FGV IBRE

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº3

PIB TRIMESTRAL: PROPOSTA METODOLÓGICA E RESULTADOS PARA O PERÍODO 1947-79

REGIS BONELLI
CLAUDIA FONTOURA RODRIGUES*

Dezembro 2010

Sumário

Este trabalho apresenta uma metodologia para o cálculo do PIB trimestral a preços constantes nos anos anteriores a 1980, quando o IBGE passou a calcular esse indicador para o Brasil, e apresenta os resultados de sua aplicação aos anos de 1947 a 1980. Para a estimação do indicador do PIB trimestral construiu-se primeiramente uma base de dados composta por séries fortemente associadas ao nível de atividade econômica nacional depois de 1980 e que também estivessem disponíveis em frequência mensal ou trimestral no período 1947-80. Em seguida, aplicou-se às séries dessa base de dados o método do filtro de Kalman com a restrição de que a cada ano a taxa de crescimento das médias do PIB trimestral obtido após a estimação seja igual à variação da série anual calculada pelas Contas Nacionais.

Abstract

This paper presents a methodology for estimating Brazilian quarterly real GDP for the years before 1980. The proposed methodology was then applied to the period 1947-80, before the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) started to publish GDP series on a quarterly basis. A special dataset was built, composed by series of variables highly associated with domestic economic activity after the 1980's. The Kalman filter method was then applied to the series in the dataset with the constraint that in each year the growth rate of the mean of the estimated quarterly GDP must be equal to the growth rate of annual GDP computed by the National Accounts for the years 1947 to 1980.

1. Introdução

As flutuações do nível de atividade agregado da economia brasileira têm sido objeto de estudo desde os primórdios da apuração das Contas Nacionais no Brasil pela Fundação Getúlio Vargas, cujo ano inicial é o de 1947.[1] Mas só recentemente é que esforços sistemáticos de datação dos ciclos econômicos no Brasil passaram a ter apoio e divulgação mais amplos, por iniciativa do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos — CODACE. Essa iniciativa, que contou com o apoio do IBRE/FGV, começou pioneiramente em 2009 a identificar os ciclos do nível de atividade no Brasil. Essa identificação foi baseada principal, mas não exclusivamente nas séries trimestrais do PIB real dessazonalizado do IBGE, disponíveis desde o primeiro trimestre de 1980.[2] No final de 2009 o CODACE propôs uma datação mensal dos ciclos de negócios no Brasil de 1980 até o presente.

Uma finalidade das séries referentes ao nível de atividade é a de ajudar a estabelecer uma cronologia dos ciclos da economia brasileira para períodos longos pela identificação das fases de recessão e de expansão. Mas o período inicial da datação no caso do Brasil é relativamente tardio pela razão óbvia de que não existem séries trimestrais para o PIB real do país nos anos anteriores a 1980. Esse é um fenômeno fartamente conhecido, mas também aponta para uma lacuna que é possível preencher com algum engenho e esforço. O objetivo desta nota é, nesse

* Os autores são pesquisadores, respectivamente, do CDE — Centro de Desenvolvimento Econômico, e da SUCEC — Superintendência de Ciclos Econômicos, do IBRE — Instituto Brasileiro de Economia, FGV/RJ. O competente trabalho das estagiárias Tatiana Terra Ruediger e Sarah Piassi Machado Lima foi fundamental para a elaboração desta nota.

[1] Mas registre-se que a revista Conjuntura Econômica já dedicava atenção a esse tema desde 1944, conforme tabelas incluídas nos números iniciais da revista. Ver Conjuntura Econômica (2008).

[2] Destaque-se que esse indicador do PIB real trimestral do IBGE passou por mudanças metodológicas importantes desde que começou a ser calculado, até o presente. No entanto, esse aspecto não nos ocupará nesta nota.

sentido, o de propor uma metodologia e recuar o cálculo do PIB trimestral no tempo até o ano de 1947.

A construção de séries de curto prazo para o período anterior a 1980 poderá, eventual e futuramente, ser submetida ao CODACE para efeito de validação por esse Comitê, caso seja julgado oportuno. Mas destaque-se que, independentemente disso, o aperfeiçoamento das bases de dados agregados relacionados à atividade econômica brasileira traz, por si só, benefícios para as atividades de pesquisa econômica no país.

Isso é o que motivou a elaboração desta nota, que contempla três etapas distintas e consecutivas: a primeira é a da pesquisa e construção de séries de *proxies* com boa aderência em relação ao PIB real trimestral dessazonalizado disponível desde 1980; a segunda é a da aplicação de um método capaz de estimar o PIB trimestral (real e dessazonalizado) a partir das séries selecionadas na primeira etapa, e do próprio PIB real anual existente pré-1980; a terceira, bem mais modesta, é a da datação dos ciclos econômicos com base nessa variável construída.

O método estatístico adotado se resume, fundamentalmente, a um procedimento de interpolação que permita transformar o PIB anual em trimestral. Nossa escolha recaiu sobre o procedimento de Kalman (ver adiante), um método econométrico baseado em regressões que utilizam variáveis observadas correlacionadas a não-observadas (no caso, o PIB trimestral) com o objetivo de estimar essas últimas. No caso do uso do filtro para um procedimento de interpolação também se inclui entre as equações estocásticas do modelo uma determinística que relaciona os valores estimados (interpolados) ao valor de baixa frequência observado. Uma restrição a respeitar na estimação do PIB trimestral é a de que a variação da média dos quatro trimestres entre anos consecutivos deve ser igual à variação do valor anual, conforme disponível nas diversas versões das Contas Nacionais do Brasil desde 1947 até o presente.

O restante desta nota está organizado da seguinte forma. A seção 2 discorre brevemente sobre métodos para fazer o *benchmarking* entre dados de alta frequência (trimestrais, no caso em tela) e de frequência mais baixa (anuais). A seção 3 tece considerações iniciais sobre a construção das séries necessárias para a estimação do PIB trimestral. A seção 4 discute aspectos adicionais da metodologia, enquanto a quinta apresenta os resultados. A sexta seção sugere uma datação dos ciclos econômicos para o período 1947-1979, ao passo que a sétima conclui o texto com comentários adicionais. Um *post scriptum* foi adicionado comparando os resultados aqui obtidos com os derivados de uma série trimestral do PIB a preços correntes tornada disponível recentemente.

2. Escolha do Método de Interpolação: Compatibilização das Séries Anuais e Trimestrais (*benchmarking)*

Três métodos foram inicialmente selecionados para fazer o *benchmarking* e tiveram seus resultados comparados:[3] (i) o método de Denton;[4] (ii)o de Boot-Feibes-Lisman;[5] (iii) o do filtro de Kalman.[6] Em seguida, apresenta-se um breve sumário dos procedimentos adotados em cada um desses métodos.

Sendo X_t a série que se quer construir, I_t a série do indicador trimestral disponível (produção da Indústria de Transformação, em nosso caso) e A_T a série

[3] Os resultados dessas comparações não estão registrados neste texto.
[4] Aplicado por Estevão K. X. Bastos, com resultados gentilmente cedidos aos autores.
[5] Resultados disponíveis em Toledo Neto e Fiore (2006).
[6] Ver Hamilton (1994).

anual usada como referência (PIB, em nosso caso), o método de Denton minimiza a soma de quadrados

$\sum (X_t/I_t - X_{t-1}/I_{t-1})^2$

sujeito à restrição de que a soma (ou média, no nosso caso) dos quatro trimestres X_t em cada ano deve ser igual ao dado anual A_T correspondente:

$\sum X_t = A_T$ para cada ano.

Ou, no caso das médias:

$\sum (X_t) / 4 = A_T$

Assim, o método força a igualdade da soma ou média dos trimestres com o dado anual. O método de Boot-Feibes-Lisman é muito parecido com o Denton. Ele simplesmente retira I_t, a série do indicador trimestral, da fórmula da expressão a ser minimizada. Essa então fica sendo:

$\sum (X_t - X_{t-1})^2$

O método de Kalman oferece uma abordagem mais completa e flexível para a estimação de dados não observados. Trata-se de um método recursivo que se baseia na minimização da média do quadrado dos resíduos estimados a partir de um sistema de equações vetoriais descritas na forma estado-espaço.[7]

No caso do uso do método para interpolação de dados, o sistema estado-espaço descreve na equação de estado a dinâmica da série não-observada (X_t) em relação a *proxies* observadas (I_t), e na equação de medida a regra de interpolação a ser seguida — regra que relaciona o dado não-observado (X_t) ao observado de baixa freqüência (A_t). Definidas as equações, o algoritmo de Kalman as utiliza para estimar X_t iterativamente:[8] primeiro, calcula um valor para X_t a partir de sua equação de dinâmica (os parâmetros dessa equação recebem um valor inicial como sugestão e um processo de máxima verossimilhança determina o melhor valor final); em seguida, caso exista um número suficiente de X_t's para se impor a regra de interpolação (no caso, são necessários quatro valores) um erro é calculado entre a média dos X_t's estimados e a média anual observada em A_t. Este erro de estimação é finalmente utilizado pelo algoritmo para corrigir os valores previamente estimados de X_t. Este passo de correção subtrai uma fração distinta do erro total do período de cada um dos trimestres estimados. O ponderador do erro é o chamado ganho de Kalman. Desta forma se garante que a série X_t resultante segue a regra imposta na equação de medida.[9]

Nossa opção metodológica recaiu sobre o método do filtro de Kalman, por duas razões principais: primeiro, porque é de concepção e atualização mais recente; segundo, porque não temos presentemente acesso direto ao pacote estatístico (rotina) dos demais métodos.

Destaque-se que o algoritmo de Kalman foi usado anteriormente por vários autores com objetivo de interpolação, como neste trabalho: por exemplo, por Monch e Uhlig (2005), para recuperar o PIB mensal da área do euro. No caso do Brasil ele

[7] Uma das vantagens do método de Kalman é que ele utiliza de várias séries correlacionadas à não-observada para finalmente estimá-la. Também permite que regressões distintas sejam facilmente comparadas (com ou sem auto-correlação de resíduos, com co-variáveis diferentes na regressão) a partir de uma razão de máxima verossimilhança gerada ao fim de cada estimação.

[8] Onde t varia de 1,...,T; e T é o número de observações da série anual multiplicado por 4 (número de trimestres no ano).

[9] Para maiores detalhes da implementação do método e seu uso para interpolação de dados veja a seção referente ao filtro de Kalman em Notini e Issler (2008).

foi usado por Notini e Issler (2008) para interpolar o PIB trimestral brasileiro (pós-1980) para uma base de frequência mensal.[10]

3. Construção das Séries de Dados: Considerações Iniciais

A determinação de uma série de indicadores do PIB trimestral capaz de apoiar a datação de ciclos econômicos de curto prazo para os anos anteriores a 1980 esbarra na dificuldade óbvia de que não há fartura de dados confiáveis. Nesse sentido, um procedimento usual para a determinação dos ciclos do PIB real trimestral nos anos em que essa informação não existe é aquele baseado nas flutuações do nível de atividade de alguma variável, ou algum conjunto de variáveis, para a qual se disponha de informações trimestrais. Como anotado por Toledo Neto e Fiore (2006):

"O objetivo da aplicação de técnicas de desagregação temporal de séries econômicas é utilizar os movimentos de um indicador medido em freqüência alta para estimar os movimentos de curto prazo de uma série considerada mais confiável, computada de forma abrangente e rigorosa, porém em freqüência menor" (p. 89).

No caso do Brasil, como veremos, uma variável com forte aderência com a série do PIB real depois de 1980 (período em que coexistem as duas séries) é a da produção física da Indústria de Transformação.[11] Essa associação é possivelmente ainda mais justificada nos anos anteriores a 1980 do que atualmente, dado a importância relativamente maior da indústria naquela época. Na procura por séries de produção industrial anteriores a 1980 localizou-se uma série de produção física mensal da Indústria de Transformação com início em janeiro de 1971 (ver adiante).

Para os trimestres dos anos anteriores a 1971 não existe informação agregada para a produção da Indústria de Transformação em termos reais. Existem, no entanto, séries mensais do emprego na Indústria de Transformação (mas de qualidade duvidosa, devido à precária aparente comparabilidade entre anos) e de produção física mensal para os anos de 1968 a 1971 em relação a um conjunto de produtos manufaturados. Essa última base de informações foi usada para construir um índice de produção física para os trimestres de 1968 a 1971 que é semelhante ao do IBGE existente desde 1971 (ver adiante). Mas não foi possível retroceder a informação sobre produção industrial para anos anteriores a 1968. A solução foi trabalhar com outras séries representativas do nível de atividade.

Essa solução envolveu montar um modesto banco de dados com séries de *proxies* para o período de 1947 a 1980, além das relativas à indústria. Ao final, essa base contém as seguintes séries: (i) produção real da Indústria de Transformação (disponível a partir de 1971, mas retroagida a 1968 pelo índice de produção física construído pelos autores do texto, como mencionado); (ii) produção industrial de energia elétrica no eixo Rio-São Paulo (disponível desde 1947), série que a partir de 1965 foi substituída pela do consumo industrial de energia elétrica no eixo Rio - São Paulo - Minas, primeiro ano em que esta série tornou-se disponível; (iii) valor das importações totais em dólares dos EUA, deflacionado pelo Índice de Preços ao

[10] Ver também Gomez et al. (1994), Cuche et al. (1999) e Cerqueira et al. (2008).

[11] As demais séries consideradas foram: Valor Real dos Negócios (ver adiante); indicadores de produção e, posteriormente, do consumo industrial de energia elétrica; produção de cimento; estoque real de moeda no conceito M2; de utilização da capacidade industrial instalada (NUCI) do IBRE; e quantum de importações. Não conseguimos, além destas, identificar outras séries de qualidade minimamente razoável para refletir o nível de atividade com periodicidade inferior a um ano que fossem capazes de ancorar a série do PIB real também com periodicidade inferior a um ano. Os índices mensais de produção da Indústria Extrativa Mineral, que também poderiam ser usados para ajudar a construção do indicador, só começaram a ser divulgados a partir de janeiro de 1972 e não foram utilizados.

Consumidor daquele país, de 1947 a 1951; a partir de 1951 foi possível contar com medidas diretas do quantum de importações, as quais passaram a ser, então, utilizadas; (iv) o agregado monetário M2 deflacionado pelo IGP-DI de fim de período; (v) Valor Real dos Negócios (VRN, um índice que reflete o volume de transações da economia com base no total de vendas e cheques compensados) desde 1944 (série terminada em 1968); (vi) produção de cimento, série iniciada em 1952; (vii) Nível de Utilização da Capacidade Instalada na Indústria (NUCI/FGV), a partir de 1968. Estas sete séries, todas disponíveis em alta freqüência (mensal ou trimestral) foram consideradas *proxies* para o nível de atividade da economia e por isso são candidatas para a estimação do PIB trimestral.

Esta relativamente grande (dado o extenso período) quantidade de séries pode, a princípio, dar a idéia de que existe fartura de dados auxiliares para estimação do PIB que se pretende fazer. Isso não é necessariamente verdade porque algumas séries tornaram-se disponíveis em períodos distintos. Logo, existem descontinuidades nos dados, questão que mereceu especial atenção.

Para solucionar esse problema decidiu-se separar a estimação do PIB em três subperíodos. O primeiro, de 1947 a 1952, considera como séries-candidatas: a produção de energia elétrica, o valor em dólares das importações (deflacionado pelo IPC dos EUA), o estoque real de moeda no conceito M2 e o índice do valor real dos negócios (VRN, doravante). O segundo, de 1952 a 1967, utiliza a produção (ou consumo industrial) de energia elétrica, o quantum de importações, o VRN, o estoque de M2 em termos reais e a produção de cimento; o terceiro, de 1968 a 1980, acrescenta aos do período anterior a produção da Indústria de Transformação e o NUCI, retirando-se o VRN (cuja série deixou de ser calculada). A quebra por subperíodos permitiu melhor aproveitamento dos dados, já que não foi preciso restringir a estimação a um processo que utilizasse apenas as séries que cobrissem todo o período de interesse (1947 a 1980).

A partir da base de dados com todas as séries candidatas, a escolha de quais entre elas melhor reflete a evolução do nível de atividade agregado (PIB trimestral real dessazonalizado) dependeu de testes de adesão de cada uma delas ao PIB nos trimestres posteriores a 1980, inclusive. Obviamente, as séries que apresentaram correlação negativa ou fraca foram eliminadas do processo de estimação. Além desta validação de aderência após 1980 também calculamos a correlação entre todas as séries em cada subperíodo da análise (períodos em que o PIB trimestral não existe). Séries negativamente correlacionadas a séries com maior aderência ao PIB (pós-1980) também foram eliminadas. Desta forma selecionamos as *proxies* mais correlacionadas com a produção agregada do país em cada subperíodo.

Destaque-se, a propósito, que trabalhos anteriores identificaram a série de produção física da Indústria de Transformação como a de melhor adesão à do PIB trimestral dessazonalizado para o período posterior a 1980 (exemplo: Toledo Neto e Fiore, 2006). Isso foi confirmado no presente trabalho: testes feitos com um conjunto de variáveis disponíveis a partir de 1980 revelaram que a associação do PIB dessazonalizado com a da Indústria de Transformação, também dessazonalizada, é maior do que em relação às demais variáveis, como será visto.

Os dados de cada série de frequência mensal foram trimestralizados e, em seguida, dessazonalizados utilizando o algoritmo X-11. Por fim, construímos uma matriz de correlação entre eles. Neste ponto as matrizes foram construídas por subperíodos. Estas matrizes de correlação serviram como base para a definição das séries que serão usadas na estimação do PIB trimestral em cada subperíodo, sendo que o grau de associação entre elas ajudou a determinar se alguma deveria ser descartada. Como já assinalado, adotamos como regra geral (de resto, intuitiva) que

séries negativamente associadas a alguma série fortemente correlacionada ao PIB depois de 1980 seria descartada.

A Tabela 1 mostra os coeficientes de correlação entre as diferenças dos logaritmos dos índices dessazonalizados de seis variáveis representativas do nível de atividade econômica do 2º trimestre de 1980 ao 1º de 2010 entre si e em relação ao PIB entre trimestres consecutivos (equivalentes às taxas logarítmicas de crescimento trimestral).

A tabela está dividida em três painéis. No primeiro estão as correlações para todos os 120 trimestres considerados: do 2º de 1980 ao 1º de 2010. O principal destaque desse primeiro painel é o coeficiente entre as séries da Indústria de Transformação e do PIB, como esperado, secundado pelos do NUCI, da produção de cimento, do consumo de energia, de importações e do M2 real. No segundo painel a amostra restringe-se a 80 trimestres, do 2º de 1980 ao 1º de 2000. Observa-se que algumas correlações aumentam quando a informação para a década mais recente (2000-10) é abandonada. Em particular, aumenta a correlação entre o NUCI e o PIB. Ganha realce também a correlação do consumo de energia com o da produção industrial (R = 0,71). Quando se consideram apenas os 40 trimestres que vão do 2º de 1980 ao 1º de 1990 as correlações entre a produção da indústria, NUCI, o consumo de energia e o PIB aumentam ainda mais. Note que nos três painéis existe uma forte associação entre NUCI e produção industrial, como era de se esperar.

Tabela 1: Coeficientes de Correlação (R) entre Taxas de Crescimento de Pares de Variáveis para Três Sub-períodos Selecionados (Séries Dessazonalizadas)

120 obs (1980-2010)	Quantum import	M2 real	Nuci-fgv	Prod ind transform	Produção cimento	Cons ind energia elétr	PIB p.m.
Quantum import.	1						
M2 real	0,056	1					
Nuci-fgv	0,566	0,229	1				
Prod ind transform	0,465	0,221	**0,824**	1			
Produção cimento	0,207	0,356	0,390	**0,492**	1		
Cons ind energia elétr	0,348	0,182	0,649	**0,631**	0,314	1	
PIB p.m.	0,314	0,202	**0,621**	**0,687**	0,495	**0,436**	1
80 obs (1980-2000)	Quantum import	M2 real	Nuci-fgv	Prod ind transform	Produção cimento	Cons ind energia elétr	PIB p.m.
Quantum import.	1						
m2 real	0,063	1					
Nuci-fgv	0,513	0,295	1				
Prod ind transform	0,418	0,266	**0,827**	1			
Produção cimento	0,183	0,362	0,406	0,484	1		
Cons ind energia elétr	0,259	0,271	0,690	**0,710**	0,387	1	
PIB p.m.	0,263	0,220	**0,620**	**0,665**	0,487	**0,486**	1
40 obs (1980-90)	Quantum import	M2 real	Nuci-fgv	Prod ind transform	Produção cimento	Cons ind en elétr	PIB p.m.
Quantum import.	1						
m2 real	-0,108	1					
Nuci-fgv	0,468	0,224	1				
Prod ind Transf	0,306	0,127	**0,813**	1			
Prod cimento	0,109	0,615	0,421	0,537	1		
Cons ind en elétr	0,059	0,184	0,508	0,536	0,445	1	
PIB p.m.	0,303	0,248	**0,787**	**0,868**	0,577	**0,585**	1

Fonte: elaboração dos autores, ver texto.

As principais conclusões a extrair desse exercício são:

1. Primeiro, que quanto mais se recua no tempo, maior a aderência das séries de produção industrial e do PIB. Logo, como sugerido, isso implica que a série de produção industrial é uma boa alternativa para representar as flutuações trimestrais do PIB real antes de 1980.
2. Segundo, como conseqüência da alta correlação entre o NUCI e o consumo de energia elétrica com a produção industrial, estas séries, por extensão, ganham importância na estimação das flutuações do PIB antes de 1968, que é quando tem início a série de produção industrial.
3. O mesmo se aplica, mas com menos força, à produção de cimento e ao quantum de importações.

4. Já o estoque real de moeda apresenta uma associação mais fraca. Ele foi usado apenas nos casos em que se dispunha de poucas séries para a estimação do PIB no período.

É importante notar que ao incluirmos mais séries correlatas no processo de estimação aumentam as chances de se obter um PIB mais representativo da economia, e menos relacionado a um setor específico. Mesmo que as correlações tenham mudado ao longo do tempo, considerou-se esta informação relevante para justificar a escolha de séries.

4. Metodologia: Aspectos Adicionais

Definidas as séries auxiliares para a estimação do PIB trimestral dessazonalizado, o passo seguinte foi a construção de séries encadeadas (quando se fez necessário) para torná-las contínuas no período de análise. Para isso tomou-se o período mais recente como base do processo de encadeamento. Com as séries contínuas, prosseguiu-se com a trimestralização e a dessazonalização dos dados. Uma vez terminado esses ajustes nas *proxies* o PIB trimestral pode ser estimado.

Como já foi dito, no processo de estimação do PIB, a taxa de crescimento anual da série estendida (estimada a partir das séries *proxies*) deve ser igual à taxa do PIB das Contas Nacionais de periodicidade anual apurada pelo Centro de Contas Nacionais do IBRE/FGV para o período de que se ocupa esta nota.

Descrevem-se a seguir os principais aspectos da construção de *proxies* quando estas não eram contínuas nos subperíodos de interesse.[12]

4.1 Produção Industrial, 1968-80 [13]

Como já assinalado, a construção das séries trimestrais da produção industrial (produção física) para os anos anteriores a 1980 não é tão simples como possa parecer à primeira vista. Em parte, por razões de mudança metodológica: de fato, o CD-ROM contido em IBGE (2003) apresenta séries de "Índices Mensais da Produção Industrial (base: média de 1991=100)" que advém de pesquisas pioneiras do Instituto, apresentadas na Tabela 2, mas que provavelmente resultam de bases de dados diferentes entre si.[14] Em parte, porque não existem índices mensais antes de janeiro de 1971.

Tabela 2: Índices de Quantum, Produção da Indústria de Transformação, 1971-1980
Trimestres (1991=100)

Índices de Produção Industrial - Indústria de Transformação (1991=100)									
1971.1	44,46	1973.1	57,88	1975.1	66,57	1977.1	78,05	1979.1	88,63
1971.2	46,47	1973.2	62,53	1975.2	73,38	1977.2	84,92	1979.2	94,74
1971.3	53,79	1973.3	69,90	1975.3	77,75	1977.3	88,46	1979.3	100,13
1971.4	53,61	1973.4	73,22	1975.4	77,14	1977.4	86,67	1979.4	99,87
1972.1	50,08	1974.1	65,92	1976.1	76,13	1978.1	81,78	1980.1	97,02
1972.2	54,18	1974.2	69,06	1976.2	82,33	1978.2	88,51	1980.2	102,45
1972.3	60,10	1974.3	75,82	1976.3	87,20	1978.3	94,75	1980.3	111,96
1972.4	61,69	1974.4	73,19	1976.4	84,94	1978.4	93,74	1980.4	106,86

Fonte: IBGE (2003), Tabela 7.27.

[12] Para a maioria delas o encadeamento simples dos dados foi suficiente, pois apenas mudanças de base eram observadas nos subperíodos.
[13] A rigor, apenas até o primeiro trimestre de 1980. Os restantes de 1980 são apresentados porque utilizados na dessazonalização.
[14] Mas, destaque-se, é a única série que existe. Os dados de emprego revelaram grandes descontinuidades na passagem entre anos consecutivos.

Essa última lacuna, no entanto, pode ser preenchida com o recurso a tabulações da pesquisa Produção Industrial Brasileira (Fonte de dados: Pesquisa Indústrias de Transformação, 1968 a 1971 — IBGE).[15] Essa pesquisa apresenta dados de quantidade produzida e valor da produção para uma ampla gama de produtos da Indústria de Transformação, cobrindo 15 dos 21 gêneros de indústria e 5 Estados da Federação (São Paulo, Guanabara, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e Pernambuco). Esses dados permitiram a construção de um indicador para a produção física da Indústria de Transformação que é conceitualmente semelhante aos índices de produção física (*quantum*) do IBGE, acima mencionados, para os trimestres compreendidos nos anos de 1968 a 1971.

Para a construção desse indicador optamos por usar a fórmula do índice de quantum de Laspeyres de base móvel (isto é, em cada trimestre usam-se os preços do trimestre anterior). Na falta de preços para os produtos usamos seus valores médios unitários, definidos como o quociente entre o valor da produção e a quantidade produzida.

No entanto, essa pesquisa de produção física da indústria apresenta duas dificuldades de implementação no período compreendido entre o último trimestre de 1970 e o primeiro de 1971:[16] um aumento no número de produtos e no de informantes quando se passa de 1970 para 1971. O aumento no número de produtos não causaria maiores problemas de encadeamento na virada de 1970 e 1971: bastaria que fossem considerados na elaboração do índice apenas os produtos comuns aos dois anos.

O segundo problema, relacionado ao aumento do número de informantes, no entanto, é mais sério e exigiu algum engenho para ser solucionado. Uma primeira solução foi a de computar a produção média por produto na virada de 1970 para 1971 para todos os produtos em que tivesse havido um aumento grande do número de produtores. Os resultados obtidos com esse procedimento, no entanto, foram precários porque em geral os produtores adicionais são de pequeno tamanho.

A solução, no entanto, revelou-se bastante simples. Dispondo do crescimento anual da produção em 1971 das Contas Nacionais (em relação a 1970), recalculou-se para antes de 1971 a série de 1968-70 acima obtida respeitando as variações trimestrais desta e a taxa anual entre 1970 e 1971. A série resultante é apresentada a seguir (Tabela 3).[17] Um aspecto interessante, e animador, é que a taxa de crescimento média anual da produção da Indústria de Transformação em 1969 alcançou 10,6% — ao passo que o registro das Contas Nacionais é de 11,2%. Em 1970 obtivemos 11,8%, contra 11,9% das Contas Nacionais (à época, calculadas no IBRE).[18]

[15] Silvio Sales nos chamou a atenção para a existência desses dados e auxiliou na discussão metodológica da qual resultou o índice proposto.
[16] Como se recorda, a partir do primeiro trimestre de 1971 existe o índice de produção física apurado pelo IBGE, acima citado. A ideia, portanto, é construir uma série que cubra do primeiro trimestre de 1968 ao primeiro de 1971, ponto em que essa série se encadearia com a do IBGE para a Indústria de Transformação.
[17] Os valores dos trimestres de 1971 diferem entre esta tabela e a anterior devido à solução de compatibilização das séries recém citada.
[18] Para 1971, como não poderia deixar de ser (por construção), as taxas são rigorosamente iguais (11,86%).

Tabela 3: Índices de Quantum, Produção da Indústria de Transformação Dessazonalizada por Trimestres, 1968-1971 (1991=100)

1968.1	35,20
1968.2	36,67
1968.3	38,21
1968.4	39,51
1969.1	40,77
1969.2	42,05
1969.3	40,94
1969.4	41,67
1970.1	43,30
1970.2	45,47
1970.3	47,09
1970.4	48,84
1971.1	50,93
1971.2	51,57
1971.3	51,87
1971.4	52,29

Fonte: Elaboração dos autores (vide texto)

As séries de 1968 a 1980, original e dessazonalizada, estão mostradas na Tabela A2 do Apêndice. Registre-se que a produção industrial dessazonalizada só diminuiu quatro vezes nos 48 trimestres compreendidos entre o 1º de 1968 e o 1º de 1980:[19] (i) no terceiro trimestre de 1969, quando caiu 2,4%; (ii) no 1º e no 2º de 1974, quando acumulou queda de apenas 0,8%; (iii) no 4º de 1974, quando diminuiu 1,2%; e (iv) no 1º de 1977, quando caiu 0,5%, apenas.

4.2 Produção e Consumo Industrial e de Energia Elétrica como Proxies para a Produção Industrial: 1947-80

Na seção 2 mostrou-se que o consumo industrial de energia elétrica é uma boa *proxy* para a produção da indústria e, por extensão, para o PIB real. Esta série, no entanto, encontra-se disponível apenas a partir do primeiro trimestre de 1964. Anteriormente a esta data foram localizados unicamente dados de produção industrial de energia elétrica (a partir de 1947), uma série que termina em fevereiro de 1964. Para retroagir a série de consumo industrial de energia elétrica é necessário dispor ao menos do primeiro trimestre de 1964 completo na série de produção de energia. Assim, optou-se por imputar em março de 1964 o valor observado em janeiro do mesmo ano, seguindo um comportamento observado em anos anteriores para a produção de energia. Com ambas as séries existindo em um período comum foi possível encadear os dados de consumo e produção de energia tornando a série completa a partir de 1947.

4.3 Importações: 1947-80

O quantum de importações (total) está disponível do terceiro trimestre de 1951 até 1980 (Revista Conjuntura Econômica, IBRE/FGV), mas a série tem uma lacuna: ela não contém os dados referentes a 1971. Chami Batista et alii (Revista

[19] Omite-se 1980 da avaliação porque para esse ano já se dispõe dos índices do PIB trimestral dessazonalizado do IBGE.

Brasileira de Comércio Exterior — Funcex, n. 88.) calcularam a variação do quantum importado nesse ano, chegando a uma taxa de crescimento do quantum importado de 19%. À falta de melhor critério, calculou-se o índice em cada trimestre de 1971 aplicando-se a taxa de crescimento de 19% à média trimestral do mesmo trimestre no ano anterior. Com a série completa de 1951 a 1980, foi necessário ainda retroagi-la a 1947. Utilizou-se, para tanto,de uma série altamente correlacionada à do quantum importado: o valor total das importações em 1947 – 1951 deflacionado por um índice de preços dos EUA, principal parceiro comercial do Brasil à época. O procedimento consistiu em: primeiramente deflacionar os valores em dólares (utilizando o índice de preços ao consumidor americano, *Consumer Price Index – CPI*); em seguida aplicar a taxa de crescimento dos valores deflacionados à série do quantum importado em 1951, retroagindo até 1947.

As demais séries utilizadas (o agregado monetário M2, o IGP-DI de fim de período utilizado para deflacionar o M2, o VRN, a produção de cimento e o Nível de Utilização da Capacidade Instalada na Indústria) existiam para todo o período da análise (ou ao menos em cada subperíodo) e não sofreram qualquer transformação.[20]

5. Resultados

A partir da base de dados construída com as séries trimestrais dessazonalizadas e com a série do PIB anual, iniciou-se o procedimento de estimação do PIB trimestral nos subperíodos mencionados. Em cada um deles calculou-se inicialmente uma matriz de correlação para identificar o grau de associação entre as séries disponíveis. A idéia, como mencionado, é a de utilizar apenas séries que sejam correlacionadas positivamente com outras altamente correlacionadas ao PIB para estimá-lo, como mostrado na Tabela 1. A Tabela 4 mostra essa matriz de correlação para o primeiro subperíodo.[21]

Tabela 4: Matriz de correlação entre as variáveis disponíveis, trimestres — 1947-1952

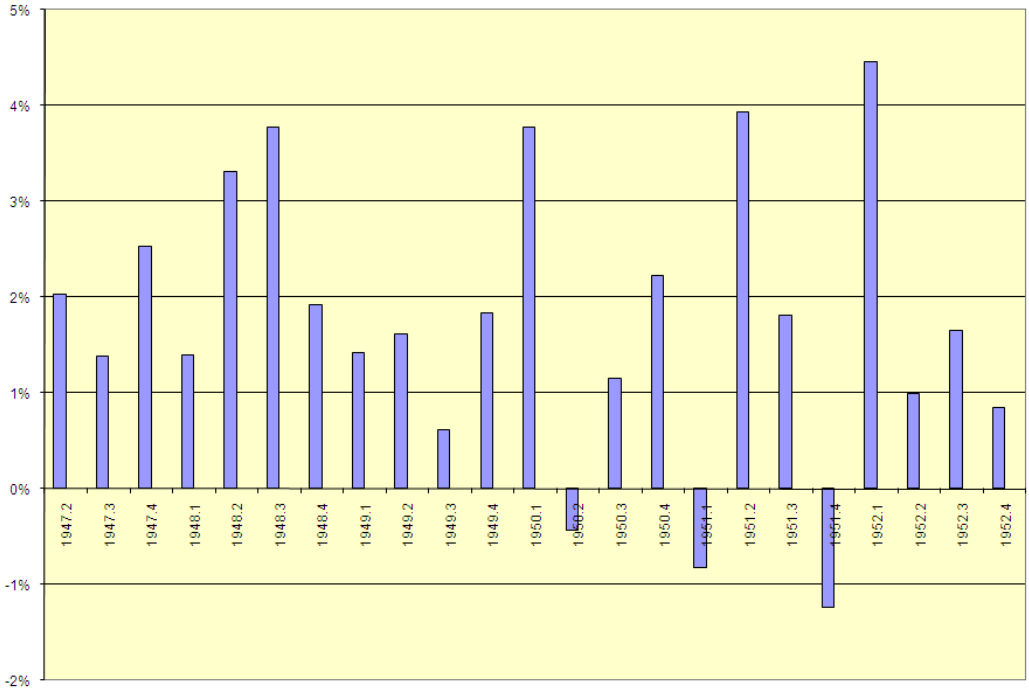
	Energia[1]	Importação[2]	VRN[3]	M2 real
Energia	1			
Importação	-0,329	1		
VRN	-0,443	0,041	1	
M2 real	0,375	-0,125	-0,205	1

(1) Energia: produção de energia elétrica industrial; (2) Importação: valor real (*proxy* para o quantum); (3) VRN: Valor Real dos Negócios.

A partir dessas correlações foram eliminadas as séries de importações reais e do VRN na estimação do PIB neste primeiro subperíodo, já que estas possuem no período correlação negativa com o consumo industrial de energia, a série mais fortemente associada ao PIB pós-1980. Utilizou-se, portanto, apenas a produção de energia elétrica e o estoque de moeda M2 real como *proxies* para a estimação do PIB. O resultado estimado é apresentado no Gráfico 1 em taxas de crescimento do PIB. A média das taxas trimestrais nesse período é de 1,78% e o desvio padrão é de 1,44%.

[20] Fez-se um encadeamento simples dos dados para dar continuidade quando a série sofria alteração de ano-base.
[21] As correlações calculadas entre as séries são na verdade correlações entre suas taxas de crescimento.

Gráfico1 : Taxas de Crescimento do PIB trimestral, 1947.2 – 1952.4 (%).



Nota: Séries *proxies* utilizadas na estimação: energia elétrica e M2 real.

Nota-se que houve decréscimo do PIB em apenas três trimestres do subperíodo 1947-1952, com taxas que variaram de -0,4% a -1,2%. O 4º trimestre de 1951 foi o de maior queda e esta se deveu exclusivamente a diminuição da produção de energia, que chegou a -1,4%. Além de as quedas do PIB serem relativamente pequenas nesse período — e pouco freqüentes —, elas aparecem diluídas por taxas de crescimento bem elevadas. Por essas razões, em princípio não foi identificada nenhuma recessão da atividade econômica no subperíodo 1947-1952.

Após a estimação do PIB calculou-se a matriz de correlação entre as variáveis utilizando-se a série do PIB estimada e as demais disponíveis. O resultado está apresentado na Tabela 5.

Tabela 5: Matriz de correlação com PIB estimado (1947-1952)

	Energia	Importação	VRN	M2 real
PIB trimestral	0,836	-0,601	-0,101	0,509

Obviamente, a correlação do PIB estimado é maior com as séries de energia e M2 real já que ambas foram utilizadas para estimá-lo. As demais séries (importação e VRN) têm uma correlação negativa com a série do PIB estimado, mantendo um comportamento similar ao apresentado na correlação com energia e M2 real.

Para estimar o PIB no segundo subperíodo (1952-1968) calculou-se inicialmente, como no caso do subperíodo anterior, a matriz de correlação das séries existentes, aqui mostrada a seguir.

Tabela 6: Matriz de correlação entre as variáveis disponíveis, trimestres — 1952-1968

	Energia[1]	Importações	VRN	M2 real	Produção de cimento
Energia	1				
Importações	0,026	1			
VRN	0,226	0,014	1		
M2 real	-0,130	-0,027	0,167	1	
Produção de cimento	0,220	0,208	0,130	0,024	1

Nota: (1) produção industrial de energia elétrica encadeada ao consumo industrial de energia elétrica a partir de 1964.

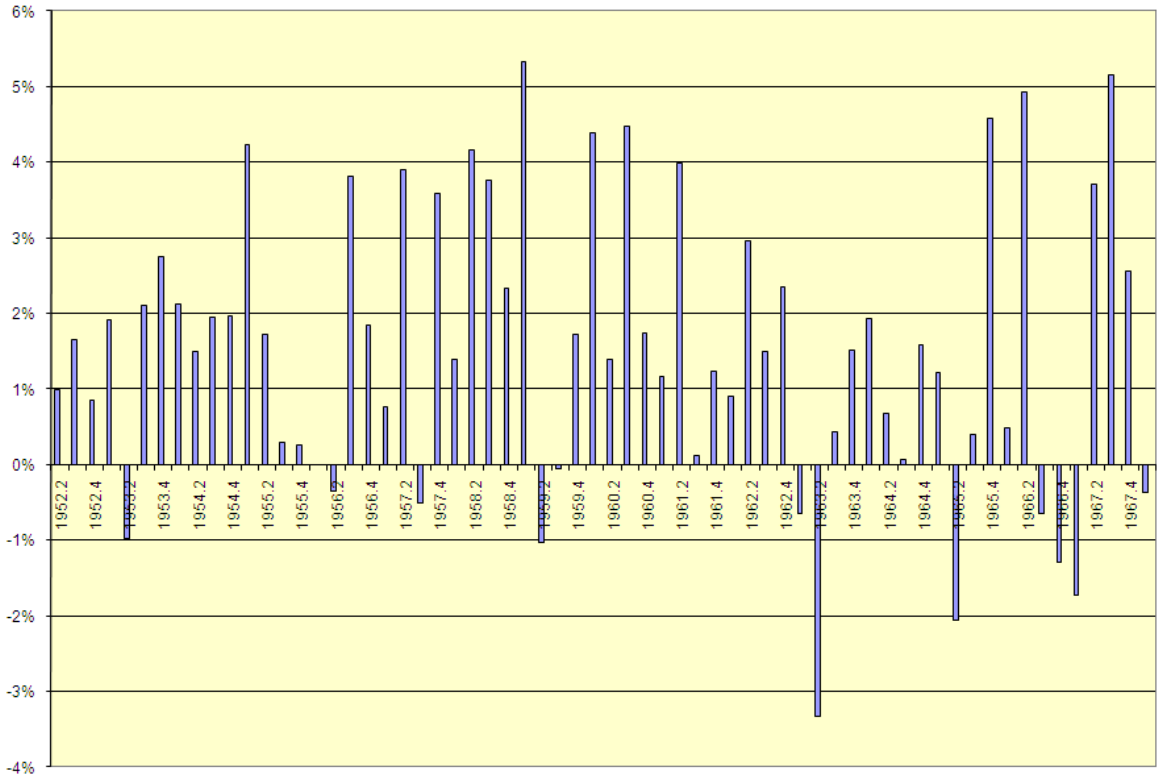
De acordo com esses resultados optou-se por utilizar o consumo industrial de energia, o VRN e a produção de cimento para estimar o PIB. Foram eliminados o M2 real e o quantum de importações por apresentarem correlação negativa ou muito fraca com o consumo industrial de energia — partindo do pressuposto que esta é uma série de forte aderência ao PIB.

Os resultados da estimação revelaram um valor fortemente negativo para a taxa de crescimento do PIB no 1º trimestre de 1956 (-2.9%) e um forte crescimento (4%) no trimestre subseqüente, enquanto os demais trimestres do ano apresentavam taxas bem mais suaves (1,5% nos dois últimos trimestres de 1956). Este resultado é uma conseqüência da forte desaceleração da série do PIB anual, que em 1955 cresceu 8%, caiu para 2,9% em 1956 e voltou para 7% no ano seguinte. A razão para essa forte redução no crescimento em 1956 foi a quebra de safra agrícola — não por coincidência, concentrada no início do ano.[22]

Como nenhuma das *proxies* utilizadas na estimação apresenta taxa de crescimento negativa em 1956, o baixo crescimento observado na série anual do crescimento do PIB foi absorvido pelo 1º trimestre de 1956 (momento de maior variabilidade das *proxies*). Para suavizar estes valores trimestrais adotamos o seguinte procedimento: atribuímos uma taxa de crescimento nula ao primeiro trimestre do ano e recalculamos os trimestres seguintes de modo que a média do PIB trimestral estimado para o ano e para o ano anterior respeitasse a das Contas Nacionais (2,9%). Na prática isso implicou alterar apenas duas taxas: a do 1º e 2º trimestres de 1956. O Gráfico 2 apresenta as taxas de crescimento do PIB trimestral depois de corrigidas, no ano de 1956, para todo o subperíodo 1952-1968.

[22] Os autores devem ao Prof. André Villela da FGV essa explicação. Como não usamos a produção agrícola como *proxy* — porque não foi possível dispor de séries de alta frequência para essa variável — , o resultado originalmente obtido teve que ser alterado *ad hoc*. Vide texto.

Gráfico 2 : Taxas de Crescimento do PIB trimestral, 1952.2 – 1968.1 (%)



(1) Séries *proxies* utilizadas na estimação: energia elétrica, VRN, e produção de cimento.

Observe-se que nesse subperíodo aparecem vários trimestres com taxas de crescimento muito altas — afinal, ele inclui os anos do Plano de Metas da administração JK — e alguns com taxas de crescimento negativas. Em particular, a taxa de crescimento média foi de 1,66% por trimestre, sendo o desvio padrão 1,89%. Logo, o crescimento médio foi inferior ao do subperíodo antes apresentado e a variabilidade maior do que naquele.

Destacam-se no gráfico as elevadas taxas positivas do 1º trimestre de 1959 e do 3º de 1967, quando passaram de 5%; em outros doze trimestres elas ultrapassaram 3%. Em contrapartida, quedas superiores a 1% foram observadas em quatro dos sessenta e quatro trimestres mostrados acima. Um fato novo foi a ocorrência de dois trimestres de queda do PIB durante esse subperíodo, nos dois primeiros trimestres de 1963. No 2º trimestre a queda foi muito alta (-3.3%) e foi causada por uma redução generalizada nas taxas de crescimento de todas as séries utilizadas para estimar o PIB: a produção de cimento caiu 5%, o consumo de energia diminuiu 3,7%, e o VRN caiu 3,6%. Outra queda pronunciada ocorreu no 2º trimestre de 1965 (-2%) e foi causada por uma queda de 2% no consumo de energia industrial e de 3% no VRN, enquanto a produção de cimento permanecia estável.

Outro fato novo foi observado no 3º trimestre de 1966. A partir desta data, por três trimestres consecutivos a taxa de crescimento do PIB trimestral foi negativa. No início (3º trimestre de 1966) esta queda foi causada por taxas negativas na produção de cimento e VRN (ambos caindo aproximadamente 5%); nos dois trimestres seguintes foi a queda na produção de energia (que chegou a 12,6% negativos no 1º trimestre de 1967, depois de cair 3% no último de 1966) que afetou fortemente o PIB.

As correlações entre o PIB estimado e as séries disponíveis para este subperíodo estão na Tabela 7.

Tabela 7: Matriz de correlação com o PIB estimado (1952-1968)

	Energia	Importação	VRN	M2 real	Produção de cimento
PIB	0,784	0,111	0,585	-0,075	0,141

Como era de se esperar a correlação da série estimada é maior com as séries utilizadas como *proxies* (consumo industrial de energia elétrica, VRN e produção de cimento) sendo energia a série mais altamente correlacionada ao PIB.

O último subperíodo de estimação do PIB (1968-1980) possui seis séries candidatas a *proxies*: consumo de energia elétrica, quantum de importações, M2 real, produção de cimento, produção da Indústria de Transformação e o nível de utilização da capacidade instalada (NUCI). A Tabela 8 mostra as correlações entre elas.

Tabela 8: Matriz de correlação entre as variáveis disponíveis, trimestres — 1968-1980

	Energia	Importação	M2 real	Produção cimento	Prod ind transform[1]	Nuci-fgv
Energia	1					
Importação	0,149	1				
M2 real	0,002	0,107	1			
Produção cimento	0,065	-0,075	0,175	1		
Prod ind transform	0,326	0,062	0,105	0,149	1	
Nuci-fgv	0,143	0,229	0,185	0,158	0,343	1

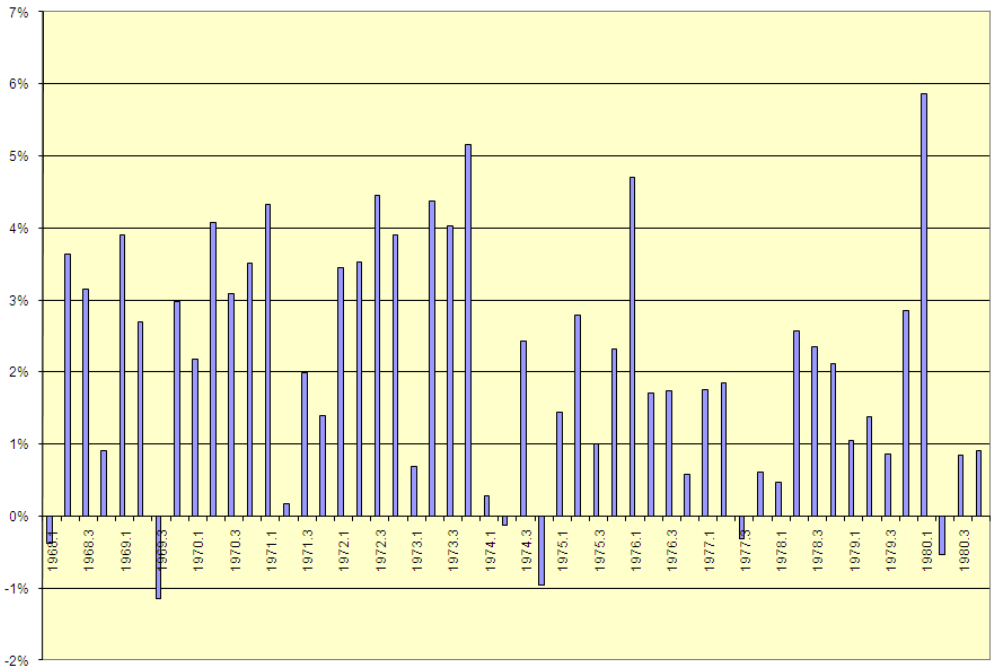
(1) Prod ind transform: produção da Indústria de Transformação.

As taxas de crescimento do PIB estimado estão no Gráfico 3.

Neste período apenas dois trimestres, distantes entre si, apresentaram crescimento negativo: o 3º de 1969 (-1,1%) e o 4º de 1974 (-1,0%). No 3º de 1969 a queda foi principalmente causada pela redução na Indústria de Transformação, que registrou crescimento negativo de 2,6%; já no 4º de 1974 todas as séries apresentaram uma leve queda sendo que as mais correlacionadas ao PIB, produção industrial e consumo industrial de energia, caíram 1,4% e 1,6%, respectivamente. A partir de 1980 os dados no gráfico são as taxas de crescimento registradas na série do IBGE.

Observe-se que a taxa média trimestral nesse período é de 2,11% e o desvio padrão respectivo é de 1,67%. Logo, a variabilidade das taxas nesse período diminuiu em relação ao anterior: o coeficiente de variação, definido pelo quociente entre o desvio padrão e a média, retornou ao nível de 0,79, após ter sido de 1,14 no subperíodo anterior (1952-68). Esse indicador havia sido de 0,81 no subperíodo 1947-52.

Gráfico 3: Taxas de Crescimento do PIB trimestral 1968.2 – 1980.4[1] (%)



(1) As taxas de crescimento do PIB a partir de 1980.2 são as do IBGE.

A Tabela 9 apresenta a correlação do PIB estimado com as demais séries disponíveis:

Tabela 9: Matriz de correlação com o PIB estimado (1968-1980)

	Energia	Importação	M2 real	Produção cimento	Prod ind transform	NUCI-FGV
PIB	0,419	0,141	0,130	0,434	0,864	0,490

Nota-se que a indústria de transformação é a série mais fortemente correlacionada ao PIB estimado, como esperado. Este também é um resultado observado a partir de 1980, como anteriormente mencionado.

6. A Datação dos Ciclos Econômicos de 1947 a 1979

Na seção anterior ficou transparente que não foram muito freqüentes as ocorrências de taxas trimestrais de crescimento negativas no período como um todo. Foram mais raros ainda os casos de trimestres consecutivos de queda do PIB. Aceitando-se o critério de que uma economia está em recessão quando se observam pelo menos dois trimestres consecutivos de queda do PIB,[23] apenas duas recessões foram identificadas no período de 1947 a 1979. A Tabela 10 apresenta as datações identificadas para os ciclos da economia brasileira.

A primeira recessão ocorreu no 1º trimestre de 1963, durou 2 trimestres e resultou em uma queda acumulada de 3,95% do PIB. A segunda ocorreu a partir do 3º trimestre de 1966, se estendeu por três trimestres e resultou em uma perda acumulada de 3,63% do PIB. Apesar de mais curta, a primeira recessão levou a uma maior perda de produto. Além disso, foram necessários três trimestres de crescimento positivo (após a recessão) para que a economia retornasse ao nível pré-crise. A segunda recessão, apesar de ter apresentado uma queda acumulada

[23] Ver Chauvet (2002) para métodos alternativos de datação.

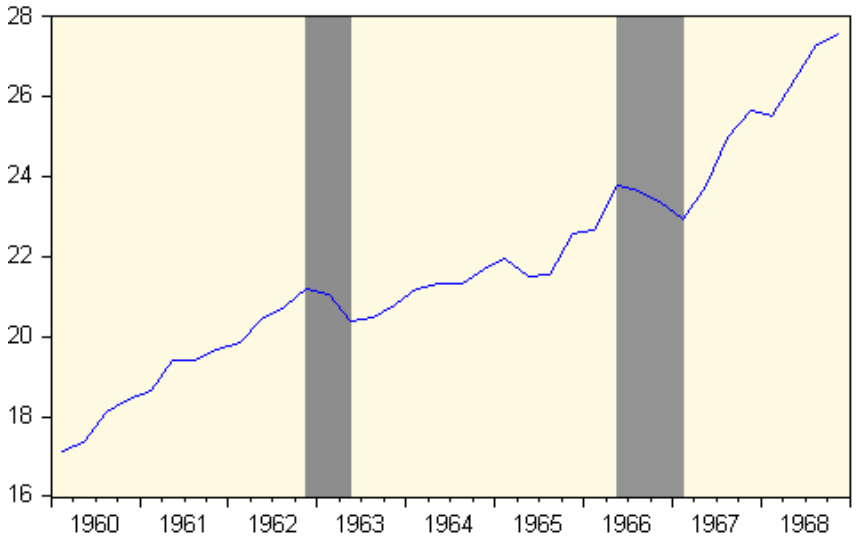
semelhante à primeira, foi seguida de uma recuperação muito mais rápida: no primeiro trimestre de crescimento positivo (2º trimestre de 1967) a economia já havia retornado ao nível atingido antes da recessão.

Tabela 10 – Datação de Ciclos de 1947.1 a 1979.4

Período	Expansão/Recessão	Taxa média de crescimento trimestral	Taxa de crescimento acumulada	Número de trimestres no período
De 1947.1 a 1962.4	Expansão	1,84%	216,1%	64
De 1963.1 a 1963.2	Recessão	-2,00%	-3,95%	2
De 1963.3 a 1966.2	Expansão	1,30%	16,8%	12
De 1966.3 a 1967.1	Recessão	-1,23%	-3,7%	3
De 1967.2 a 1980.1	Expansão	2,27%	221,6%	52

No Gráfico 4, cujos dados cobrem apenas os anos de 1960 a 1968, é possível visualizar essas duas recessões. Note-se que os dados no gráfico estão em nível e os dois períodos recessivos (1º e 2º trimestres de 1963; e do 3º de 1966 ao 1º de 1967) foram sombreados para facilitar a visualização.

Gráfico 4: Índice do PIB trimestral em nível, 1960.1- 1968.4 (1995=100)



(1) As áreas em cinza representam os dois períodos de crescimento negativo que se estenderam por dois trimestres ou mais (1º de 1963 e 2º do mesmo ano; e do 3º de 1966 ao 1º de 1967, inclusive).

A Tabela A3 no apêndice apresenta a série completa, em números índices e em nível, dos valores estimados do PIB trimestral a partir de 1947.

7. Conclusão

Este trabalho teve como objetivo de desenvolver uma metodologia e construir uma série para o PIB trimestral para o Brasil no período de 1947 a 1980, a partir de quando os resultados trimestrais do IBGE começaram a ser divulgados. Antes de 1980 dispunha-se apenas do PIB em bases anuais.

Para estimar o PIB trimestral de 1947 a 1980 utilizaram-se as taxas de crescimento do PIB anual como *benchmarking* para a trimestralização. Além da série anual (que define uma restrição sobre as estimações trimestrais), séries trimestrais disponíveis no período da análise e fortemente correlacionadas ao nível de atividade foram utilizadas como *proxies* no processo de estimação. O método econométrico utilizado para estimar a série trimestral do PIB a partir da anual e de *proxies* trimestrais foi o do filtro de Kalman.

A estimação foi subdividida em três subperíodos para permitir melhor aproveitamento das séries disponíveis. Isso permitiu: utilizar *proxies* diferentes em subperíodos distintos, o que é desejável quando o grau de associação da série à atividade econômica muda ao longo do tempo; e utilizar séries fortemente correlacionadas ao PIB mesmo quando esta não foi computada continuamente em todo o período de interesse.

O resultado de estimação sugere a identificação de apenas dois períodos recessivos na economia brasileira entre 1947 e 1980.[24] O primeiro em 1963 e o segundo em 1966-67. A queda acumulada foi de 3,9% e 3,6% do PIB real, respectivamente, sendo que no primeiro o intervalo de tempo necessário para a recuperação integral foi de quatro trimestres, enquanto no segundo apenas um trimestre foi suficiente para que o nível do produto voltasse ao patamar pré-crise. A queda do nível de atividade em 1963 foi caracterizada por uma redução generalizada nas atividades representadas pela produção de cimento (-5%), consumo de energia industrial (-3,7%) e VRN (-3,6%). Já na segunda recessão, uma leve queda foi observada na produção de cimento e no VRN (no 3º trimestre de 1966). Mas foi a forte queda no consumo industrial de energia elétrica (queda acumulada de -12% entre o 3º trimestre de 1966 e o 1º de 1967) a principal responsável pelo desempenho negativo do PIB nessa fase.

POST SCRIPTUM

Série alternativa do PIB trimestral de 1975 a 1980

Esta nota já estava praticamente concluída quando chegou ao conhecimento dos autores a existência de uma série do PIB trimestral a preços correntes a partir de 1975 elaborada pelo IPEA e disponível no site www.ipeadata.gov.br. Isso nos sugeriu uma comparação entre os resultados aqui apresentados e a série elaborada pelo IPEA. Para tanto, porém, é necessário deflacionar os resultados do site do IPEA, disponíveis a preços correntes, e dessazonalizá-los.[25]

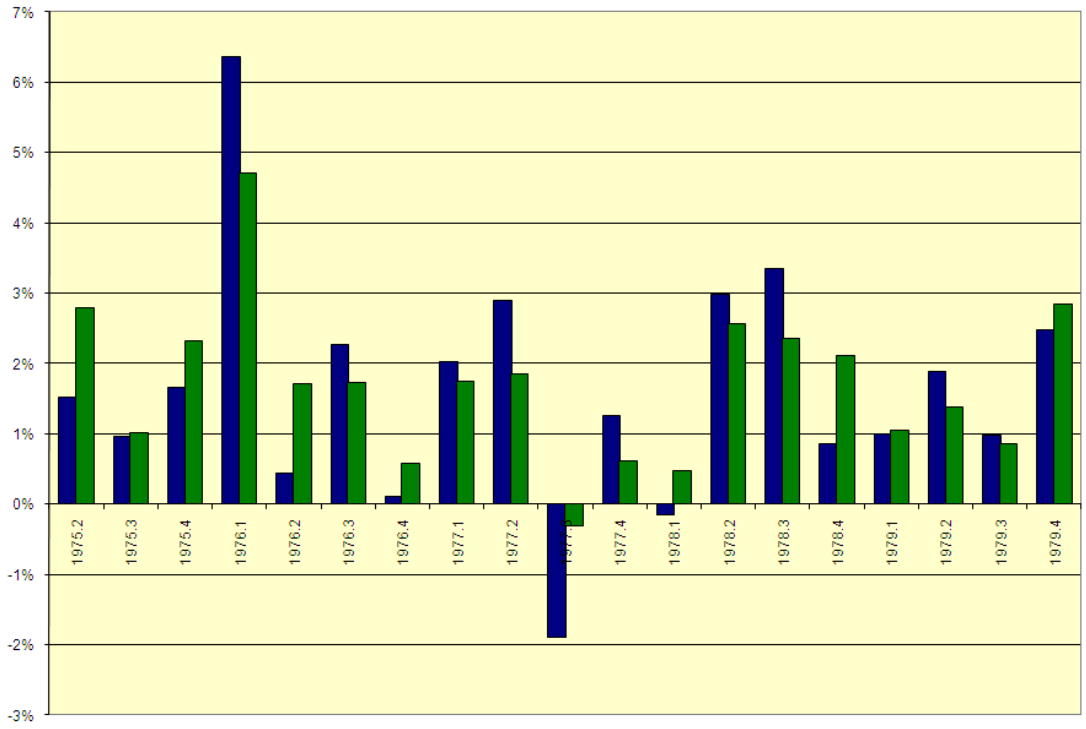
Para o deflacionamento utilizou-se o seguinte procedimento: (i) como não existe um deflator trimestral do PIB para o período, utilizou-se a série mensal trimestralizada do IGP-DI geral a partir da média dos respectivos meses para determinar o valor do trimestre; (ii) utilizou-se o IGP-DI trimestral como *proxy* para o deflator do PIB trimestral a partir de sua série anual, na qual o método de Kalman foi usado para interpolar as séries. A série resultante foi utilizada para deflacionar o PIB trimestral a partir de 1975, e essa série foi então dessazonalizada pelo método X-11.

As taxas de crescimento do PIB trimestral a preços constantes e as taxas de crescimento do PIB trimestral estimado pelos autores deste texto estão apresentadas no Gráfico 5 apenas no período em que se sobrepõem (de 1975-1979). Nota-se uma maior variabilidade da série a preços constantes. Pelas estatísticas calculadas, a taxa de crescimento média de ambas as séries é bem

[24] Considerou-se como recessão uma fase com dois ou mais trimestres consecutivos de taxas negativas de crescimento do PIB.
[25] Obviamente, exime-se o IPEA de qualquer responsabilidade em relação aos procedimentos aqui adotados e seus resultados.

próxima (1,63% para a série deflacionada e 1,70% para a série estimada neste trabalho); no entanto, o desvio-padrão é bem maior para a série deflacionada (1,69%) do que para a série estimada neste trabalho (1,13%), como pode ser percebido visualmente no gráfico.

Gráfico 5: PIB trimestral — Comparação de Resultados, 1975.2- 1979.4



(1) As barras azuis representam as taxas de crescimento do PIB trimestral deflacionado; as barras verdes indicam as taxas de crescimento do PIB trimestral estimado pelos autores.

Bibliografia

Boot, J. C. G.; Feibes, W. e Lisman, J. H. C (1967). “Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data”, em *Applied Statistics*, v. 16, n. 1, p. 65-75.

Cerqueira, L. F.; Pizzinga, A. e Fernandes, C. (2008) “Methodological Procedure for Estimating Brazilian Quarterly GDP Series”

Chauvet, M. (2002) “The Brazilian Business and Growth Cycles”. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 1, p.75-106.

Conjuntura Econômica (2008) **Sete Décadas de História,** CD-ROM. Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

Cuche, N. A. e Hess, M. K. (1999) “Estimating Monthly GDP in a General Kalman Filter Framework: Evidence From Switzerland”, University of Lausanne, University of Bern.

Denton, Frank T. (1971) “Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization”, em *Journal of the American Statistical Association*, v. 66, n. 333, p. 99-102.

Gomez, V. e Maravall, A. (1994) “Estimation, Prediction, and Interpolation for Nonstationary Series with the Kalman Filter**”.** *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, No. 426, pp. 611-624

Hamilton, J. D. (1994) **Time Series Analysis**. Princeton University Press, Princeton.

IBGE (1990) **Estatísticas Históricas do Brasil – Séries Econômicas, Demográficas e Sociais, 1550 a 1988**. IBGE, Rio de Janeiro.

IBGE (2003) **Estatísticas do Século XX**. CD-ROM de dados. IBGE, Rio de Janeiro.

Monch, E. e Uhlig, H. (2005) “Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area”, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2 (1), pp. 43-69.

Notini, H. e Issler, J. V. (2008) “Estimating Brazilian Monthly Real GDP: a Kalman Filter Approach” Em 29th CIRET Conference, 2008, Santiago.

Toledo Neto, C. de Campos e Fiore, E. G. (2006) “Uma Série Histórica do PIB Trimestral”, em *História e Economia*, vol. 2, nº 1. Brazilian Busines School, São Paulo: Terra Comunicação Editorial.

Apêndices

A1. Base de Dados

A Tabela A1 lista as séries utilizadas neste artigo bem como o período em que se encontram disponíveis e a sua fonte de publicação.

Tabela A1: Séries citadas no artigo

Série	Início	Fim	Fonte
Energia Elétrica (produção industrial)	1947.1	1963.4	Conjuntura Econômica
Energia Elétrica (consumo industrial)[1]	1964.1	1990.4	Boletins do Banco Central do Brasil
Energia Elétrica (consumo industrial)	1976.1	2010.1	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA
M2 – agregado monetário	1947.1	1985.4	Livro: Estatísticas Históricas do Brasil
M2 – agregado monetário	1970.1	2010.1	Boletim do Banco Central do Brasil
Importação total (valor)	1947.1	1953.3	Conjuntura Econômica
Importação total (quantum)[2]	1951.2	1979.2	Conjuntura Econômica
Importação total (quantum)	1978.1	2010.1	Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior - FUNCEX
Valor Real dos Negócios	1947.1	1968.1	Conjuntura Econômica
Produção de Cimento	1952.1	1961.4	Conjuntura Econômica
Produção de Cimento	1960.1	2010.1	Sindicato Nacional da Indústria de Cimento – SNIC
Produção da Indústria de Transformação	1968.1	2010.1	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE
NUCI	1968.1	2010.1	Conjuntura Econômica
IGP-DI	1947.1	2010.1	Conjuntura Econômica
PIB[3]	1947	1980	IPEADATA

(1) A série de consumo industrial de energia elétrica inicialmente (de 1964.1 a 1967.2) é trimestral e corresponde ao Sistema LIGHT; a partir de abril de 1967 ela se torna mensal. De 1970 a 1980 esta série corresponde ao consumo industrial de energia do Sistema LIGHT e CEMIG.
(2) Não foram encontrados dados de quantum de importação para o ano de 1971. Para completar a série nesse ano usou-se informações de Chami Batista et alii (Revista Brasileira de Comércio Exterior — Funcex, n. 88); ver texto.
(3) Série de taxas anuais de 1947 a 1980.

A2. Índices de Produção Industrial por Trimestres (1968 a 1980)

A Tabela A2 apresenta a série final em nível (original) e a mesma série com ajuste sazonal.

Tabela A2: Produção Industrial (1968-1980)

Data	Produção da Indústria de Transf.[26]	Prod. Industrial Dessazonalizada
1968.1	34,07	35,20
1968.2	36,51	36,67
1968.3	39,37	38,21
1968.4	39,78	39,51
1969.1	39,42	40,77
1969.2	41,82	42,05
1969.3	42,21	40,94
1969.4	42,11	41,67
1970.1	41,70	43,30
1970.2	45,11	45,47
1970.3	48,65	47,09
1970.4	49,67	48,84
1971.1	48,74	50,93
1971.2	50,94	51,57
1971.3	53,79	51,87
1971.4	53,61	52,29
1972.1	50,08	52,79
1972.2	54,18	55,09
1972.3	60,10	57,62
1972.4	61,69	59,89
1973.1	57,88	61,50
1973.2	62,53	63,60
1973.3	69,90	66,70
1973.4	73,22	71,15
1974.1	65,92	70,36
1974.2	69,06	70,00
1974.3	75,82	72,16
1974.4	73,19	71,48
1975.1	66,57	71,20
1975.2	73,38	73,78
1975.3	77,75	74,12
1975.4	77,14	75,79
1976.1	76,13	81,25
1976.2	82,33	82,37
1976.3	87,20	83,31
1976.4	84,94	83,71
1977.1	78,05	83,19
1977.2	84,92	84,69
1977.3	88,46	84,72
1977.4	86,67	85,53

[26] Os valores do índice de Produção Industrial nos trimestres de 1971.1 e 1971.2 diferem dos apresentados na Tabela 2 em razão da compatibilização das séries descrita na seção 4.1.

Data	Produção da Indústria de Transf.	Prod. Industrial Dessazonalizada
1978.1	81,78	86,90
1978.2	88,51	88,41
1978.3	94,75	90,69
1978.4	93,74	92,59
1979.1	88,63	94,07
1979.2	94,74	94,71
1979.3	100,13	95,76
1979.4	99,87	98,77
1980.1	97,02	102,83
1980.2	102,45	102,55
1980.3	111,96	106,95
1980.4	106,86	105,80

A3. Série Estimada do PIB trimestral, 1947-1980

Tabela A3: PIB trimestral em nível 1947-1980 (1995=100)

1947.1	6,71	1951.2	9,17	1955.3	12,1	1959.4	16,39	1964.1	21,18	1968.2	26,47	1972.3	41,07	1976.4	58,53
1947.2	6,84	1951.3	9,33	1955.4	12,13	1960.1	17,11	1964.2	21,32	1968.3	27,31	1972.4	42,67	1977.1	59,55
1947.3	6,94	1951.4	9,22	1956.1	12,13	1960.2	17,34	1964.3	21,33	1968.4	27,55	1973.1	42,97	1977.2	60,66
1947.4	7,11	1952.1	9,63	1956.2	12,08	1960.3	18,12	1964.4	21,67	1969.1	28,63	1973.2	44,85	1977.3	60,47
1948.1	7,21	1952.2	9,72	1956.3	12,54	1960.4	18,43	1965.1	21,94	1969.2	29,4	1973.3	46,65	1977.4	60,84
1948.2	7,45	1952.3	9,88	1956.4	12,78	1961.1	18,65	1965.2	21,49	1969.3	29,07	1973.4	49,06	1978.1	61,13
1948.3	7,73	1952.4	9,97	1957.1	12,87	1961.2	19,39	1965.3	21,57	1969.4	29,93	1974.1	49,2	1978.2	62,7
1948.4	7,88	1953.1	10,16	1957.2	13,38	1961.3	19,41	1965.4	22,56	1970.1	30,59	1974.2	49,13	1978.3	64,17
1949.1	7,99	1953.2	10,06	1957.3	13,31	1961.4	19,66	1966.1	22,67	1970.2	31,83	1974.3	50,32	1978.4	65,53
1949.2	8,12	1953.3	10,27	1957.4	13,79	1962.1	19,83	1966.2	23,79	1970.3	32,82	1974.4	49,84	1979.1	66,21
1949.3	8,17	1953.4	10,55	1958.1	13,98	1962.2	20,42	1966.3	23,63	1970.4	33,97	1975.1	50,56	1979.2	67,12
1949.4	8,32	1954.1	10,78	1958.2	14,56	1962.3	20,73	1966.4	23,33	1971.1	35,44	1975.2	51,97	1979.3	67,7
1950.1	8,64	1954.2	10,94	1958.3	15,11	1962.4	21,21	1967.1	22,92	1971.2	35,5	1975.3	52,5	1979.4	69,63
1950.2	8,6	1954.3	11,15	1958.4	15,46	1963.1	21,07	1967.2	23,77	1971.3	36,21	1975.4	53,72	1980.1	73,71
1950.3	8,7	1954.4	11,37	1959.1	16,29	1963.2	20,37	1967.3	25	1971.4	36,71	1976.1	56,24	1980.2	73,31
1950.4	8,89	1955.1	11,85	1959.2	16,12	1963.3	20,46	1967.4	25,64	1972.1	37,98	1976.2	57,2	1980.3	73,93
1951.1	8,82	1955.2	12,06	1959.3	16,11	1963.4	20,77	1968.1	25,54	1972.2	39,32	1976.3	58,19	1980.4	74,61

(1) A série do PIB trimestral de 1947 a 1979 foi estimada pelos autores. A taxa de crescimento anual do PIB estimado é a mesma taxa registrada pela série do IBGE, já que esta foi uma imposição aplicada pelo processo de estimação.

(2) A partir do 1º trimestre de 1980 a série do PIB é a do IBGE.

FGV
IBRE

www.fgv.br/ibre

Rio de Janeiro
Rua Barão de Itambi, 60
22231-000 - Rio de Janeiro – RJ

São Paulo
Av. Paulista, 548 - 6º andar
01310-000 - São Paulo - SP