

Um teste da hipótese de inflação inercial no Brasil*

ANA DOLORES NOVAES**

A inflação tem sido um dos grandes problemas enfrentados pela economia brasileira, tendo o tratamento inercial da mesma passado a ter muita influência aqui no início da década de 80. Segundo essa abordagem, a taxa de inflação segue um caminho determinado pelo seu próprio passado. O objetivo deste trabalho é reavaliar a hipótese da inflação inercial sob uma perspectiva empírica. Após uma breve menção das idéias teóricas que dão suporte ao tratamento inercial, a persistência inflacionária (inércia) é avaliada de modo empírico, pelas técnicas de séries temporais. Os resultados indicam que há inércia, embora sua importância não seja tão significativa.

1 - Introdução

A inflação crônica tem sido a característica principal da economia brasileira nos últimos 30 anos, não tendo o país atravessado um único desses anos sem uma inflação de dois dígitos. A população, dessa forma, não teve outra opção a não ser aprender a conviver com constantes aumentos de preços. Desse processo resultou a indexação formal e informal como um esforço para proteger a participação na renda de cada grupo social.

Conter a inflação numa economia altamente indexada tem sido decepcionante e muito custoso em relação à produção e ao emprego. Esse fato ocorreu principalmente no início dos anos 80. Após o fracasso na redução da inflação, através de variações fixas e preestabelecidas da correção monetária e da taxa de câmbio, o governo voltou-se para uma política mais ortodoxa, sendo que entre 1981 e 1983 cortou subsídios públicos e praticou uma política monetária mais restritiva. Os resultados, com relação à taxa de inflação, foram muito fracos. Como se pode ver na Tabela 1, a produção caiu em média 3%, tanto em 1981 como em 1983, e a inflação, no entanto, aumentou de 110% em 1980 para 211% em 1983. Apenas na

Nota do Editor: Tradução não revista pela autora.

* Gostaria de agradecer aos membros da minha banca examinadora, Albert Fishlow, Barry Eichen-green, George Judge e, especialmente, a David Romer, pelas críticas e sugestões. Alessandra Casella, além de seus comentários e sugestões de valor inestimável, contribuiu com estímulo e orientação muito importantes. Os erros remanescentes são de minha inteira responsabilidade.

** Da Universidade Federal de Pernambuco.

TABELA 1

Brasil: principais indicadores macroeconômicos — 1978/88

Ano	PNB (% de crescimento)	Taxa de desemprego (São Paulo)	IGP (% ao ano)	Crescimento do M1 (% ao ano)	Balança comercial (US\$ milhões)	Déficit operacional como percentagem do PNB ^a
1978	4,8	n.d.	41	42	-1.024	n.d.
1979	7,2	n.d.	77	74	-2.717	n.d.
1980	9,1	7,2	110	70	-2.823	n.d.
1981	-3,1	7,2	95	87	1.202	6,0
1982	1,1	5,5	99	65	817	7,3
1983	-2,8	6,8	211	95	6.472	4,4
1984	5,7	6,8	224	202	13.852	3,1
1985	8,4	5,1	235	308	12.486	4,6
1986	8,0	3,3	65	307	8.349	3,6
1987	2,9	3,8	416	127	11.152	5,5
1988	-0,3	3,9	933	464	19.089	4,3

FONTES: *Conjuntura Econômica* (Fundação Getúlio Vargas) e *Brasil — Programa Econômico* (Banco Central).

^aO conceito de déficit operacional exclui a correção monetária e a taxa de câmbio.

n.d. = não disponível.

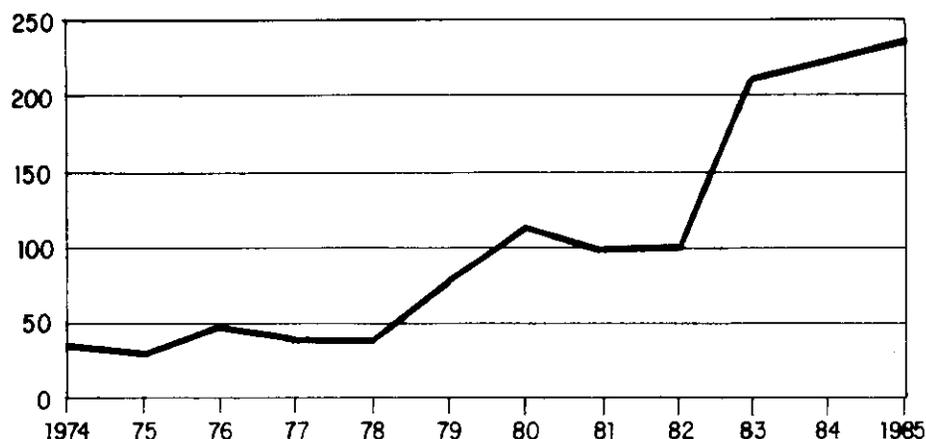
frente externa, na qual a balança comercial assinalou um superávit de US\$ 6,4 bilhões em 1983 comparado a um déficit de US\$ 2,8 bilhões em 1980, atingiu-se o objetivo.

O fracasso dos programas de estabilização no princípio da década de 80 levou economistas e formuladores de política a repensarem a natureza do processo inflacionário brasileiro. Tornou-se difundida a noção de que a evolução da taxa de inflação era sobejamente determinada pela sua própria história e insensível às políticas de demanda. Além disso, sustentava-se a crença de que um choque negativo elevaria de forma permanente a taxa de inflação. Tal processo ficou conhecido como *inércia inflacionária* e é ilustrado pelo Gráfico 1. Em seguida ao primeiro choque do petróleo em 1973, a taxa de inflação estabilizou-se em torno de 40% ao ano, até 1978, após o que ela saltou para um patamar de 100%. Alimentado por uma crise de divisas estrangeiras e por uma maxidesvalorização em fevereiro de 1983, um outro salto da taxa de inflação ocorreu naquele ano. O Plano Cruzado, lançado em 28 de fevereiro de 1986, baseava-se no diagnóstico de que a inflação no Brasil era basicamente inercial. Esse plano, após um período inicial de sucesso, fracassou e a inflação retomou taxas mais elevadas.

Gráfico 1

TAXA DE INFLAÇÃO DE JANEIRO A DEZEMBRO –
IGP

% por ano



Este trabalho se propõe a discutir a hipótese da inflação inercial e testar sua validade empírica. Em primeiro lugar, serão discutidos os aspectos teóricos nos quais se basearam os modelos de inflação inercial, suas premissas e implicações. A seguir, é feita uma análise empírica da natureza inercial da inflação brasileira. As questões propostas são as seguintes: os choques inflacionários, em um único período de tempo, através da indexação e da acomodação monetária, podem persistir a longo prazo? O que pode ser dito do impacto sobre a taxa de inflação de choques em diferentes variáveis, como o crescimento da oferta monetária e a depreciação da taxa de câmbio?

A análise teórica começa com o modelo de Taylor (1979 e 1980), cuja estrutura descreve bem a economia brasileira: um certo grau de comportamento voltado para o passado (*backward looking behavior*), um parâmetro representando a acomodação monetária e a possibilidade de uma baixa resposta dos salários ao excesso de demanda. Contudo, o modelo de Taylor necessita ser modificado para gerar uma maior dinâmica, ou seja, uma raiz unitária para o processo inflacionário no Brasil. A parte empírica do trabalho investiga a hipótese inercial através do exame da persistência da inflação no Brasil, utilizando-se de modelos do tipo ARIMA. Seguindo Campbell e Mankiw (1987), é apresentada uma definição precisa de persistência. A definição trata do quanto os agentes econômicos alteram sua previsão de longo prazo da inflação em seguida a um choque aleatório.

Os resultados corroboram a hipótese de que um choque negativo tem de fato um impacto de longo prazo sobre a taxa de inflação. No entanto, tal impacto não é tão grande como se poderia esperar: um choque adverso que eleva a inflação em

10%, em determinado período, elevará de forma permanente a previsão de um agente em torno de 3,5% por período. Se tais resultados são aceitos, torna-se necessária uma revisão da natureza da inflação brasileira.

O trabalho está organizado da seguinte forma: A Seção 2, a seguir, aborda resumidamente os aspectos teóricos da inflação brasileira; a Seção 3 apresenta a investigação empírica com o uso de uma análise univariada; e, finalmente, a Seção 4 faz a conclusão.

2 - Modelos de persistência inflacionária

Na literatura brasileira sobre inflação a ênfase tem sido dada a três aspectos da economia:¹

a) o ajuste institucional dos salários, que consiste na indexação baseada no passado, conjugada a contratos justapostos no tempo;²

b) as conclusões empíricas que apontam uma baixa resposta da inflação ao hiato do produto; e

c) as expectativas baseadas no passado.

Tais pontos estão presentes no tratamento inercial corrente do problema inflacionário no Brasil. Os modelos têm geralmente duas equações básicas [ver Lopes (1986, Cap. 3) e Modiano (1985 e 1988a)]. A primeira equação incorpora o ajuste salarial institucional, no qual os salários acompanham periodicamente a taxa de inflação passada. A segunda equação básica supõe uma regra de *mark-up* constante na fixação de preços pelas empresas. Sob essas duas premissas, a taxa de inflação no período t (π_t) é determinada pela taxa de inflação do período anterior (π_{t-1}), pela variável que mede o excesso de demanda agregada (y_t) e por choques aleatórios (ε_t):

$$\pi_t = a \pi_{t-1} + b y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

sendo $a > 0$ e $b > 0$.

1 Sobre a inflação brasileira, ver, entre outras, as seguintes referências: Bacha e Lopes (1983), Lopes (1986), Modiano (1985, 1988a), Arida e Rezende (1986), Dornbusch e Simonsen (1987) e Simonsen (1988).

2 A lei que regula os reajustes salariais foi modificada várias vezes no início dos anos 80. As principais alterações referiam-se à parcela da inflação anterior que era repassada ao salário de cada categoria. *Grosso modo*, na data de cada negociação, os salários eram automaticamente reajustados pela inflação entre a última data do reajuste e a atual. A lei deixava a empregadores e empregados a decisão quanto aos aumentos de salários devidos a aumentos na produtividade. Naturalmente, é possível admitir que a lei não era *compulsória* e que, portanto, o coeficiente de π_{t-1} não era 1. É também possível admitir a existência, em certo grau, de um comportamento baseado em previsões de condições futuras incorporado às negociações de produtividade. Para detalhes acerca do período 1979/85, ver Lerda (1986) e, para o período 1976/80, ver Barbosa (1983, Cap. 2).

Um caminho alternativo para chegar a uma equação do tipo (1) é considerar uma curva de Phillips na hipótese de expectativas estáticas, isto é, $\pi_t^e = \pi_{t-1}$. Muito embora tal hipótese não tenha grande apoio teórico, foi utilizada na literatura brasileira como uma aproximação ao comportamento real dos agentes econômicos, numa economia que convive com inflação crônica e esquemas de indexação por um longo período de tempo [ver Rezende e Lopes (1981) e Bacha (1988)].

O primeiro termo do lado direito da equação (1) sintetiza o componente inercial da inflação. Considera-se que é o resultado da acumulação de choques predominantemente negativos no passado [Modiano (1985, p. 36)]. Em certas condições, por exemplo, quando os salários se reajustam plenamente pela inflação passada, o coeficiente a pode ser igual a 1. Neste caso, quando a economia se acha no pleno emprego e não há choques, a taxa de inflação de hoje é igual à do período anterior e a inflação é puramente inercial. Sob uma perspectiva estatística, se a é igual a 1, b é zero e ε_t é um choque aleatório na equação (1), então o processo inflacionário segue um passeio aleatório. Afirmar que a inflação é puramente inercial é assegurar que o processo inflacionário segue um passeio aleatório.

Vale a pena mencionar que o debate sobre a natureza da inflação brasileira começou com uma discussão acerca da magnitude do coeficiente b na equação (1). Trabalhos anteriores, desenvolvidos por Lemgruber (1974) e Contador (1977), corroboravam o ponto de vista de que a taxa de inflação era amplamente determinada pelo hiato do produto e propunham assim a necessidade de políticas de controle da demanda agregada para combater a inflação. Os teóricos da inflação inercial desafiaram essa visão com o argumento de que, se fossem incluídos choques exógenos nas estimativas empíricas, não haveria então *trade-off* entre o nível de atividade e a inflação [Rezende e Lopes (1981) e Modiano (1988a)]. Ademais, se a taxa de inflação tinha o seu caminho determinado principalmente pelo seu próprio passado (isto é, se o coeficiente a era alto e b baixo), políticas de restrição da demanda apenas diminuiriam a produção com impacto reduzido sobre a taxa de inflação.

Um outro aspecto importante do processo inflacionário, segundo o tratamento inercial, é o aumento de uma vez por todas (*once and for all*) da taxa de inflação, sucedendo a um choque aleatório negativo: a taxa de inflação não retornaria ao seu nível anterior, porém se manteria permanentemente elevada. Além do mais, a indexação generalizada com base no passado (revelada nos modelos pela presença de π_{t-1} na equação da inflação) ampliaria o efeito de um choque negativo sobre a taxa de inflação.³ O mecanismo funciona da seguinte forma: suponhamos que haja uma maxidesvalorização cambial. Os efeitos diretos abrangem uma elevação no custo das matérias-primas importadas, tanto quanto no preço dos produtos agrícolas exportados. O repasse subsequente desses aumentos de preços aos salários

3 Modiano (1985) chegou à conclusão de que uma desvalorização real de 10% levaria a um aumento permanente de 11,4% na taxa de inflação. Choques de magnitude similar no preço das matérias-primas importadas e no preço internacional do petróleo elevariam a taxa de inflação de forma permanente em 7,7 e 2,3%, respectivamente.

prosseguiu realimentando os preços e a taxa de câmbio, os quais por sua vez realimentariam os salários através da indexação, como uma espiral.⁴

A teoria inercial ganhou apoio e tornou-se popular nos primeiros anos da década de 80. A taxa de inflação não respondeu às políticas contracionistas e mudou de patamar em seguida a uma série de choques adversos de oferta em 1981 e 1983. As implicações de política da abordagem inercial eram muito diferentes das da abordagem ortodoxa tradicional. Como a contração monetária não era eficaz, deveria ser dada ênfase, ao contrário, ao fim da indexação e do padrão de comportamento moldado no passado: a assim chamada “memória inflacionária”. O resultado dessas discussões foi o Plano Cruzado, lançado em fevereiro de 1986.⁵

Tais traços da economia brasileira conformam-se bem com o modelo formulado por Taylor (1979 e 1980), que apresenta contratos justapostos, admite o comportamento dos agentes com base no passado, pressupõe uma resposta possivelmente baixa da taxa de variação dos salários a um excesso de demanda e considera um *mark-up* constante como na maior parte dos modelos de inflação inercial. Além disso, o modelo de Taylor possui uma equação explícita para descrição do grau de acomodação da política monetária. Conforme ficará claro com a ajuda do citado modelo, supor de antemão a acomodação monetária total leva a um grau mais alto de persistência inflacionária.

O modelo de Taylor é de expectativas racionais com contratos salariais justapostos, no qual o parâmetro da política monetária afeta as expectativas. A persistência da inflação depende crucialmente desse parâmetro e do grau de comportamento voltado para o passado/futuro, implícito nos contratos de trabalho. Considerando as variáveis como taxas de variação, a versão simplificada do modelo de Taylor de 1979, com contratos de trabalho de dois períodos e uma equação explícita para a inflação, é a seguinte:

— Regra salarial:

$$\omega_t = b_1 \omega_{t-1} + b_2 \omega_{t+1} + \gamma (b_1 y_t^e + b_2 y_{t+1}^e) + e_t \quad (2)$$

— Equação da demanda agregada:

$$y_t + \pi_t = \mu_t + V_t \quad (3)$$

— Regra monetária:

4 Após 1968, a taxa de câmbio passou a ser periodicamente reajustada, de modo a compensar a diferença entre a taxa de inflação em moeda nacional e a do dólar norte-americano.

5 Para uma análise da experiência do Plano Cruzado, ver, por exemplo, Carneiro Netto (1987), Modiano (1988b) e Moraes (1988).

$$\mu_t = g \pi_t \quad (4)$$

— Taxa de inflação:

$$\pi_t = (\omega_t + \omega_{t-1}) / 2 \quad (5)$$

onde:

ω_t = taxa de variação do salário estabelecida por contrato no período t ;

π_t = taxa de inflação no período t ;

μ_t = taxa de variação da moeda no período t ;

y_t = taxa de variação de uma medida do excesso de demanda no período t ;

V_t, ε_t = choques aleatórios;

e = expoente que denota as expectativas baseadas nas informações do período $t-1$;

b_1, b_2, γ = parâmetros positivos, sendo $b_1 + b_2 = 1$.

A equação (2) estabelece que a taxa de variação dos salários depende da taxa de variação dos salários do período prévio, da variação esperada dos salários no próximo período e do crescimento no excesso de demanda que deve ocorrer durante os dois períodos de duração do contrato. A equação (3) é de demanda agregada com V_t considerado como um choque serialmente não-correlacionado. A equação (4) descreve a regra de política das autoridades monetárias: $g = 0$ corresponde a uma oferta fixa de moeda, ao passo que $g > 0$ admite um certo grau de acomodação monetária como resposta a um aumento da taxa de inflação. A equação (5) descreve a taxa de inflação como um *mark-up* constante acima do crescimento médio dos salários.

Das equações (3) e (4), temos:

$$y_t = -k \pi_t + V_t \quad (6)$$

onde $k = 1 - g$.

Supondo expectativas racionais e tomando a esperança matemática de (5), condicionada às informações disponíveis no momento $t-1$, substituindo em (6) e usando (2), dá:

$$b_1 \omega_{t-1}^e - c \omega_t^e + b_2 \omega_{t+1}^e = 0 \quad (7)$$

onde $c = [(1 + k\gamma/2) / (1 - k\gamma/2)]$.

Tomando a raiz negativa (z) para assegurar estabilidade, a solução desta equação de diferenças é:

$$\omega_t = z \omega_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{onde } z = \frac{c - \sqrt{c^2 - 4b_1b_2}}{2b_2}$$

Substituindo (8) em (5) e utilizando o operador de defasagens (L), é possível escrever a seguinte equação para a taxa de inflação:

$$(1 - zL) \pi_t = \frac{1}{2} (1 + L) \varepsilon_t \quad (9)$$

Aqui, a inflação segue um modelo de média móvel auto-regressivo do tipo ARMA (1,1). Se os contratos durassem mais do que dois períodos, um AR e uma MA de ordem mais elevada apareceriam. A parte MA resulta da hipótese sobre os contratos: se estes não estiverem se justapondo, então apenas ω_t deve aparecer na equação (5). Taylor chama de z o grau de persistência no modelo.⁶ Alguns aspectos do seu modelo devem ser lembrados. Em primeiro lugar, muito embora as formas reduzidas (8) e (9) possam ser baseadas no passado (*backward-looking*), devem capturar os aspectos do modelo estrutural tanto do passado (*backward-looking*) como do futuro (*forward-looking*). Ao alterar o componente de expectativas, a política pode afetar o peso da defasagem na forma reduzida. Em segundo lugar, o grau de persistência (z) depende do parâmetro de acomodação monetária (k), da capacidade de resposta dos salários às variáveis que medem o excesso de demanda (γ) e do grau de comportamento baseado no passado e no futuro que está presente nos contratos salariais (b_1 e b_2). Quanto maior o grau de comportamento baseado no passado (b_1), maior a persistência da inflação. Além do mais, uma política monetária mais acomodatória eleva o grau de persistência serial dos salários (preços) e torna menos inclinada a curva de Phillips estatística [Taylor (1980, p. 16-17)].

A despeito dos aspectos característicos e das interpretações que se podem obter a partir do modelo de Taylor, ainda lhe falta dinâmica suficiente para explicar a inflação brasileira. Em particular, como será visto mais abaixo, não pode ser rejeitada pelos dados a hipótese de que o processo inflacionário no Brasil tenha uma raiz unitária, o que também é sustentado pelo trabalho desenvolvido por Pereira (1988), Barbosa (1983), Barbosa e Pereira (1989) e Cardoso (1983).

O modelo de Taylor pode ser modificado, a fim de acomodar essa característica dos dados. Uma possibilidade é supor um comportamento completamente inspira-

⁶ Esse conceito é apenas um componente da definição de persistência que estaremos usando mais adiante e que também levará em conta a parte MA.

do no passado na regra para os salários e na acomodação monetária à inflação passada.⁷ Consideremos as seguintes equações nas quais as variáveis estão na forma de taxas de variação:

— Regra salarial:

$$\omega_t = \pi_{t-1} + \gamma y_t \quad (10)$$

sendo $\gamma > 0$.

— Comportamento da fixação de preços com base no *mark-up*:

$$\pi_t = (\omega_t + \omega_{t-1}) / 2 \quad (11)$$

— Regra monetária :

$$\mu_t = \pi_{t-1} + g (\pi_t - \pi_{t-1}) \quad (12)$$

— Equação de demanda agregada:

$$\mu_t = \pi_t + y_t + \varepsilon_t^d \quad (13)$$

onde ε_t^d é um choque aleatório de demanda. A regra monetária, por hipótese, acomoda completamente a inflação do último período, mas as autoridades monetárias detêm algum poder de ajustar o crescimento da moeda à aceleração da inflação no período corrente. É razoável supor que g seja um parâmetro negativo: se a taxa de inflação se acelera, as autoridades monetárias agem no sentido de contrabalançar essa tendência.

De (12) e (13), temos:

$$y_t = (g - 1) (1 - L) \pi_t - \varepsilon_t^d \quad (14)$$

Substituindo (10) em (11) e utilizando (14), resulta na seguinte equação reduzida para a inflação:

⁷ A raiz unitária pode ser obtida com a utilização de outras hipóteses relativas à regra monetária. Uma rota alternativa seria supor choques correlacionados serialmente.

$$(1 - L) \pi_t = - \frac{1 - \gamma(g - 1)}{2 - \gamma(g - 1)} (1 - L) \pi_{t-1} - \frac{\gamma}{2 - \gamma(g - 1)} (\varepsilon_t^d + \varepsilon_{t-1}^d) \quad (15)$$

De acordo com (15), a taxa de inflação tem uma raiz unitária e segue um processo ARIMA (1,1,1). Observemos que o grau de persistência dado pelo coeficiente auto-regressivo (AR) é uma função como antes do parâmetro de política monetária e do coeficiente de resposta de ω à variável do excesso de demanda (γ). Se supusermos que a política monetária atua em sentido contrário a uma aceleração da taxa de inflação, isto é, que $g < 0$, então o coeficiente AR é negativo. Quanto maior o valor absoluto de g , menor é o coeficiente de persistência, dado γ . É importante observar que a presença dos termos de média móvel deve ser levada em conta ao se avaliar empiricamente o impacto de um choque aleatório sobre a taxa de inflação. Do ponto de vista econômico, a intuição é clara. Se ocorrer um choque mas os salários não puderem ser imediatamente ajustados, tal mecanismo servirá então como um absorvedor de choques.

3 - Análise econométrica da persistência da inflação brasileira

Esta seção tem o objetivo de checar se a evidência econométrica confirma as alegações da teoria inercial da inflação, em uma abordagem que se baseia em técnicas de séries temporais. Conforme desenvolvido na seção anterior, a equação na forma reduzida do processo inflacionário no Brasil pode ser representada por uma equação do tipo ARIMA. A vantagem é que dela se pode derivar uma definição precisa de persistência no tempo. Recordemos que, na ausência de um choque, a teoria da inércia afirma que a inflação de hoje é igual à de ontem e que, por conseguinte, há plena persistência. Em outras palavras, se a inflação aumentar de 6 a 8% por período, permanecerá permanentemente naquele novo nível. Além do mais, a população elevará em caráter permanente suas expectativas quanto à inflação, ou seja, as pessoas passarão a esperar que a inflação fique na nova taxa de 8%. Isso é o que intuitivamente se pretende dizer com persistência inflacionária.

O primeiro exercício pretende investigar se uma inovação ou um choque, no período t , traduz-se em uma aceleração permanente da taxa de inflação conforme a proposta da abordagem inercial da inflação. Do ponto de vista econométrico, a caracterização acima pode ser vista como uma questão de ser a taxa de inflação um processo integrado ou não. Se a inflação tem uma raiz unitária (integrada), então a inovação tem um efeito permanente sobre ela, e este efeito, n períodos à frente, é a soma de todas as variações anteriores. Contudo, uma raiz unitária pode ser consistente com uma persistência de longo prazo tanto grande como reduzida. O segundo exercício consiste em examinar a importância dessa inovação, ou seja, sua

persistência. Uma série temporal pode conter uma raiz unitária, ao passo que uma inovação hoje tem pouco efeito na previsão de longo prazo. Isso porque o efeito de longo prazo depende não somente dos parâmetros auto-regressivos, mas também dos de média móvel [Campbell e Mankiw (1987, p. 860-861)].

Para verificar se o problema da inflação no Brasil tem uma raiz unitária, utilizamos dados mensais para o Índice Geral de Preços (IGP) de janeiro de 1970 a dezembro de 1985.⁸ Foram realizados tanto o teste de Dickey-Fuller (DF) como o de Dickey-Fuller aumentado (ADF). As estatísticas-*t* para as variáveis defasadas de um período são:

	Dickey-Fuller	Dickey-Fuller aumentado	
		Quatro defasagens	12 defasagens
log (IGP)	2219,049	4,603	3,068
(1 - L) log (IGP) (inflação)	27,851	0,499	-0,230
(1 - L) ² log (IGP)	-4,057	-7,666	-4,879

OBS.: Os valores críticos a 1 e 5% são, respectivamente, -2,60 e -1,95%, em um tamanho amostral de 100.

O processo inflacionário não é estacionário e a hipótese de que contenha uma raiz unitária não pode ser rejeitada ao nível de 1%, com base na tabela de Fuller (1976, p. 373) para os valores críticos. Para o período em análise, diferenciando-se a inflação, gera-se uma série estacionária. Essas conclusões estão de acordo com os resultados obtidos por outros, conforme mencionado na Seção 1.⁹

A metodologia para dar resposta ao segundo ponto foi tomada de empréstimo da análise do PNB dos Estados Unidos feita por Campbell e Mankiw (1987). A pergunta é explicitada a seguir. Suponhamos que a inflação seja 1% maior do que se esperaria de sua história anterior (isto é, há um choque de 1% na inflação). De quanto alguém mudaria sua própria previsão da inflação para os próximos períodos?

Já que a primeira diferença da inflação é estacionária, esta poderia ser modelada como um processo ARMA estacionário. Utilizando o operador de defasagens (*L*), podemos escrever:

$$\Phi(L)(1 - L)\pi_t = B(L)\varepsilon_t \quad (16)$$

⁸ O Índice Geral de Preços é calculado e publicado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas, no Rio de Janeiro.

⁹ A taxa de inflação foi definida como $\pi_t = \log p_t - \log p_{t-1}$, onde p_t é o Índice Geral de Preços.

na qual π_t é a taxa de inflação e $\Phi(L)$ e $B(L)$ são polinômios em L . Para poder responder à questão proposta, a equação (16) deve ser rearrumada de modo a proporcionar uma representação em média móvel:

$$(1 - L)\pi_t = A(L)\varepsilon_t \quad (17)$$

onde $A(L) = \Phi(L)^{-1}B(L)$.

Uma vez que estamos interessados na representação em média móvel (ou função de resposta a impulsos) para a inflação, e não em sua aceleração, precisamos inverter (17):

$$\pi_t = B(L)\varepsilon_t$$

onde $B(L) = (1 - L)^{-1}A(L)$ e $B_i = \sum_{j=0}^1 A_j$.

Observemos que, como a inflação não é um processo estacionário, B_i então não tenderá para zero à medida que i tender para o infinito, o que ocorreria se a série fosse estacionária. B_i dá o grau de persistência de uma inovação no processo inflacionário: mede a resposta de π_{t+i} a uma inovação no momento t .

Antes de estimar uma equação (p, q) do tipo ARMA, deve-se selecionar o número de coeficientes auto-regressivos (p) e de médias móveis (q) . Na Tabela 2 apresentamos alguns dos critérios comumente utilizados: o critério de Akaike, o critério de Schwarz e a estatística- Q de Ljung e Box.¹⁰ Tanto para o critério de Akaike como para o critério de Schwarz deve-se escolher o modelo que minimize o critério. Os modelos mais bem ajustados pelo critério de Akaike são o ARMA (1,2), ARMA (3,2), ARMA (1,3), ARMA (2,2) e ARMA (2,3). Pelo critério de

¹⁰ O critério de Akaike (AIC) e o de Schwarz (SC) são medidas do grau de ajustamento, levando-se em conta o número estimado de parâmetros (K):

$$AIC = \ln s_c^2(K) + 2K/T \quad e$$

$$SC = \ln s_c^2(K) + KT^{-1} \ln T$$

onde $s_c^2(K)$ é o estimador de máxima verossimilhança da variância residual obtido de um modelo em que foram estimados K parâmetros. A estatística de Ljung e Box serve para verificar se os resíduos com K parâmetros derivam de um processo de ruído branco utilizando a função de autocorrelação para $m = 1, 2, \dots, M$:

$$Q(M) = T(T+2) \sum_{m=1}^M (T-M)^{-1} r_T^\pi(m),$$

onde T é o número de observações e $r_T^\pi(m)$ são as autocorrelações.

TABELA 2

Cr terios de sele o do modelo

Modelo <i>p,q</i>	Cr�terios de Akaike	Cr�terios de Schwarz	Ljung e Box <i>Q</i> (24)
0,1	5,7125	5,7298	31,4
0,2	5,6710	5,7057	30,8
0,3	5,6542	5,7064	24,6
1,0	5,8149	5,8323	45,8 ^a
1,1	5,9024	5,9372	58,6 ^a
1,2	5,6365	5,6887	20,8
1,3	5,6470	5,7166	20,7
2,0	5,6737	5,7087	24,3
2,1	5,6821	5,7345	19,7
2,2	5,6470	5,7169	20,1
2,3	5,6492	5,7365	18,4
3,0	5,6847	5,7373	24,0
3,1	5,6766	5,7468	18,6
3,2	5,6466	5,7343	14,5
3,3	5,6578	5,7630	14,5

OBS.: Os n meros dos cr terios foram calculados para as mesmas amostras, de modo a torn -los compar veis de junho de 1970 a dezembro de 1985.

^aO n mero   maior do que o χ^2 cr tico a 5%.

Schwarz, os melhores s o o ARMA (1,2), ARMA (0,2), ARMA (0,3) e ARMA (1,3). Ambos os cr terios sugerem um modelo ARMA (1,2) como o de melhor ajustamento.

Para verificar se h  uma grande diferen a na fun o de resposta a impulsos devidos   especifica o do modelo, processaremos e reportaremos os resultados para todos os modelos acima. No entanto, deve-se ter em mente que aqueles modelos com cr terios Akaike e Schwarz elevados e/ou estat sticas-*Q* baixas provavelmente est o mal especificados, fornecendo assim estimativas viesadas. Os par metros estimados para a primeira diferen a da infla o s o apresentados na Tabela 3.

Se os modelos apresentados nas se es anteriores forem considerados representa es aceit veis da infla o brasileira, os coeficientes AR e MA ser o ent o fun es do par metro de pol tica monet ria (*g*) e do coeficiente de resposta da taxa de s lrios   vari vel do excesso de demanda. Infelizmente, n o   poss vel separar os dois pela forma reduzida ARIMA. A hip tese de que os par metros auto-regressivos sejam negativos, conforme sugerido pela equa o (15), n o pode ser rejeitada.

TABELA 3

Parâmetros estimados do modelo, $(1 - L) \pi_t$, de fevereiro de 1970
a dezembro de 1985

Modelo <i>p,q</i>	Φ_1	Φ_2	Φ_3	θ_1	θ_2	θ_3
0,1	—	—	—	-0,567 (0,061)	—	—
0,2	—	—	—	-0,383 (0,069)	-0,310 (0,070)	—
0,3	—	—	—	-0,371 (0,072)	-0,411 (0,072)	0,169 (0,073)
1,0	-0,291 (0,070)	—	—	—	—	—
1,1	-0,799 (0,176)	—	—	0,865 (0,149)	—	—
1,2	-0,483 (0,147)	—	—	0,089 (0,128)	-0,555 (0,071)	—
1,3	-0,449 (0,299)	—	—	0,053 (0,307)	-0,543 (0,104)	0,025 (0,150)
2,0	-0,395 (0,067)	-0,390 (0,070)	—	—	—	—
2,1	-0,763 (0,146)	-0,463 (0,067)	—	0,441 (0,161)	—	—
2,2	-0,511 (0,146)	-0,076 (0,134)	—	0,114 (0,131)	-0,491 (0,127)	—
2,3	-1,093 (0,417)	-0,441 (0,234)	—	0,687 (0,422)	-0,357 (0,136)	-0,308 (0,243)
3,0	-0,388 (0,074)	-0,386 (0,077)	0,014 (0,077)	—	—	—
3,1	-1,049 (0,249)	-0,621 (0,144)	-0,164 (0,142)	0,705 (0,230)	—	—
3,2	-0,230 (0,214)	-0,116 (0,146)	0,202 (0,122)	-0,169 (0,206)	-0,546 (0,129)	—
3,3	-0,236 (0,575)	0,113 (0,318)	0,203 (0,129)	-0,163 (0,580)	-0,546 (0,151)	-0,003 (0,358)

OBS.: Os erros-padrão estão entre parênteses.

Com base nessas estimativas, foram calculadas as funções de resposta a impulsos para a *inflação*. A função de resposta a impulsos mostra o impacto de uma inovação na inflação, n meses após o choque. A Tabela 4 indica as respostas a impulsos e seus respectivos desvios-padrão por vários meses à frente.¹¹

Tais cifras apontam o grau de persistência de um choque na inflação. Se excluirmos os modelos ARMA (1,0) e ARMA (1,1) devido à sua elevada estatística- Q , o efeito de uma inovação unitária vai de 0,31 a 0,65 para 2,5 anos.¹² Para os cinco modelos mais bem ajustados, de acordo com os critérios de Akaike e Schwarz, as respostas ao impulso após 30 meses estão entre 0,31 e 0,40. O efeito de um choque unitário como o captado pela resposta a impulsos se estabiliza após um ano e permanece naquele nível. O Gráfico 2 mostra a função de resposta a impulsos para o modelo mais bem ajustado [ARMA (1,2)] e suas faixas de um desvio-padrão.

Se a teoria da inércia estivesse correta, poder-se-ia esperar um alto grau de persistência e sensibilidade aos choques de oferta. Com isso em mente, as cifras da Tabela 4 foram uma surpresa. Um grau mais alto de persistência era esperado. É verdade que uma inovação tem um efeito permanente sobre o processo de inflação no Brasil; no entanto, o grau de persistência, após 30 meses, é de apenas 35% do choque inicial.

Para verificar a persistência em períodos diferentes, rodamos os mesmos modelos para dois subperíodos, o primeiro de fevereiro de 1970 a dezembro de 1978 e o segundo de janeiro de 1979 a dezembro de 1985. O fato de se interromper a série em 1978 permite um número suficiente de graus de liberdade na estimação dos parâmetros e divide o período em antes e após os choques externos.¹³ No caso do modelo ARMA (1,2), que também teve um bom ajustamento nas subamostras, a função de resposta a impulsos se estabiliza em 0,225 após um ano para o primeiro período e em 0,330 após um ano para o segundo período. Para o período 1979/85, as respostas a impulsos estão em linha com as estimativas para o período como um todo. Para o primeiro período, alguns dos modelos de ordem mais alta apresentaram estimativas de média móvel unitária [ARMA (2,2), ARMA (2,3), ARMA (3,2) e ARMA (3,3)]. Para esses modelos, as funções de resposta a impulsos se comportaram diferentemente e apresentaram valores superiores a 30 meses após a inovação.¹⁴ A presença de uma raiz de média móvel unitária poderia ser um sinal de superdiferenciação. Estimamos esses modelos na suposição de que o processo

11 Os desvios-padrão dos coeficientes da função de resposta a impulsos são altamente não-lineares e, por conseguinte, não podem ser computados com facilidade. Foram então realizadas simulações de Monte Carlo a fim de encontrar os desvios-padrão dos coeficientes de resposta. Para cada modelo do tipo ARIMA, foram geradas 200 amostras consistentes com o processo respectivo e, para cada uma, foram computadas funções de resposta a impulsos. A característica amostral dessas funções hipotéticas foram a seguir computadas. Não houve diferença nos desvios-padrão calculados para o experimento conduzido com 100 amostras e para aquele com 200.

12 O ARMA (1,1) é o único modelo em que a resposta a impulsos tem uma "plena" persistência com a resposta ao impulso em torno de 1. Este é também o único modelo no qual a raiz de média móvel se aproximou de 1.

13 Lembremos o segundo choque do petróleo e a elevação das taxas internacionais de juros em 1979, ano em que o cruzeiro foi desvalorizado, em dezembro.

14 Os valores foram 1,128 para o ARMA (2,2), 1,170 para o ARMA (2,3), 1,102 para o ARMA (3,2) e 1,133 para o ARMA (3,3).

TABELA 4

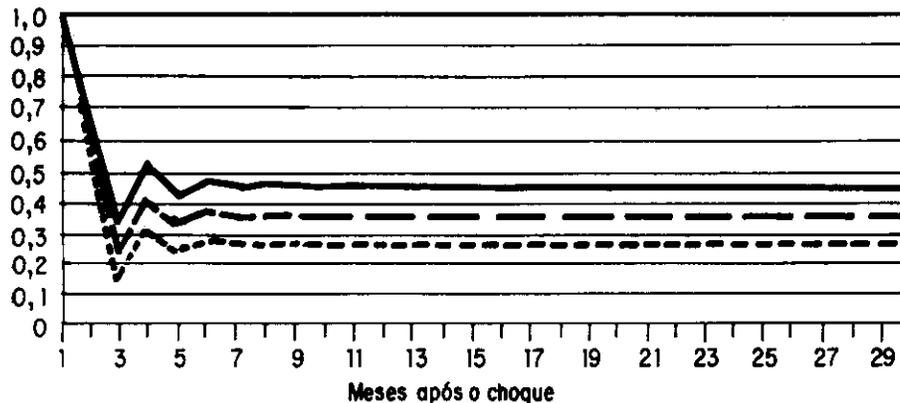
Respostas ao impulso para a inflação (meses à frente)

Modelo <i>p,q</i>	1	2	3	6	12	18	24	30
0,1	0,433 (0,063)							
0,2	0,617 (0,076)	0,306 (0,070)						
0,3	0,628 (0,077)	0,218 (0,075)	0,386 (0,067)	0,386 (0,067)	0,386 (0,067)	0,386 (0,067)	0,386 (0,067)	0,386 (0,067)
1,0	0,708 (0,079)	0,793 (0,052)	0,769 (0,060)	0,774 (0,058)	0,774 (0,058)	0,774 (0,058)	0,774 (0,058)	0,774 (0,058)
1,1	1,065 (0,084)	1,013 (0,078)	1,055 (0,073)	1,027 (0,081)	1,034 (0,083)	1,036 (0,087)	1,036 (0,089)	1,036 (0,091)
1,2	0,606 (0,082)	0,241 (0,095)	0,417 (0,106)	0,353 (0,094)	0,360 (0,096)	0,360 (0,096)	0,360 (0,096)	0,360 (0,096)
1,3	0,603 (0,088)	0,238 (0,090)	0,427 (0,099)	0,363 (0,097)	0,368 (0,100)	0,368 (0,101)	0,368 (0,101)	0,368 (0,101)
2,0	0,605 (0,076)	0,370 (0,077)	0,617 (0,033)	0,557 (0,045)	0,558 (0,038)	0,560 (0,036)	0,560 (0,036)	0,560 (0,036)
2,1	0,678 (0,076)	0,460 (0,076)	0,776 (0,064)	0,691 (0,054)	0,651 (0,052)	0,647 (0,051)	0,647 (0,051)	0,647 (0,051)
2,2	0,602 (0,077)	0,238 (0,084)	0,455 (0,109)	0,391 (0,099)	0,392 (0,100)	0,392 (0,100)	0,392 (0,100)	0,392 (0,100)
2,3	0,594 (0,086)	0,239 (0,099)	0,499 (0,118)	0,425 (0,105)	0,401 (0,100)	0,403 (0,100)	0,403 (0,100)	0,403 (0,100)
3,0	0,612 (0,062)	0,377 (0,071)	0,631 (0,061)	0,568 (0,054)	0,568 (0,043)	0,568 (0,043)	0,568 (0,043)	0,568 (0,043)
3,1	0,656 (0,078)	0,396 (0,074)	0,718 (0,077)	0,621 (0,078)	0,602 (0,080)	0,601 (0,090)	0,601 (0,095)	0,601 (0,102)
3,2	0,601 (0,097)	0,262 (0,153)	0,497 (0,187)	0,349 (0,193)	0,312 (0,200)	0,312 (0,203)	0,312 (0,207)	0,312 (0,207)
3,3	0,601 (0,096)	0,262 (0,015)	0,496 (0,174)	0,349 (0,176)	0,313 (0,210)	0,313 (0,227)	0,313 (0,233)	0,313 (0,237)

OBS.: Os erros-padrão, calculados pelas simulações de Monte Carlo, estão entre parênteses.

Gráfico 2

FUNÇÃO DE RESPOSTA AO IMPULSO PARA A INFLAÇÃO ARMA (1, 2)



inflacionário era estacionário. Nesse caso, uma vez que o processo é considerado estacionário, a função de resposta a impulsos converge para zero. Após 2,5 anos, os números da função de resposta a impulsos estão próximos às estimativas obtidas quando se cobre todo o período.¹⁵

Os resultados indicados anteriormente são um convite à reavaliação da importância da componente inercial na inflação brasileira. É verdade que um choque eleva permanentemente a taxa de inflação conforme sugerido pela abordagem inercial, o que é válido para qualquer série econômica que tenha uma raiz unitária. A existência de contratos justapostos sugere a presença de um termo de média móvel na representação da inflação, o que também foi confirmado pela análise empírica antes desenvolvida. Em consequência, não se pode descartar a parte MA ao se avaliar a persistência do sistema após uma inovação. Quando isso ocorre, a persistência inflacionária no Brasil é substancialmente reduzida.

¹⁵ Após 30 meses, os números são 0,239 para o ARMA (2,3), 0,640 para o ARMA (2,2) e 0,340 para o ARMA (3,3). No caso do ARMA (3,2), um coeficiente de média móvel unitário apareceu novamente, assim como um grau muito elevado de correlação dos erros [$Q(30)=559$].

4 - Conclusão

Ao longo deste trabalho, testamos empiricamente a hipótese de inflação inercial no Brasil. Após discutirmos brevemente as hipóteses teóricas que fundamentam a teoria inercial, procedemos ao teste de suas implicações empíricas utilizando técnicas de séries temporais. Os resultados empíricos sugerem que um choque tem um impacto de longo prazo sobre a taxa de inflação, como nos diz a teoria inercial. No entanto, o grau de persistência é menor do que o esperado. A análise demonstra que, em seqüência a um choque inflacionário de 1%, a previsão da inflação feita pelos agentes resultaria em um aumento permanente de 0,35% em vez de 1% pleno.

Naturalmente, surge a pergunta: quais os mecanismos por trás dessa raiz unitária, porém com persistência inferior à esperada? As duas respostas são: a possibilidade de uma indexação imperfeita dos salários com base no passado; e uma política monetária não acomodatória. Essa questão não foi tratada neste artigo e deveria ser desenvolvida numa eventual investigação futura da inflação brasileira.

Abstract

Inflation has been a major problem for the Brazilian economy. In the early eighties the inertial inflation approach became very influential in Brazil. According to this approach the inflation rate has a path determined by its own past. It is persistent, shocks aside, today's inflation equals last period's rate of inflation. The purpose of this paper is to reevaluate the inertial inflation hypothesis from an empirical perspective. After briefly mentioning the theoretical ideas behind the inertial approach, the inflationary persistence (inertia) is then empirically evaluated using time series techniques. The results show that there is inertia, however its importance is not large.

Bibliografia

- ARIDA, P., REZENDE, A. L. Inflação inercial e reforma monetária. In: ARIDA, P. *Inflação zero — Brasil, Argentina e Israel*. São Paulo: Paz e Terra, 1986.
- BACHA, E. L. *A inércia e o conflito: o Plano Cruzado e seus conflitos*. Rio de Janeiro: PUC, 1986 (Texto para discussão).
- . Moeda, inércia e conflito: reflexões sobre as políticas de estabilização no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, p. 1-16, abr. 1988.
- BACHA, E. L., LOPES, F. Inflation, growth and wage policy: a Brazilian perspective. *Journal of Development Economics*, v. 13, n. 1/2, p. 1-20, Aug./Oct. 1983.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Brasil — programa econômico*. Brasília, n. 17, 1989.

———. *Boletim mensal*. Vários números.

BARBOSA, F. H. *A inflação brasileira no pós-guerra: monetarismo versus estruturalismo*. Rio de Janeiro: IPEA, 1983.

BARBOSA, F. H., PEREIRA, P. V. O insucesso do Plano Cruzado: a evidência empírica da inflação 100% inercial para o Brasil. In: BARBOSA, F. H., SIMONSEN, M. H. *Plano Cruzado: inércia x inépcia*. Rio de Janeiro: Globo, 1989.

CAMPBELL, J. Y., MANKIW, G. N. Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, n. 4, p. 857-880, Nov. 1987.

CARDOSO, E. A. Indexação e acomodação monetária: um teste do processo inflacionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 37, n. 1, p. 3-11, jan./mar. 1983.

CARNEIRO NETTO, D. *The cruzado experience: an ultimate evaluation after ten months*. Rio de Janeiro: PUC, 1987 (Texto para discussão, 152).

CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, vários números.

CONTADOR, C. Crescimento econômico e combate à inflação. *Revista Brasileira de Economia*, v. 31, n. 1, p. 131-167, jan./mar. 1977.

DOAN, T. A. *RATS — regression analysis time series*. Minneapolis: VAR Econometrics, 1988.

DORNBUSCH, R., SIMONSEN, M. H. *Inflation stabilization with incomes policy support: a review of the experience in Argentina, Brazil and Israel*. Cambridge, Mass: NBER, 1987 (Working paper, 2.153).

FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: Wiley, 1976.

IBGE. *Estatísticas históricas do Brasil - séries estatísticas retrospectivas*. Rio de Janeiro: IBGE, 1987, v.3.

LEMGRUBER, A. C. Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. *Revista Brasileira de Economia*, v. 28, n. 3, p. 35-56, jul./set. 1974.

LERDA, J. C. A política salarial do período 1979/85: alguns aspectos dinâmicos. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, p. 467-492, ago. 1986.

LOPES, F. Déficit público e combate à inflação. *Folha de S. Paulo*, jul. 1985.

- . *O choque heterodoxo: combate à inflação e reforma monetária*. Rio de Janeiro: Campus, 1986.
- MODIANO, E. Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 1-32, abr. 1985.
- . A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. In: MODIANO, E. *Inflação: inércia e conflito*. Rio de Janeiro: Campus, 1988a.
- . The cruzado first attempt: the Brazilian stabilization program of February 1986. In: BRUNO, M., TELLA, G., DORNBUSCH, R., FISCHER, S. (eds.). *Inflation stabilization — the experience of Israel, Argentina, Brazil, Bolivia and Mexico*. Cambridge, Mass: MIT Press, 1988b.
- MORAES, P. B. *A condução da política monetária durante o Plano Cruzado*. Rio de Janeiro: PUC, 1988 (Texto para discussão, 200).
- PEREIRA, P. V. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. *Revista de Econometria*, v. 8, n. 2, p.7-29, 1988.
- REZENDE, A. L., LOPES, F. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.11, n. 3, p. 599-616, dez. 1981.
- SIMONSEN, M. H. Price stabilization and income policies: theory and the Brazilian case study. In: BRUNO, M., TELLA, G., DORNBUSCH, R., FISCHER, S. (eds.). *Inflation stabilization — the experience of Israel, Argentina, Brazil, Bolivia and Mexico*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1988.
- TAYLOR, J. B. Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review*, v. 69, n. 2, p. 108-113, May 1979.
- . Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 1, p. 1-23, Feb. 1980.

(Originais recebidos em janeiro de 1990. Revisões em fevereiro de 1991.)