

# Uma série histórica do PIB trimestral

---

Celso de Campos Toledo Neto

*MCM Consultores*

Eraldo Genin Fiore

*Professor da Universidade Presbiteriana Mackenzie*

## **Resumo**

O artigo propõe um objetivo ambicioso: retroceder a série do PIB trimestral brasileiro, hoje disponível apenas desde 1980. Por meio de técnicas de desagregação temporal de séries, sugere-se que é possível obter uma aproximação razoável da série do PIB trimestral desde 1970, perfeitamente compatível com os dados anuais das Contas Nacionais. O aperfeiçoamento do banco de dados econômicos do Brasil é uma tarefa cujo benefício é evidente. O ano de 1980 é um “divisor de águas” da economia. A obtenção de séries trimestrais consistentes que cubram uma parte do período anterior, além do ganho de graus de liberdade, abre uma janela interessante para a comparação de momentos aparentemente distintos da história econômica recente do Brasil.

## **Abstract**

The paper has an ambitious goal: to retrocede the quarterly Brazilian GDP series, today available just since 1980. By means of techniques of secular disaggregation of series, it is suggested that it is possible to get a reasonable approach of the series of the quarterly GDP since 1970, perfectly compatible with the annual data of National Accounting. The perfecting of the economic data base of Brazil is a task whose benefit is evident. The year of 1980 is a “watershed” of the economy. The attainment of consistent quarterly series that cover a part of the previous period, beyond the profit degrees of freedom, opens an interesting window for the comparison of apparently distinct moments of the recent economic history of Brazil.

## Introdução

**A**s séries de tempo trimestrais são parte importante de uma parcela razoável dos estudos empíricos de economia. Por exemplo, as análises que buscam decompor os indicadores em ciclos e tendências e os estudos acerca das relações dinâmicas existentes entre as diversas variáveis.

Encontra-se na página do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) uma série anual da variação real do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro desde 1900. Infelizmente, no entanto, não há um indicador trimestral desta variável remontando a época tão distante, nem mesmo a partir de 1947, quando as Contas Nacionais começaram a ser computadas sistematicamente. Isso limita a análise dos ciclos econômicos sob uma ótica de longo prazo. Por exemplo, alguns filtros simétricos desenhados para extrair os componentes cíclicos de séries sem a introdução de deslocamentos de fase envolvem

descartar, no mínimo, dados referentes a seis anos. Explicita-se, portanto, a importância de haver séries suficientemente longas que forneçam graus de liberdade para a aplicação destes filtros.

A série do índice real do PIB trimestral a preços de mercado existe apenas desde 1980 no Brasil. Ainda assim, o indicador não foi computado de acordo com metodologia homogênea em todo o período. Até 1989, mediu-se um índice trimestral de volume a preços fixos, ponderando-se os diversos setores de acordo com a participação no valor adicionado em 1980.

Desde 1990, as Contas Nacionais do Brasil foram retroativamente determinadas

de acordo com os critérios propostos no Sistema de Contas Nacionais de 1993, elaborado por organismos multilaterais. A partir de 1990, a série trimestral do PIB divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) passou a representar o encadeamento de índices de base móvel para preservar a consistência com os novos dados das Contas Nacionais<sup>1</sup>. Coloque, portanto, o problema de encadear duas séries diferentes, sem acarretar problemas de ajustamento.

Além do ganho de graus de liberdade, há outro motivo para alongar a série do PIB trimestral. Os dados anuais sugerem que houve uma “quebra” estrutural importante no padrão de crescimento da economia brasileira em 1980. Uma série mais longa do PIB trimestral amplia, portanto, a possibilidade de comparar as características do ciclo econômico antes e depois desse ano.

Este artigo apresenta uma desagregação trimestral da série histórica do PIB anual antes de 1980, preservando as variações anuais efetivamente verificadas. Quando possível, utilizaram-se indicadores correlacionados com a variação do PIB para obter uma série trimestral aproximada. Não é simples encontrar tais indicadores. Sugere-se, no entanto, que a aplicação de técnicas mecânicas de desagregação provavelmente produzem resultados satisfatórios para grande parte do período anterior a 1970.

Dentre as diretrizes apresentadas no Manual de Contas Nacionais Trimestrais do FMI (Bloem et al., 2001), destaca-se que uma medida da variação do PIB em um dado trimestre deve ser construída com base em dados reais que correspondam a uma parcela elevada do PIB total. A aplicação de técnicas de desagregação temporal com ou sem o auxílio de indicadores deve ser vista, portanto, como uma solução inferior que, obviamente, não substitui uma

Os dados anuais sugerem que houve uma “quebra” estrutural importante no padrão de crescimento da economia brasileira em 1980

<sup>1</sup> O indicador de base móvel de um dado trimestre é computado a preços do ano anterior e espelha a variação do PIB em relação à média do ano anterior.

análise fundada em informações efetivas. Feita a ressalva, espera-se que os resultados obtidos neste trabalho sirvam de ponto de partida para novas tentativas que busquem ampliar o banco de dados históricos das Contas Nacionais Trimestrais do Brasil no período do pós-guerra.

## Desagregação temporal de séries econômicas

O objetivo da aplicação de técnicas de desagregação temporal de séries econômicas é utilizar os movimentos de um indicador medido em frequência alta para estimar os movimentos de curto prazo de uma série considerada mais confiável, computada de forma abrangente e rigorosa, porém em frequência menor<sup>2</sup>. Doravante, denomina-se esta série confiável de “série” e cada elemento do conjunto de dados de alta frequência de “indicador”.

No problema específico que se considera nesta nota, o objetivo é estimar um índice trimestral do PIB, sempre que possível a partir de indicadores trimestrais correlacionados, respeitando a restrição segundo a qual a variação média da estimativa do PIB trimestral encontrada para um dado ano deve igualar a variação da série anual nesse período. Além disso, o problema deve ser resolvido de modo a não criar discontinuidades nas taxas de crescimento entre o último trimestre de um ano e o primeiro do ano subsequente<sup>3</sup>.

As técnicas de desagregação de séries temporais com base em indicadores podem ser divididas em duas classes: (i) técnicas numéricas; e (ii) técnicas estatísticas. No primeiro caso, escolhe-se de maneira arbi-

trária uma medida de volatilidade da série trimestral (não conhecida) que deve ser minimizada. No segundo caso, supõe-se o conhecimento do modelo que relaciona série e indicador e o exercício de desagregação temporal da série torna-se um problema de inferência estatística.

Quando um indicador não é disponível, o processo de desagregação temporal transforma-se em um exercício puramente mecânico que visa estimar uma série trimestral que evolui suavemente de modo consistente com os valores anuais conhecidos. Mesmo lembrando que dados anuais contêm implicitamente informações a respeito dos movimentos cíclicos da variável, é claro que séries cuja variação trimestral é mais volátil tendem a ser aproximadas de maneira menos eficiente por processos mecânicos. Ainda assim, tais métodos podem ser úteis sob determinadas condições.

Qualquer método de desagregação temporal exige a adoção de premissas quanto ao processo gerador da série trimestral que não é passível de ser observada, seja baseado em um modelo estatístico ou derivado de um problema de minimização quadrática. Sendo assim, os exercícios de desagregação temporal de séries de tempo têm um fundamento que depende da aplicação e da forma que se supõe que o fenômeno estudado se comporta. Essa observação, aliada ao fato de que normalmente a análise econômica é feita com dados incompletos e medidos com erros, sugere que se deve testar a robustez das conclusões obtidas e, sempre que possível, optar por

---

Quando um indicador não é disponível, o processo de desagregação temporal transforma-se em um exercício puramente mecânico

---

<sup>2</sup> O termo “frequência” não é aqui usado no contexto de análise espectral, denotando apenas a periodicidade com que as séries são divulgadas.

<sup>3</sup> Este problema de ajustamento, conhecido por step problem, deriva da multiplicação pro rata da razão entre indicador e série anual para compor a série trimestral. A origem do problema é a existência de taxas de crescimento anuais distintas entre série e indicador. Quando a série cresce mais rapidamente que o indicador, a estimativa da série trimestral deve acompanhar este padrão. O uso de uma distribuição pro rata concentra o ajustamento em um único trimestre. Ver Bloem et al. (2001, p. 84-85) para um exemplo didático.

procedimentos simples e que dependam de poucas hipóteses.

Descrevem-se a seguir algumas metodologias propostas para resolver o problema da desagregação temporal de uma série.<sup>4</sup>

### Notação

Sejam

$A_t$  uma série anual observada em  $N$  anos, tal que  $T = 1, \dots, N$ , e

$i_{k,t,T}$  um indicador  $i$  observado no trimestre  $t$  do ano  $T$ , tal que  $k = 1, \dots, p$  e  $t = 1, \dots, 4$ .

Em termos matriciais, define-se  $A$  uma matriz  $N \times 1$  com a série anual e  $i$  uma matriz  $n \times p$  com  $p$  indicadores trimestrais observados. Evidentemente,  $n = 4 \cdot N$ .

O problema de desagregação temporal consiste em estimar os  $n$  valores da série  $a_{t,T}$  versão trimestral de  $A_t$ , satisfazendo a restrição temporal determinando que a soma dos quatro trimestres pertencentes a um mesmo ano coincida com o total anual correspondente:

$$\sum_{t=1}^4 a_{t,T} = A \quad \forall T \quad (1)$$

Observe-se que letras minúsculas são usadas para variáveis trimestrais e letras maiúsculas para variáveis anuais.

### Desagregação temporal sem indicadores

Quando não há informações que possibilitem fazer alguma hipótese com relação à configuração trimestral da série, o máximo que se pode conseguir é um padrão suave,

consistente com os totais anuais. O método mecânico de desagregação temporal mais simples foi proposto por Lisman e Sandee (1964). De acordo com o mesmo, a aproximação trimestral da série é obtida para o ano  $t$  como uma média ponderada dos totais nos anos  $t-1$  e  $t+1$ . Os pesos para computar a média foram derivados a partir de restrições arbitrárias, consideradas intuitivamente plausíveis<sup>5</sup>. O método não permite inferir os valores trimestrais para o primeiro e último anos da amostra.

Reconhecendo que a resolução do problema de desagregação temporal sem o auxílio de indicadores é intrinsecamente arbitrária, Boot et al. (1967) propuseram um critério a seu ver “menos arbitrário” que o de Lisman e Sandee, explicitando um problema de minimização da soma dos quadrados das diferenças de trimestres sucessivos, sujeita à restrição de que a soma dos trimestres para um dado ano seja igual ao total anual indicado pela série.

Expressando de forma matemática, a série trimestral é obtida pela solução de

$$\min_{(a_{1,1}, \dots, a_{4,1}, a_{1,2}, \dots, a_{4,N})} \sum_{j=2}^n (a_{j,t} - a_{j-1,t})^2 \quad (2)$$

sujeito à restrição (1).

A solução desse problema resulta uma série suave para  $a_{t,T}$  compatível com  $A_t$ <sup>6</sup>. Quilis (2001) mostra que a solução de (2) determina um filtro linear assimétrico e não estacionário de natureza semelhante à do filtro proposto por Hodrick e Prescott (1997).

A qualidade de aproximações sem o auxílio de indicadores depende da volatilidade do padrão trimestral da série. Por exemplo, uma série anual da evolução da população de um país provavelmente pode ser desagregada temporalmente com boa acurácia por meio do emprego desse método.

<sup>4</sup> O leitor interessado em mais detalhes deve consultar, além da exposição que se segue, Bloem et al. (2001, capítulos 6 e 7), Quilis (2001) e os respectivos artigos propondo cada uma das metodologias.

<sup>5</sup> Ver Boot et al. (1967, p.65) para um resumo dessas restrições, ordenadas segundo o que os autores consideram o grau de arbitrariedade.

<sup>6</sup> Boot et al. (1967) sugerem também a alternativa de minimizar o quadrado das diferenças de segunda ordem. Esta alternativa soluciona o fato de que o problema (2) resulta em séries “achatadas” nas pontas. Bloem et al. (2001) mostram uma forma de introduzir padrões sazonais conhecidos em (20).

A qualidade de aproximações sem o auxílio de indicadores depende da volatilidade do padrão trimestral da série

## Desagregação temporal com indicadores

### O método de Denton (1971)

Denton (1971) propôs uma solução ótima para o problema de desagregação temporal de  $A_t$  para o caso em que se dispõe de um indicador,  $i_{k,t,T}$ , que fornece informações concernentes às oscilações de curto prazo de  $A_t$ . O critério sugerido é, em essência, muito semelhante ao do método de Boot et al. Resulta em estimativas trimestrais de  $A_t$  otimamente proporcionais a  $i_{k,t,T}$  sujeito à restrição envolvendo as somas anuais dos trimestres.

Matematicamente, as séries trimestrais são derivadas de

$$\min_{(a_{1,1}, \dots, a_{1,T}, a_{2,1}, \dots, a_{k,N})} \sum_{j=2}^n \left[ \left( a_{j,T} - i_{k,j,T} \right) - \left( a_{j-1,T} - i_{k,j-1,T} \right) \right]^2 \quad (3)$$

sujeito a (1).

Trata-se de um método simples que evita problemas de ajustamento. O método Denton é o paradigma dos algoritmos para o problema de desagregação temporal de séries com base em indicadores e é utilizado por vários institutos responsáveis pela construção de Contas Nacionais Trimestrais, incluindo o IBGE<sup>7</sup>.

### O método de Chow e Lin (1971)

O método de Chow e Lin (1971) é pioneiro na aplicação de técnicas estatísticas para fazer a desagregação temporal de séries de tempo e define um arcabouço geral que permite considerar todos os demais métodos como casos particulares<sup>8</sup>. O método de Chow e Lin usa a teoria dos estimadores ótimos lineares não viesados para resolver

o problema da desagregação temporal no contexto do seguinte modelo de regressão, relacionando a série trimestral não observada e um conjunto de indicadores:

$$a = i\beta + u \quad (4)$$

em que  $\beta$  é um vetor  $p \times 1$  de parâmetros constantes mas desconhecidos e  $u$  é um vetor de distúrbios estocásticos de média zero e matriz de variâncias e covariâncias  $v$ . Note-se que, ao permitir o uso de mais de um indicador, o método de Chow e Lin flexibiliza a restrição existente no método de Denton.

Para obter a estimativa de  $a$ , Chow e Lin escolhem um estimador linear não viesado e de menor variância. Demonstra-se que estes critérios resultam no seguinte procedimento em três etapas: (i) estimar o modelo (4) com séries anuais observadas por mínimos quadrados generalizados; (ii) utilizar os parâmetros para criar uma série trimestral preliminar de  $a$ ; e (iii) distribuir os resíduos da regressão anual segundo uma regra que depende da estrutura que rege o comportamento do distúrbio  $u$  e permite estabelecer o formato da matriz de variâncias e covariâncias  $v$ .

Chow e Lin analisaram três alternativas para o modelo de  $u$ : (i) o caso em que  $u$  não apresenta correlação serial e tem variância constante; (ii) o caso em que  $u$

---

*O método de Chow e Lin usa a teoria dos estimadores ótimos lineares não viesados*

---

<sup>7</sup> Denton (1971) propôs oito alternativas para a definição da função objetiva a ser minimizada. Por exemplo, ao invés de minimizar a primeira diferença das razões entre  $a_{j,t}$  e  $i_{k,j,t}$ , sugere-se também a minimização da segunda diferença e outras variantes. Bloem et al. (2001) mostram ainda algumas variações da função objetiva propostas posteriormente por outros autores, além de aperfeiçoamentos ao método para permitir (i) a introdução de uma estrutura de ponderação aos trimestres de modo a definir quais devem ser mais ou menos ajustados e (ii) definir quão restritivos devem ser os totais anuais na busca da solução.

<sup>8</sup> Friedman (1962) já havia utilizado análise de regressão para solucionar um problema de interpolação, sugerindo que a técnica poderia ser utilizada para resolver problemas de desagregação e extrapolação. Chow e Lin fizeram essa generalização.

segue um  $AR(1)$ ; e (iii) o caso em que  $u$  não apresenta correlação serial, mas tem variância proporcional a um dos indicadores<sup>9</sup>.

### O método de Fernandez (1981)

A motivação do trabalho de Fernandez (1981) foi a observação de que o método de Chow e Lin incorre na dificuldade de especificar a matriz de covariância  $v$  e, mais importante, pode introduzir o problema de ajustamento em algumas circunstâncias. Para solucionar esses problemas, sugere-se uma generalização do método de Denton (1971) baseado na minimização quadrática das diferenças entre as séries ajustadas e os indicadores.

Fernandez unifica e dá uma justificativa formal para o seguinte procedimento em três estágios: (i) estimativa do modelo de regressão múltipla (4) com dados anuais, (ii) aplicação dos coeficientes para obter valores iniciais trimestrais de  $A$  e (iii) aplicação do método Denton para harmonizar estes valores

trimestrais aos valores anuais. Essa metodologia é superior ao método de Denton por permitir a utilização de mais do que um indicador e tornar endógena a forma de relação existente entre os indicadores e a série.

Na aplicação do método de Fernandez, podem ocorrer os seguintes casos particulares: (i) se não há indicadores,  $i=0$ , ou se  $\beta=0$ , obtém-se o método de Boot et al. (1967); (ii) se  $\beta=1$ , obtém-se o método de Denton; (iii) se o resíduo for nulo, obtém-se uma relação exata entre série e o

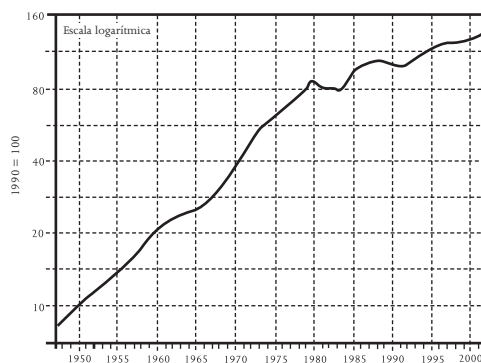
indicador; (iv) se  $\beta=1$  e o resíduo é nulo, o nível do indicador é igual ao nível da série; e (v) nos casos intermediários, em que  $\beta \neq 1$  e o resíduo não nulo, os níveis reponderados do conjunto de indicadores  $i$  formam um índice sintético que permite inferir  $a$ .

## Série trimestral do PIB brasileiro desde 1947

### A série anual: 1947-2002

Considera-se agora o problema prático proposto na introdução: obter uma aproximação trimestral “razoável” da série histórica do PIB brasileiro. Observe-se, de início, a evolução do índice anual do PIB com base em 1990, composto a partir da série de dados encontrada na página do Ipea (**figura 1**). Note-se, em particular, a nítida mudança do padrão de crescimento verificada após 1980. A análise que se segue considera esta série histórica anual como sendo o parâmetro que deve balizar a série trimestral.

**Figura 1.** Evolução do PIB: 1947-2002



Fonte: IPEADATA, elaboração do autor.

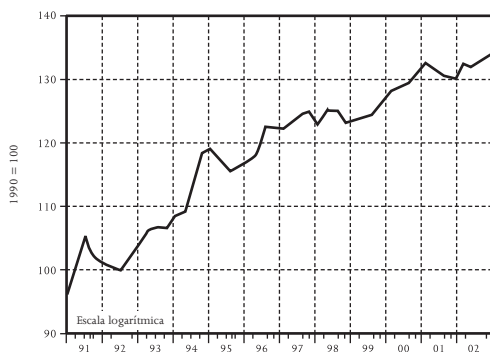
<sup>9</sup> Litterman (1983) propôs uma modificação do método de Chow e Lin, sugerindo uma estrutura na qual os distúrbios em (4) seguem um passeio aleatório cujas inovações são geradas por um  $AR(1)$ . O método de Fernandez (1981), descrito adiante, ainda que concebido no contexto de uma minimização quadrática à la Denton, é equivalente ao método de Chow e Lin quando se supõe que os distúrbios seguem um passeio aleatório puro. Observe-se, portanto, que a distinção entre os métodos numéricos e os métodos estatísticos não é profunda.

Essa metodologia é superior ao método de Denton por permitir a utilização de mais do que um indicador

## PIB trimestral desde 1980: uma série consistente

A **figura 2** mostra a evolução do índice do PIB trimestral dessazonalizado, com base em 1990, obtido na página do IBGE<sup>10</sup>. As taxas anuais médias de crescimento desse indicador são iguais às da série anual, com diferenças desprezíveis provavelmente decorrentes de arredondamento.

**Figura 2.** Evolução do PIB trimestral: 1991-1 a 2002-4

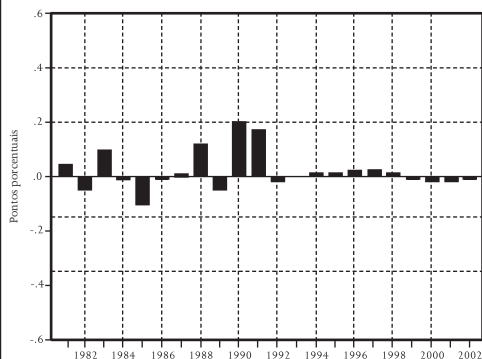


Fonte: IBGE.

A página do Ipea permite obter um índice do PIB trimestral sem ajuste sazonal do primeiro trimestre de 1980 ao quarto de 2001. A fonte original dos dados é o próprio IBGE e o encadeamento foi feito pelo Ipea. Os desvios médios das taxas anuais de crescimento obtidas a partir da série trimestral do Ipea relativamente às taxas de crescimento da série anual são, em geral, desprezíveis, com uma diferença maior no ano de 1990, quando a série antiga e a nova foram encadeadas<sup>11</sup>.

Para obter uma série consistente da evolução do PIB trimestral dessazonalizado desde 1980, adotou-se o seguinte procedimento: (i) dessazonalização da série trimestral do Ipea (de 1980 a 2001)<sup>12</sup>; (ii) utilização das taxas trimestrais de crescimento obtidas no primeiro passo para alongar retroativamente a série do IBGE até 1980; e (iii) utilização dessa série como indicador para desagregar a série anual do PIB de 1980 a 2002.

**Figura 3.** PIB: diferença entre as taxas anuais de crescimento (\*)



(\*) entre o indicador (IBGE alongado retroativamente) e a série anual (Ipea).

A **figura 3** mostra as diferenças entre as taxas de crescimento anual do indicador e da série, ilustrando o problema de ajustamento no período de transição que resultaria do simples encadeamento retroativo de séries. Note-se, ademais, que, de 1980 a 1990, as diferenças tendem a ser maiores, em parte devido aos efeitos do filtro utilizado para remover a sazonalidade da série do Ipea.

<sup>10</sup> Ver [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br).

<sup>11</sup> A taxa anual de crescimento do PIB em 1990, de acordo com a série trimestral não dessazonalizada encontrada na página do Ipea é -4,18% e a variação da série anual é -4,35% neste ano. Essa discrepância indica que o encadeamento entre as duas séries do PIB trimestral apresenta o problema do ajustamento comentado anteriormente.

<sup>12</sup> Método X-12 com as opções de default e ajuste para dias úteis do Software Eviews 4.1.

Para fazer a compatibilização entre as duas séries, aplicaram-se os métodos de (i) Denton (primeira e segunda diferenças), (ii) Chow e Lin, (iii) Fernandez e (iv) Litterman<sup>13</sup>. Como seria de se esperar, neste caso em que indicador e série são praticamente a mesma coisa, o ajustamento obtido em todos os métodos é virtualmente idêntico. De fato, computando-se a matriz de correlações entre as primeiras diferenças das séries ajustadas, de 1980 a 2002, verifica-se que o menor coeficiente encontrado é 0.999899. Optou-se pela série obtida pelo método de Fernandez.

### PIB trimestral de 1970 a 2002

O procedimento descrito anteriormente resumiu-se a tornar consistentes dois conjuntos de dados que medem o mesmo fenômeno. Compatibilizou-se de forma mais rigorosa as duas séries do PIB trimestral disponíveis, evitando o problema de ajustamento presente na série encadeada do Ipea.

Para períodos anteriores a 1980, a dificuldade de obter uma série trimestral do PIB aumenta. Começa-se a falar propriamente de obter valores aproximados do PIB trimestral verdadeiro. Sob a ótica da oferta, verifica-se que o componente mais dinâmico do PIB é dado pelo valor adicionado pelo segmento industrial. De fato, a variância dos componentes cíclicos do valor adicionado na indústria relativamente a uma tendência é 3,6 vezes maior que a dos componentes cíclicos do valor adicionado no setor de serviços, conforme mostram os dados da

diagonal principal do **quadro 1**. Além de fortemente correlacionados com os ciclos do setor de serviços, os ciclos industriais também mostram correlação maior do que 90% com os ciclos do próprio PIB.

**Quadro 1.** Componentes cíclicos do PIB (\*)

	Agropecuária	Indústria	Serviços	PIB
Agropecuária	2.78	-0.12	0.02	0.11
Indústria	-	3.33	0.80	0.93
Serviços	-	-	0.92	0.82
PIB	-	-	-	1.92

(\*) Na diagonal principal, consta a variância em torno da tendência extraída pelo filtro HP na amostra que vai do primeiro trimestre de 1991 ao primeiro de 2003. Nas demais posições, constam os coeficientes de correlação entre os diversos componentes do PIB.

Esta análise sugere que dados referentes à atividade industrial computados em freqüência trimestral qualificam-se em tese como bons indicadores para promover a desagregação trimestral da série anual do PIB, bastando supor que os padrões observados acima eram válidos no período de 1970 a 1980, o que não parece ser uma suposição controversa.

Há quatro indicadores industriais potencialmente úteis: (i) o indicador da produção industrial do IBGE; (ii) o índice de utilização da capacidade instalada na indústria da Fundação Getúlio Vargas (FGV); (iii) a série de produção mensal de cimento do Sindicato Nacional da Indústria do Cimento (SNIC); e (iv) a série de produção da indústria automobilística da Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (Anfavea)<sup>14</sup>.

<sup>13</sup> Para fazer os cálculos, utilizou-se a biblioteca de programas de Matlab descrita em Quilis (2003), gentilmente cedida por Rafael Roman, do Instituto Nacional de Estadística (INE). Os parâmetros dos modelos estatísticos, em particular os relativos às hipóteses para os processos geradores dos resíduos, foram obtidos por máxima verossimilhança. O método de Litterman é um caso particular do método de Chow e Lin.

<sup>14</sup> A série mensal da produção da indústria geral, que inclui o segmento de extração mineral, encontra-se disponível na página do Ipea desde 1975. Um encadeamento retroativo a 1971 desta série é possível utilizando-se dados referentes à indústria de transformação, obtidos em IBGE (1990). Tal procedimento resulta em uma boa aproximação, pois o valor adicionado da indústria de transformação representou mais de 95% do valor adicionado da indústria como um todo – que inclui também a construção civil e alguns serviços industriais – de 1990 a 1999. Naturalmente, este padrão também valia para o período anterior. Os dados referentes à utilização de capacidade instalada e à produção mensal de cimento foram obtidos na página do Ipea. Os números da indústria automobilística foram obtidas junto à Anfavea. Todos os dados foram dessazonalizados.

Inicialmente, a série do PIB trimestral desde 1980, obtida na seção anterior, foi utilizada para verificar a qualidade de aproximações trimestrais feitas a partir dos indicadores mencionados. As taxas de crescimento das aproximações trimestrais obtidas exclusivamente a partir do indicador da produção industrial têm coeficiente de correlação com a série trimestral do PIB de aproximadamente 91% aplicando-se os métodos de Chow e Lin, Fernandez e Litterman. Há, portanto, robustez dos resultados à escolha do método de aproximação.

O **quadro 2** permite comparar a acurácia das aproximações do PIB trimestral a partir dos indicadores, medindo-se a mesma por meio do coeficiente de correlação entre as variações trimestrais das séries. Os resultados permitem concluir que (i) individualmente, o indicador da produção industrial resulta na melhor aproximação; (ii) a inclusão de mais de um indicador não melhora substancialmente e às vezes piora a qualidade da aproximação.

**Quadro 2.** Acurácia de aproximações com diversos indicadores

Indicador(es) utilizados para fazer a aproximação trimestral (*)	Coefficiente de correlação com a série do PIB trimestral de 1980-1 a 2002-4 (**)
Produção industrial (IP)	0,9057
Nível de utilização da capacidade instalada (UC)	0,7622
Produção de cimento (PC)	0,6049
Produção da indústria automobilística (PA)	0,5478
IP e UC	0,8783
IP e PC	0,9085
IP e PA	0,9049
IP, UC e PC	0,8713
IP, UC, PC e PA	0,8699

(\*) Aproximações feitas com o método de Chow e Lin. Resultados semelhantes são obtidos a partir da aplicação dos outros métodos.

(\*\*) Coeficiente calculado com as variações das séries.

A superioridade do indicador de produção industrial não é surpreendente, pois o mesmo é utilizado na composição das Contas Nacionais. O fato de que as aproximações podem piorar com modelos menos parcimoniosos deve-se, possivelmente, a um problema de *over-adjustment*<sup>15</sup>.

A discrepância entre a série aproximada a partir da produção industrial e a série original tem valor médio igual a 0,004% e desvio padrão de 0,68 ponto porcentual. Verifica-se que parte desse desvio padrão deve-se à existência de diferenças entre as propriedades dinâmicas do valor adicionado da indústria e dos outros segmentos do PIB. As discrepâncias entre as séries apresentam correlação serial que pode ser descrita como um processo MA(2).

A ocorrência de discrepância de um ponto porcentual no trimestre t tipicamente é seguida de discrepâncias negativas de 0,51 e 0,45 pontos porcentuais, não se podendo rejeitar a hipótese de que a soma desses dois efeitos é igual a menos um. Tal resultado indica que a atividade industrial reflete mais rapidamente e com mais intensidade as mudanças de condições econômicas. Uma discrepância positiva em um trimestre significa que a estimativa do PIB baseado na atividade industrial subestimou a realidade no trimestre. O modelo MA(2) mostra que essa diferença é corrigida nos dois trimestres subsequentes, respectivamente em 51% e 45%<sup>16</sup>.

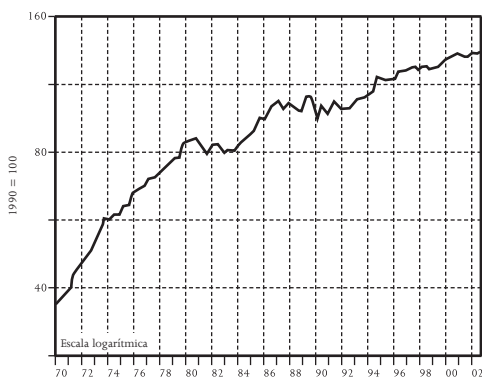
<sup>15</sup> Os modelos estatísticos podem interpretar alguns movimentos irregulares verdadeiros que não se ajustam aos padrões regulares do modelo como sendo erros, removendo-os. Bloem et al. (2001) apontam este problema como uma das principais desvantagens do uso de abordagens estatísticas, preferindo o procedimento de Denton com algumas modificações.

<sup>16</sup> O desvio padrão dos resíduos do modelo MA(2) é igual a 0,58. Este pode ser considerado o erro de aproximação não devido a diferenças entre as propriedades dinâmicas dos componentes do PIB. A estrutura de correlação serial na sequência de discrepâncias entre a série do PIB e a série aproximada poderia, em tese, ser incorporada no exercício de aproximação por meio, por exemplo, do método descrito em Hilmer e Trabetsi (1987). Ainda assim, verifica-se que o desvio padrão das discrepâncias cai relativamente pouco quando se considera a estrutura de correlação serial, de 0,68 para 0,58, utilizando os parâmetros do modelo MA(2) estimados. Considerando o sacrifício em termos de parcimônia e simplicidade, sugere-se de forma ad hoc que o benefício desses aperfeiçoamentos não supera o custo.

Esta análise sugere que os dados referentes à atividade industrial fornecem uma base adequada para desagregar a série anual do PIB no tempo. Em particular, verifica-se que o índice de produção industrial é o indicador que permite fazer a melhor aproximação, seguido do índice de utilização da capacidade instalada na indústria<sup>17</sup>.

A **figura 4** mostra a evolução do PIB trimestral desde 1970 em escala logarítmica. Note-se a escalada do crescimento nos anos do “milagre” e a desaceleração a partir de 1973, quando inflação e endividamento externo passaram a ocupar um lugar de destaque na agenda do País. Observe-se também a tendência a apresentar ciclos mais voláteis após 1980, constatação que não é evidente quando se observam os dados anuais (**figura 1**).

**Figura 4.** Evolução do PIB trimestral: 1970-1 a 2002-4



## PIB trimestral antes de 1970

Apesar das imperfeições, vale conjecturar que a série obtida na seção anterior é muito parecida com a que seria efetivamente observada caso o IBGE tivesse aplicado, desde 1970, a metodologia de cômputo do PIB trimestral usada de 1980 a 1989 – período em que ele era um índice de base fixa. Antes de 1970, no entanto, é difícil encontrar informações que possam servir de indicadores úteis para promover a desagregação temporal da série do PIB.

A escassez de informações recomenda iniciar a análise referente ao período anterior a 1970 avaliando a *performance* dos procedimentos de desagregação temporal de séries sem o auxílio de indicadores. Tais aproximações “mecânicas” representam parâmetros a partir do qual outras aproximações devem ser comparadas.

Para avaliar a qualidade de aproximações trimestrais mecânicas da série anual do PIB, aplicou-se o método de Boot et al. (1967) em duas amostras: (i) de 1970 a 2002 e (ii) de 1947 a 2002. Duas funções foram minimizadas: a dada pela expressão (2) e uma versão de (2) definida para a segunda diferença da série trimestral. Analisou-se o coeficiente de correlação entre as taxas trimestrais de crescimento da série do PIB trimestral e das aproximações para diversos períodos. Os resultados estão no **quadro 3**.

<sup>17</sup> Hayes e Turner (2003) estimaram o PIB trimestral inglês para o período 1920-1938 usando um índice da produção industrial e o método de Chow e Lin.

**Quadro 3.** Qualidade das aproximações mecânicas

Amostra e função perda	Aproximação mecânica feita para o período 1970-2002		Aproximação mecânica feita para o período 1947-2002	
	1ª Diferença (+)	2ª Diferença (+)	1ª Diferença (+)	2ª Diferença (+)
Coefficiente de correlação 1970 a 2002	0.048	-0.009	0.494	0.490
Coefficiente de correlação 1972 a 2002 (*)	0.466	0.298	0.488	0.486
Coefficiente de correlação 1972 a 1985	0.635	0.337	0.683	0.653
Coefficiente de correlação 1986 a 2002	0.279	0.308	0.279	0.308

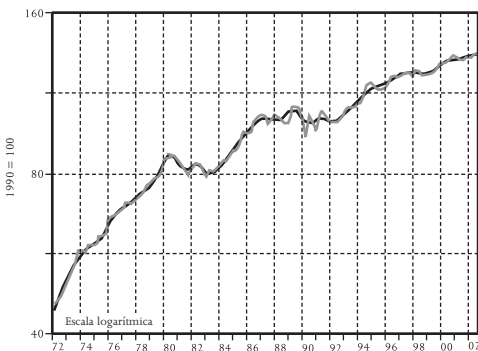
(\*) A opção por não considerar a correlação desde 1970 deve-se ao fato de que o método de Boot et al. (1967) não funciona bem no início das aproximações, como pode ser observado nas duas primeiras células da tabela. (+) Especificação da função de volatilidade minimizada.

Verifica-se que (i) existe uma certa tendência ao aumento da qualidade da aproximação quando se utiliza uma série anual mais longa; (ii) a qualidade da aproximação é tipicamente melhor quando se minimiza a volatilidade da taxa de crescimento e não a da taxa de aceleração da série trimestral; e (iii) a qualidade da aproximação depende da janela temporal escolhida.

O coeficiente de correlação entre as taxas trimestrais de crescimento do PIB e da série obtida por meio de desagregação temporal mecânica é superior a 60%, chegando a 68%, no período anterior a 1986.

A **figura 5** sugere que a qualidade da aproximação mecânica piora após 1986, quando se iniciou o período de forte instabilidade macroeconômica em que, de certa forma, o país ainda está submetido.

**Figura 5.** PIB trimestral e aproximação mecânica

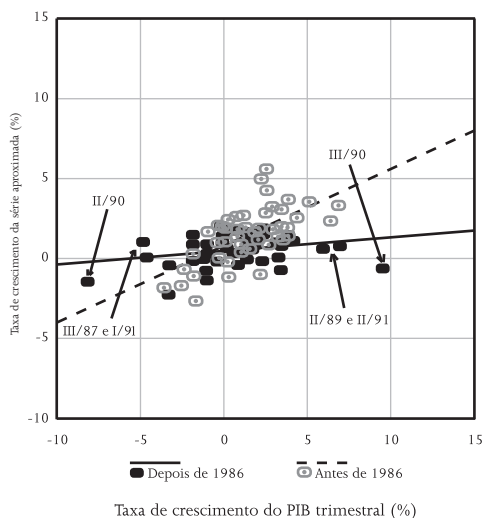


O ajustamento é particularmente deficiente entre 1987 e 1991. O biênio 1994-1995 também foi marcado por variações acentuadas do produto. Note-se, em contrapartida, o bom ajustamento da aproximação no período 1979 a 1984 que, como se sabe, também foi marcado por turbulências.

O coeficiente de correlação diminuiu para menos de 30% após 1986, em função de crescimentos trimestrais que podem ser considerados outliers<sup>18</sup>. A **figura 6** indica que a queda do coeficiente de correlação após 1986 deve-se aos efeitos de alguns pontos influentes. Verifica-se que o coeficiente de correlação entre as taxas trimestrais de crescimento da série mecanicamente desagregada e as do PIB sobe para 57% na amostra entre 1972 e 2002 quando se excluem os oito trimestres com taxas de expansão atípicas, lembrando que seis destes, incluindo os dois extremos, localizam-se entre 1987 e 1991.

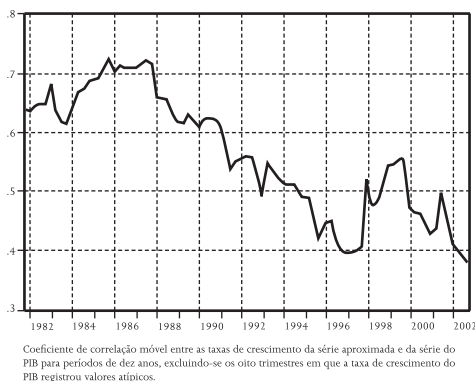
<sup>18</sup> Utiliza-se a seguinte definição para outlier e valor extremo: Seja Q o intervalo interquartil da distribuição das taxas trimestrais de crescimento. Define-se um outlier como sendo uma observação cuja distância em relação ao primeiro ou terceiro quartis seja maior ou igual a 1,5\*Q e menor ou igual a 3,0\*Q. Se a distância for maior do que 3,0\*Q, a observação é considerada um valor extremo. Ver Mukherjee et al. (1998). A partir dessas definições, identificam-se como outliers as taxas de crescimento verificadas nos seguintes trimestres: IV/73 (6,4%), I/76 (6,8%), II/89 (6,9%), II/91 (6,0%), I/91 (-4,8%) e III/87 (-4,7%). Encontram-se valores extremos no segundo e terceiro trimestres de 1990, após o "choque" do Plano Collor, quando as taxas foram, respectivamente -8,0% e 9,5%.

**Figura 6.** Aproximação e realidade antes e depois de 1986



A **figura 7** mostra a evolução do coeficiente de correlação móvel para períodos de dez anos, excluindo-se os valores atípicos. Mesmo com esse ajuste, o coeficiente apresentou tendência de queda a partir de 1987, provavelmente em função da instabilidade econômica. Chama atenção que, antes de 1986, o coeficiente de correlação chegou a superar 70%, lembrando que a amostra inclui o período de forte retração da atividade depois de 1980.

**Figura 7.** Coeficiente de correlação móvel



A fim de avaliar as propriedades cíclicas da série aproximada mecanicamente vis-à-vis a série original, efetuou-se uma decomposição das séries em componentes irregulares, cíclicos e tendência. Seguindo a classificação utilizada por Baxter (1994), os componentes irregulares correspondem àqueles que oscilam em períodos compreendidos entre dois e cinco trimestres, os componentes cíclicos oscilam na faixa entre seis e 32 trimestres e a tendência captura os componentes de frequência baixa, com periodicidade acima de 32 trimestres. Para fazer a análise, utilizou-se a aproximação simétrica do filtro *band pass* ideal sugerido em Baxter e King (1995). O **quadro 4** mostra os coeficientes de correlação entre os componentes.

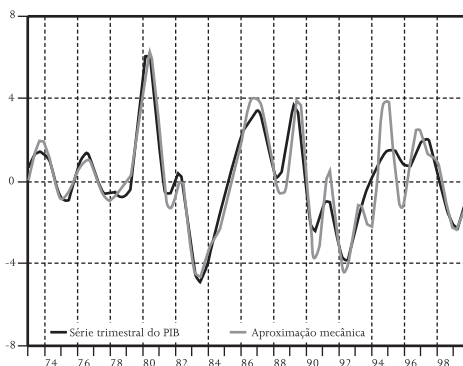
**Quadro 4.** Componentes periódicos das séries

Coeficiente de correlação entre os componentes da série do PIB trimestral e da série aproximada						
Período	Componentes irregulares (CI)		Componentes cíclicos (CC)		Tendência (T)	
Total	0.1002		0.9343		0.9998	
Antes de 1986	0.3251		0.9809		0.9998	
Depois de 1986	0.0164		0.8939		0.9982	
Desvio padrão dos componentes						
Período	PIB			Série aproximada		
	CI	CC	T	CI	CC	T
Total	1.14	2.35	20.64	0.15	2.17	20.63
Antes de 1986	0.68	2.29	11.98	0.15	2.30	11.96
Depois de 1986	1.46	2.41	10.03	0.16	2.06	9.97

A correspondência entre os componentes irregulares é praticamente nula. O coeficiente de correlação entre as séries é de 0,10 e o desvio padrão dos componentes irregulares verdadeiros é mais do que sete vezes maior, conforme mostra o **quadro 4**<sup>19</sup>. O resultado não poderia ser qualitativamente diferente. O uso de indicadores para desagregar totais anuais no tempo é feito exclusivamente para melhorar o ajustamento entre os componentes das séries que flutuam em periodicidades mais curtas.

A **figura 8** mostra a evolução dos componentes cíclicos. De modo geral, verifica-se que as propriedades cíclicas das séries são correlacionadas positivamente. Ainda assim, de modo análogo ao que já se observou anteriormente, é possível discernir dois períodos: antes e depois de 1986. Antes, a correspondência entre as séries é quase perfeita, com o coeficiente de correlação registrando 98%. Depois, o ajustamento piora e o coeficiente de correlação cai para 89%. Note-se que o desvio padrão dos ciclos da série aproximada subestima o valor real após 1986. Antes desse ano, no entanto, a variabilidade entre as séries é praticamente a mesma.

**Figura 8.** PIB e série aproximada: componentes cíclicos



**Quadro 5.** Diferença de fase entre os ciclos

PIB trimestral (a)	Série aproximada (b)	Diferença em trimestres (b - a)
<b>Picos (*)</b>		
III/76	III/76	0
III/80	II/80	-1
Não verificado	II/82	n.d.
IV/86	I/87	1
III/89	II/89	-1
III/91	II/91	-1
I/95	II/95	1
IV/96	II/97	2
<b>Vales (*)</b>		
II/75	II/75	0
I/78	I/79	4
III/83	III/83	0
III/88	II/88	-1
III/90	III/90	0
III/92	III/92	0
I/96	II/96	1

(\*) Define-se um pico (vale) em um dado trimestre se o componente neste trimestre for maior (menor) do que os verificados nos cinco trimestres anteriores e posteriores.

De modo a completar a comparação entre os componentes cíclicos das séries, é conveniente verificar a magnitude da diferença de fase existente entre os ciclos encontrados. Definindo-se um pico (vale) como sendo um trimestre em que se registra um valor para o componente cíclico maior (menor) do que o verificado nos cinco trimestres anteriores e posteriores, o **quadro 5** mostra que, tipicamente, a série aproximada permite identificar um ponto de inflexão do PIB com margem de erro de um trimestre. Além disso, a série aproximada identificou um pico inexistente no segundo trimestre de 1982.

As considerações acima sugerem que a desagregação temporal da série

<sup>19</sup> Para o período anterior a 1986, o coeficiente de correlação entre os componentes irregulares é baixo, mas não desprezível. Esse resultado reforça a interpretação de que, antes de 1986, o uso de metodologias de desagregação temporal mecânicas tende a produzir resultados mais aceitáveis.

anual de 1947 a 1969 provavelmente pode ser feita de forma aceitável utilizando-se um método puramente mecânico. Evidentemente, tal método resulta em uma série suave demais para ser utilizada para análises cujo foco é centrado em componentes de alta frequência, que oscilam em períodos médios inferiores a seis trimestres. Ainda assim, sugere-se que a série aproximada pode ser útil nas frequências normalmente associadas aos ciclos econômicos.

O **quadro 6** mostra o coeficiente de correlação de algumas variáveis com a série histórica do PIB trimestral obtida. Os cálculos foram feitos para os componentes irregulares, cíclicos e tendência. Além disso, separou-se a amostra em três períodos: antes de 1970, entre 1970 e 1986 e depois de 1986.

Destaca-se, em primeiro lugar, que os componentes irregulares da maioria das variáveis apresentam coeficiente de correlação baixo com os mesmos componentes do PIB. Os dados sugerem que, provavelmente, os componentes irregulares da verdadeira série do PIB para o período anterior a 1970 devem exibir correlação positiva maior com relação às importações e correlação negativa com os agregados monetários.

As propriedades da aproximação mecânica são mais ou menos semelhantes no que se refere à correlação com os componentes cíclicos das variáveis escolhidas. Tipicamente, encontram-se coeficientes de correlação um pouco menores do que os sugeridos no período 1970-1985. Os sinais dos coeficientes antes de 1970 são iguais aos encontrados para o período posterior, com exceção do referente à associação com os ciclos das exportações.

**Quadro 6.** PIB, agregados monetários, balança comercial e setor automotivo: coeficientes de correlação (\*)

Período	Componentes irregulares <sup>(1)</sup>	Componentes cíclicos <sup>(1)</sup>	Tendência <sup>(1)</sup> $r^{(5)}$
<b>Exportações (ajustadas sazonalmente)<sup>(2)</sup></b>			
1962-1969	-0.02	-0.03	1.00
1970-1985	0.02	0.32	0.98
1986-1999	-0.27	0.01	0.97
<b>Importações (ajustadas sazonalmente)<sup>(2)</sup></b>			
1962-1969	0.14	0.35	0.91
1970-1985	0.23	0.56	0.56
1986-1999	0.28	0.60	0.98
<b>Base monetária real (ajustada sazonalmente)<sup>(3)</sup></b>			
1950-1969	0.02	0.23	0.97
1970-1985	-0.25	0.32	0.39
1986-1999	-0.24	0.28	0.91
<b>M1 real (ajustado sazonalmente)<sup>(3)</sup></b>			
1950-1969	0.17	0.36	0.96
1970-1985	-0.12	0.56	0.62
1986-1999	-0.27	0.37	0.75
<b>Produção da indústria automobilística (ajustada sazonalmente)<sup>(4)</sup></b>			
1960-1969	0.32	0.81	0.98
1970-1985	0.40	0.60	0.74
1986-1999	0.60	0.46	0.85
<b>Logaritmo da produção da indústria automobilística (ajustado sazonalmente)<sup>(4)</sup></b>			
1960-1969	0.36	0.77	0.97
1970-1985	0.43	0.56	0.82
1986-1999	0.66	0.46	0.95

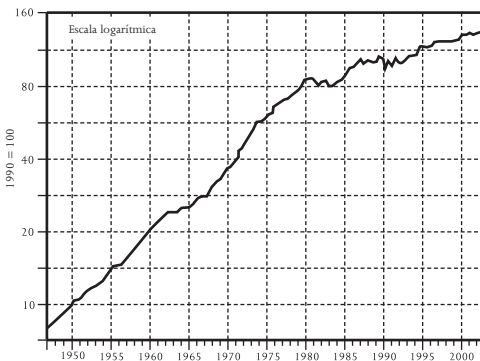
Notas: (\*) Coeficientes de correlação entre os componentes indicados das variáveis e os respectivos componentes da série trimestral do PIB obtida desde 1947. (1) Componentes extraídos utilizando-se o filtro sugerido em Baxter e King (1995). Este filtro exige descartar os dados referentes a três anos no início e no fim da amostra disponível. (2) Séries em US\$ bilhões deflacionadas pelo CPI norte americano. Os dados referentes à balança comercial foram obtidos na página do Ipea. O CPI foi obtido na página do Fed de Saint Louis. (3) Média trimestral dos dados mensais em R\$ referentes ao final do período, deflacionados pelo índice de custo de vida da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) centrado (média geométrica entre o mês de referência e o próximo). Os dados foram obtidos

na página do Ipea. (4) Média trimestral da produção total da indústria automobilística, incluindo automóveis, comerciais leves, caminhões, ônibus e máquinas agrícolas. Os dados foram obtidos diretamente na Anfavea. (5) Coeficientes de correlação entre variáveis não estacionárias podem não ter qualquer significado. Nesse caso, elas devem ser interpretadas somente como estatísticas que resumem o padrão de variação conjunto das variáveis dentro da amostra considerada.

O indicador de produção do setor automotivo apresenta um comportamento diferenciado em relação às outras variáveis. Existe correlação positiva não desprezível entre os componentes irregulares e cíclicos da produção da indústria automotiva e os do PIB em toda a amostra.

A comparação com os dados da indústria automotiva reforça a suposição de que a aproximação mecânica do PIB para o período anterior a 1970 se qualifica como razoável. Mesmo os componentes irregulares da série aproximada apresentam correlação não desprezível com os mesmos componentes da série de produção de um segmento importante como o automotivo<sup>20</sup>. A **figura 9** mostra o gráfico da série trimestral desde 1947.

**Figura 9.** Evolução do PIB trimestral: 1947-1 a 2002-4



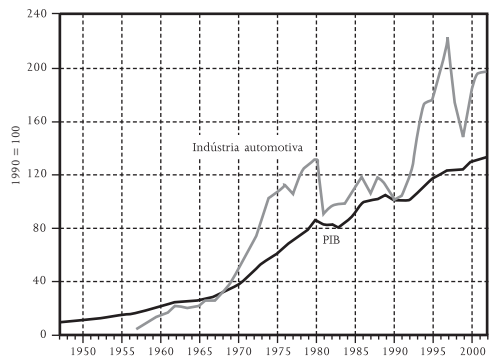
<sup>20</sup> No período entre 1990 e 2001, o valor adicionado dos segmentos de fabricação de máquinas, tratores, automóveis, caminhões, ônibus, outros veículos, peças e acessórios correspondeu a 10,8% do valor adicionado em toda a indústria de transformação.

<sup>21</sup> Essa é a razão pela qual, em seção anterior, observou-se que o indicador de produção de automóveis não agrega informação em exercícios de aproximação da série do PIB após 1980.

## A indústria automotiva e o PIB antes de 1970

A relação entre PIB e produção do setor automotivo pode ser utilizada para obter uma aproximação alternativa da série do PIB entre 1956 e 1969. A **figura 10** mostra a evolução dos índices anuais do PIB e da produção da indústria automotiva, ambos com base em 1990.

**Figura 10.** Indústria automotiva e PIB



A atividade do setor automobilístico caracteriza-se por ciclos de volatilidade mais expressiva que os da economia como um todo. De fato, verifica-se que os ciclos de periodicidade entre dois e três anos da indústria automotiva têm variância 26 vezes maior que os ciclos do PIB de mesma frequência.

Observa-se também que a correlação entre os componentes cíclicos do PIB e da produção de automóveis foi maior no período anterior a 1970 (**quadro 7**). Os ciclos de periodicidade curta têm correlação elevada com o PIB até 1980. Após esse ano, a correlação diminui em ambas as bandas de frequências<sup>21</sup>.

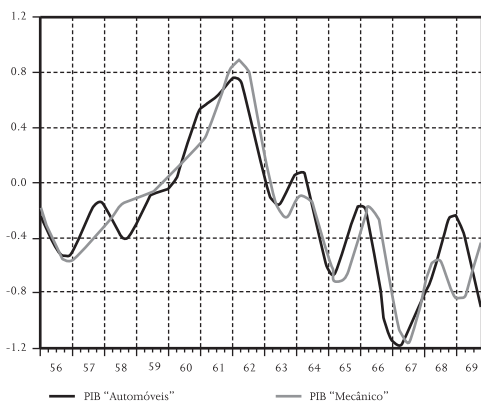
**Quadro 7.** Ciclos do PIB e da indústria automotiva

Período	Coeficiente de correlação entre os ciclos de periodicidades pertencentes à banda (*):	
	2 a 3 anos	2 a 8 anos
1960 a 1969	0.90	0.89
1970 a 1979	0.91	0.43
1980 a 1989	0.41	0.52
1990 a 1999	0.51	0.71

(\*) Extraídos por meio do filtro proposto por Baxter e King (1995).

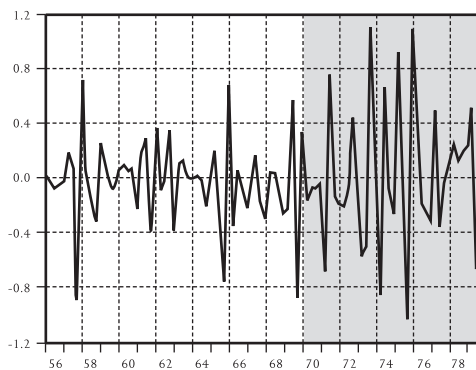
A **figura 11** permite comparar os componentes cíclicos das duas aproximações alternativas da série do PIB trimestral para o período entre 1956 e 1969. Em geral, os ciclos são iguais, exceto por uma diferença maior em 1968 e 1969. Além disso, nota-se a existência de uma diferença de fase, notadamente a partir da desaceleração da economia no início dos anos 60<sup>22</sup>.

**Figura 11.** Ciclos do PIB: duas versões



A **figura 12** mostra os componentes irregulares da série aproximada por intermédio dos dados do setor automotivo antes e depois de 1970<sup>23</sup>. Note-se que o aspecto visual dos componentes irregulares de ambos os períodos é semelhante, havendo um pouco mais de volatilidade após 1980.

**Figura 12.** Componentes irregulares antes de 1970



<sup>22</sup> Observou-se em seção anterior que, normalmente, o PIB parece reagir mais lentamente aos choques do que a indústria. Em tese, tal distorção pode ser amplificada quando se utilizam os dados de apenas um segmento para fazer a desagregação temporal da série.

<sup>23</sup> Depois de 1970, os componentes das séries obtidas com e sem o uso do indicador da indústria automobilística são virtualmente idênticos.

**Quadro 8.** PIB, agregados monetários e importações: coeficientes de correlação

Variável e período	Componentes irregulares
<b>Importações</b>	
1962-1969 (a)	0.14
1962-1969 (b)	0.31
1970-1985	0.23
1986-1999	0.28
<b>Base monetária real</b>	
1950-1969 (a)	0.02
1950-1969 (b)	-0.24
1970-1985	-0.25
1986-1999	-0.24
<b>M1 real</b>	
1950-1969 (a)	0.17
1950-1969 (b)	0.12
1970-1985	-0.12
1986-1999	-0.27

(a) Componentes irregulares da série do PIB aproximada mecanicamente. (b) Componentes irregulares da série do PIB aproximada utilizando-se as informações da indústria automotiva.

A introdução de componentes irregulares na aproximação do PIB antes de 1970 a partir de dados da indústria automotiva “corrige” em parte algumas das deficiências notadas no **quadro 6**. Sugeriu-se que, antes de 1970, os componentes irregulares da série aproximada deveriam apresentar, respectivamente, correlação mais positiva e mais negativa com os mesmos componentes das séries de importações e de agregados monetários. O **quadro 8** mostra que as aparentes deficiências são corrigidas para as correlações entre PIB e importações e PIB e base monetária.

## Conclusões

Esta nota dá um passo inicial no aperfeiçoamento do banco de dados trimestrais brasileiros. Em particular, obtiveram-se duas aproximações do que deve ser a seqüência

referente ao PIB trimestral desde 1947, ano em que as Contas Nacionais do Brasil começaram a ser computadas sistematicamente.

Os dados do PIB trimestral existem apenas desde 1980. A metodologia de cálculo mudou para melhor no período, havendo dados mais confiáveis desde 1990, incluindo uma série oficial do índice dessazonalizado.

Não há uma série dessazonalizada oficial do PIB desde 1980. Na página do Ipea, é possível encontrar uma série encadeada de 1980 a 2001, sem ajustamento sazonal. Esta série apresenta um problema de ajustamento em 1990. O primeiro resultado deste trabalho é obter uma série do PIB trimestral dessazonalizada desde 1980, sem problema de ajustamento.

Obteve-se uma aproximação confiável do PIB de 1970 a 1979 utilizando-se dados relativos à atividade industrial. O segundo resultado do trabalho é, portanto, o acréscimo de dez anos à série do PIB atualmente disponível.

Os padrões cíclicos da economia brasileira foram submetidos a choques mais intensos depois de 1986. A análise das propriedades da série trimestral obtida mecanicamente antes desse ano indica que o uso de tais técnicas para alongar a série do PIB antes de 1970 provavelmente resulta em aproximação razoável da série “verdadeira”, ao menos no que se refere aos componentes associados ao ciclo econômico. Este é o terceiro resultado do trabalho.

Finalmente, verifica-se que dados referentes à produção de automóveis podem ser úteis para retroagir a série trimestral do PIB no período entre 1956 e 1969. Este procedimento “corrige” algumas deficiências das propriedades dos componentes irregulares da série aproximada mecanicamente, introduzindo, em contrapartida, um deslocamento de fase nos componentes cíclicos. Trata-se do quarto resultado do trabalho. A série do PIB trimestral construída conforme descrito nesta nota pode ser vista no apêndice.

## Referências bibliográficas

- BAXTER, Marianne. Real exchange rates and real interest differentials: Have we missed the business-cycle relationship? *Journal of Monetary Economics*, v. 33, n. 1, p. 5-37, Feb. 1994.
- BAXTER, Marianne; KING, Robert G. *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1995. (NBER Working Paper, n. 5022).
- BLOEM, Adriaan M.; DIPPELSMAN, Robert J.; MAEHLE, Nils O. *Quarterly National Accounts Manual: Concepts, Data Sources, and Compilation*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2001.
- BOOT, J. C. G.; FEIBES, W; LISMAN, J. H. C. Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data. *Applied Statistics*, v. 16, n. 1, p. 65-75, 1967.
- CHOW, Gregory C.; LIN, An-loh. Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series. *The Review of Economics and Statistics*, v. 53, n. 4, p. 372-375, Nov. 1971.
- CHRISTIANO, Lawrence J. Searching for a Break in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 237-249, July 1992.
- DENTON, Frank T. Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization. *Journal of the American Statistical Association*, v. 66, n. 333, p. 99-102, Mar. 1971.
- FERNANDEZ, Roque B. A Methodological Note on the Estimation of Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, v. 63, n. 3, p. 471-476, Aug. 1981.
- FRIEDMAN, Milton. The Interpolation of Time Series by Related Series. *Journal of the American Statistical Association*, v. 57, n. 300, p. 729-757, Dec. 1962.
- HAYES, Peter; TURNER, Paul. *Estimating Quarterly GDP for the Interwar UK Economy: An Application to the Employment Function*. Sheffield: University of Sheffield, 2003. (Sheffield Economic Research Paper Series, n. 2003003).
- HILLMER, Steven C.; TRABELSI, Abdelwahed. Benchmarking of Economic Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, v. 82, n. 400, p. 1064-1071, Dec. 1987.
- HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n. 1, p. 1-16, Feb. 1997.
- IBGE. *Estatísticas Históricas do Brasil: Séries Econômicas, Demográficas e Sociais de 1550 a 1988*. 2 ed. Rio de Janeiro: Fundação IBGE, 1990.
- LISMAN, J. H. C.; SANDEE, J. Derivation of Quarterly Figures from Annual Data. *Applied Statistics*, v. 13, n. 2, p. 87-90, 1964.
- LITTERMAN, Robert B. A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 1, n. 2, p. 169-173, Apr. 1983.
- MUKHERJEE, Chandan; WHITE, Howard; WUYTS, Marc. *Econometrics and Data Analysis for Developing Countries*. Londres: Routledge, 1998.
- PRESCOTT, E. Theory Ahead of Business Cycle Measurement, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, p. 11-66, 1986.
- QUILIS, Enrique M. *Notas sobre desagregación temporal de series económicas*. Madri: Instituto Nacional de Estadística, 2001. (Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales).
- \_\_\_\_\_. *A Matlab library of temporal disaggregation methods*. Madri: Instituto Nacional de Estadística, 2003. (Documento Interno).

## Apêndice

### PIB trimestral brasileiro (dessazonalizado): 1990 = 100 (\*) (Aproximação “mecânica” antes de 1970)

Trimestre	PIB	Trimestre	PIB	Trimestre	PIB	Trimestre	PIB	Trimestre	PIB	Trimestre	PIB
I/47	7.88	I/57	14.90	I/67	27.57	I/77	68.45	I/87	102.64	I/97	121.67
II/47	7.90	II/57	15.23	II/67	27.84	II/77	70.32	II/87	103.93	II/97	122.82
III/47	8.00	III/57	15.61	III/67	28.31	III/77	70.03	III/87	99.05	III/97	124.34
IV/47	8.18	IV/57	16.02	IV/67	28.97	IV/77	70.79	IV/87	100.00	IV/97	124.43
I/48	8.44	I/58	16.46	I/68	29.82	I/78	71.43	I/88	103.40	I/98	122.15
II/48	8.68	II/58	16.90	II/68	30.60	II/78	72.62	II/88	101.78	II/98	124.91
III/48	8.88	III/58	17.32	III/68	31.32	III/78	73.96	III/88	100.97	III/98	124.55
IV/48	9.05	IV/58	17.74	IV/68	31.98	IV/78	75.48	IV/88	99.23	IV/98	122.29
I/49	9.20	I/59	18.15	I/69	32.57	I/79	76.54	I/89	99.30	I/99	123.19
II/49	9.35	II/59	18.56	II/69	33.33	II/79	77.86	II/89	106.14	II/99	123.84
III/49	9.51	III/59	18.99	III/69	34.25	III/79	78.10	III/89	106.94	III/99	124.25
IV/49	9.69	IV/59	19.43	IV/69	35.33	IV/79	80.83	IV/89	105.82	IV/99	126.51
I/50	9.87	I/60	19.88	I/70	36.57	I/80	84.89	I/90	102.34	I/00	128.67
II/50	10.02	II/60	20.33	II/70	36.82	II/80	85.06	II/90	93.95	II/00	129.40
III/50	10.16	III/60	20.77	III/70	37.71	III/80	85.96	III/90	102.90	III/00	129.87
IV/50	10.26	IV/60	21.21	IV/70	38.47	IV/80	86.23	IV/90	100.80	IV/00	131.55
I/51	10.35	I/61	21.64	I/71	39.55	I/81	84.76	I/91	95.97	I/01	133.46
II/51	10.47	II/61	22.09	II/71	40.14	II/81	82.67	II/91	101.68	II/01	132.00
III/51	10.63	III/61	22.54	III/71	43.19	III/81	80.86	III/91	104.95	III/01	130.74
IV/51	10.84	IV/61	22.99	IV/71	43.66	IV/81	79.32	IV/91	101.54	IV/01	130.65
I/52	11.08	I/62	23.46	I/72	44.82	I/82	81.87	I/92	100.54	I/02	133.02
II/52	11.28	II/62	23.78	II/72	45.82	II/82	83.20	II/92	100.10	II/02	132.76
III/52	11.45	III/62	23.95	III/72	46.99	III/82	83.37	III/92	100.03	III/02	134.08
IV/52	11.57	IV/62	23.97	IV/72	48.79	IV/82	81.89	IV/92	101.27	IV/02	135.02
I/53	11.66	I/63	23.84	I/73	50.19	I/83	78.98	I/93	103.66	-	-
II/53	11.78	II/63	23.82	II/73	51.44	II/83	80.66	II/93	105.74	-	-
III/53	11.94	III/63	23.92	III/73	53.69	III/83	80.41	III/93	106.28	-	-
IV/53	12.14	IV/63	24.13	IV/73	57.13	IV/83	80.60	IV/93	106.05	-	-
I/54	12.37	I/64	24.46	I/74	56.91	I/84	82.85	I/94	107.91	-	-
II/54	12.64	II/64	24.70	II/74	56.39	II/84	83.93	II/94	108.36	-	-
III/54	12.94	III/64	24.87	III/74	58.42	III/84	84.67	III/94	112.68	-	-
IV/54	13.26	IV/64	24.95	IV/74	58.07	IV/84	86.51	IV/94	117.46	-	-
I/55	13.62	I/65	24.96	I/75	58.59	I/85	88.34	I/95	118.22	-	-
II/55	13.89	II/65	25.11	II/75	60.79	II/85	88.73	II/95	116.67	-	-
III/55	14.06	III/65	25.41	III/75	60.78	III/85	92.11	III/95	114.66	-	-
IV/55	14.15	IV/65	25.86	IV/75	61.50	IV/85	95.32	IV/95	115.72	-	-
I/56	14.15	I/66	26.46	I/76	65.67	I/86	95.01	I/96	116.26	-	-
II/56	14.22	II/66	26.93	II/76	66.19	II/86	95.78	II/96	117.78	-	-
III/56	14.37	III/66	27.27	III/76	66.94	III/86	99.38	III/96	121.91	-	-
IV/56	14.60	IV/66	27.48	IV/76	67.65	IV/86	101.62	IV/96	121.68	-	-

(\*) Dados oficiais do IBGE a partir de 1980. De 1970 a 1979, série aproximada a partir de dados referentes à atividade industrial. De 1947 a 1969, série desagregada temporalmente a partir de métodos puramente numéricos.