano	Imec série original	Imec dessazonalizado
Jul. 1991	115.5132	112.6371	Jan. 1994	103.9234	107.3130
Ago.	109.8170	110.0993	Fev.	102.7288	109.0223
Set.	107.4088	109.3060	Mar.	107.2260	109.3272
Out.	109.3665	107.8343	Abr.	106.9919	108.4547
Nov.	104.2666	106.5938	Mai	107.5742	108.1530
Dez.	101.3510	101.2890	Jun.	107.5643	107.0666
Jan. 1992	90.9734	97.3981	Jul.	117.0671	109.3347
Fev.	93.9897	101.2187	Ago.	119.6257	114.1097
Mar.	93.2173	95.7624	Set.	125.1937	121.4160
Abr.	98.8362	101.1644	Out.	125.8213	119.3196
Mai	97.3701	98.7189	Nov.	123.8246	122.0217
Jun.	101.1817	101.2786	Dez.	134.1252	127.1628
Jul.	105.6135	100.4891	Jan. 1995	128.6816	132.2632
Ago.	103.0357	100.3034	Fev.	124.7292	131.1363
Set.	101.9356	100.4033	Mar.	127.7356	129.8493
Out.	105.4639	101.2016	Abr.	128.4556	131.5530
Nov.	101.9662	100.3063	Mai	122.6239	123.9884
Dez.	106.4166	101.7554	Jun.	130.6868	130.9584
Jan. 1993	96.8249	100.1853	Jul.	138.9595	129.2955
Fev.	98.0525	103.9573	Ago.	130.5407	125.7083
Mar.	102.0518	103.3646	Set.	131.4697	127.9424
Abr.	101.8976	103.7252	Out.	132.8558	125.8403
Mai	103.1212	103.8392	Nov.	131.2161	128.5308
Jun.	105.2950	104.7612			
Jul.	109.9763	103.9211			
Ago.	107.1451	103.6247			
Set.	104.8855	102.7791			
Out.	107.8747	103.4458			
Nov.	105.7383	105.0072			
Dez.	109.2930	104.7343			