

Passividade monetária e inércia*

Afonso Celso Pastore**

Sumário: 1. Introdução; 2. A inércia inflacionária; 3. A dimensão monetária da inércia; 4. A passividade da oferta monetária no Brasil; 5. Persistência e passividade no período 1986-94; 6. Conclusões. Palavras-chave: inércia; passividade; persistência.

Há dois tipos de inércia inflacionária. O primeiro ocorre quando "choques", como uma desvalorização cambial, uma má safra agrícola, ou a elevação dos preços do petróleo, produzem efeitos inflacionários que se dissipam lentamente. O segundo ocorre quando esses mesmos "choques" acarretam efeitos inflacionários que não se dissipam, incorporando-se permanentemente às taxas de inflação. A inércia do primeiro tipo é a auto-regressividade positiva, e a do segundo é a presença de uma raiz unitária nas taxas de inflação. A auto-regressividade positiva é encontrada nas taxas de inflação de todos os países, inclusive dos que apresentam taxas de inflação baixas e estáveis, sendo produzida por mecanismos geradores de rigidez de preços, como a indexação salarial, os contratos salariais justapostos, ou salários nominais corrigidos por expectativas adaptativas. A presença de uma raiz unitária, contudo, requer que, além da rigidez de preços, ocorra a passividade monetária. Este artigo mostra que a rigidez de preços é apenas uma das condições necessárias para a presença de uma raiz unitária. A outra condição é a acomodação passiva da oferta monetária. Testes empíricos são aplicados ao Brasil, mostrando que: não se pode rejeitar a presença de uma raiz unitária nas taxas de inflação; a oferta de moeda foi predominantemente passiva; quando se generalizou a indexação quase que instantânea de preços e salários, no período que precedeu a reforma monetária de junho de 1994, e o Banco Central abandonou qualquer tentativa de controle monetário, elevou-se o grau de persistência dos choques nas taxas de inflação.

There are two kinds of inflationary inertia. The first occurs when "shocks", such as an exchange rate devaluation, a bad crop, or an oil price rise, have inflationary effects that dissipate slowly. The second happens when those "shocks" have inflationary effects that do not dissipate, incorporating themselves permanently into the inflation rates. The first kind of inertia is the positive auto-regressivity and that of the second kind is the presence of a unit root in the inflation rates. The positive auto-regressivity is found in the inflation rates of all countries, including those that have low and stable inflation rates, and is brought by mechanisms that produce price rigidity, such as wage indexation, overlapping wage contracts, or nominal wages that are adjusted according to future expectations, formed on the basis of fast inflation. The presence of a unit root, however, requires monetary passivity, besides price rigidity. This article shows that price rigidity is only one of the required conditions for the presence of a unit root. The other is the passive accommodation of money supply. Empirical tests are applied to the Brazilian case, showing that money supply was mostly passive; and that when price and wage indexation became widespread, during the period before the 1994 monetary reform, and the Central Bank gave up any attempt of monetary control, the degree of shock persistence in the inflation rates became higher.

1. Introdução

Na física, inércia é a resistência que todos os corpos oferecem à modificação do seu estado de movimento. A grande maioria das séries temporais representativas de variáveis eco-

* Artigo recebido em jul. 1995 e aprovado em jul. 1996. O autor agradece as observações de Pedro Valls Pereira, e a assistência prestada à pesquisa por Gabriel Macêira e Daniela Baumohl.

** Economista e professor da FEA/USP.

nômicas mostra a presença de auto-regressividade positiva, evidenciando que a modificação de seus valores correntes é limitada pela resistência imposta por seus valores passados. Significa que elas apresentam algum grau de inércia, e as taxas de inflação não são uma exceção. A rigidez dos preços nominais faz com que as taxas de inflação passadas imponham resistência às mudanças da taxa de inflação corrente, e como a indexação de preços e salários é uma das causas da rigidez de preços nominais, em geral atribui-se a existência da inércia inflacionária à indexação.¹ Ocorre que as taxas de inflação apresentam uma auto-regressividade positiva também nos países onde elas são muito baixas e onde não existe indexação de preços e salários, sendo difícil entender por que esta característica passou a ser apontada como importante apenas na inflação brasileira.

A propriedade da auto-regressividade permite que as taxas de inflação em t possam ser previstas em função das taxas de inflação em $(t - 1)$, $(t - 2)$, ..., $(t - p)$...; assim, as diferenças entre as taxas verificadas e as previstas constituem “surpresas” ou “inovações”, que se assemelham a “choques” inflacionários derivados de uma má safra agrícola, ou da elevação dos preços internacionais do petróleo, por exemplo. A trajetória seguida pelas taxas de inflação na resposta a um “choque” e, portanto, os valores dos parâmetros do modelo auto-regressivo a partir do qual as taxas de inflação correntes são previstas, não são determinados apenas pela rigidez dos preços, mas também pela forma como é operada a política monetária. Se o Banco Central operar fixando a taxa de expansão monetária, sem alterá-la quando ocorrerem variações na demanda pelo estoque nominal de moeda, os efeitos inflacionários de um “choque” se dissiparão. Esta dissipação poderá ser lenta, mas depois de algum tempo aqueles efeitos inflacionários desaparecerão. Se, no entanto, o Banco Central criar passivamente qualquer que seja o estoque nominal adicional de moeda desejado pelos indivíduos, aqueles efeitos inflacionários serão incorporados às taxas de inflação. Quanto maior a passividade monetária, maior a persistência de um choque inflacionário, e quando a acomodação monetária for total, os “choques” serão permanentemente incorporados às taxas de inflação. A inércia inflacionária tem, portanto, uma dimensão monetária. O objetivo deste trabalho é rever alguns modelos e discutir evidências empíricas que ajudem a entender as relações entre a inércia e a passividade monetária.

Na seção 2, é discutido o conceito de persistência em processos auto-regressivos, e são apresentadas evidências empíricas tanto para países com taxas de inflação baixas quanto para o Brasil. Naqueles países, a inércia inflacionária é caracterizada pela auto-regressividade presente em séries temporais estacionárias, enquanto no Brasil as séries são não-estacionárias, com uma raiz unitária, o que faz com que os choques inflacionários se incorporem permanentemente às taxas de inflação, ainda que não em sua totalidade. Na seção 3, discutimos a dimensão monetária da inércia. Excluindo a hipótese de que a auto-regressividade das taxas de inflação se derive da auto-regressividade na oferta monetária, ela somente pode ser proveniente de algum tipo de rigidez de preços nominais, provocada por expectativas adaptativas, pela indexação de salários e preços, ou pela justaposição de contratos de preços e salários. Qualquer um desses mecanismos gera auto-regressividade, mas nenhum deles consegue produzir, sozinho, uma raiz unitária nas taxas de inflação. Para que isto ocorra, a acomodação monetária tem de ser total. Este resultado pode ser obtido em economias fechadas e abertas. A seção 4 é dedicada à revisão das evidências sobre a passividade monetária no

¹ Esta é uma visão corrente no Brasil. Na literatura, outras fontes de rigidez de preços e de inércia são amplamente reconhecidas. Ver Blanchard & Fischer (1989, cap. 8), e Simonsen (1989).

Brasil. Econometricamente, a passividade pode ser detectada em testes de causalidade no sentido de Granger, e os problemas metodológicos encontrados em vários estudos prévios são revistos, sendo apresentadas novas evidências sobre a causalidade entre as taxas de inflação e as de expansão monetária, com duas medidas empíricas do estoque de moeda, $M1$ e $M2$. Na seção 5, são apresentadas evidências adicionais referentes ao período 1986-94, no qual ocorreu uma forte passividade monetária. Existem indicações de que cresceu o grau de persistência de um “choque” nas taxas de inflação.

2. A inércia inflacionária

O conceito²

A persistência nas taxas de inflação, ou a inércia, é definida como a auto-regressividade positiva. O conceito pode ser mais bem entendido partindo de um processo auto-regressivo de primeira ordem:

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde π_t é a taxa de inflação em t , ε_t é uma variável aleatória com média nula, variância constante e autocovariâncias nulas, com $0 \leq \lambda \leq 1$, por enquanto excluindo a unidade do intervalo. As taxas de inflação em $t - 1$ influenciam positivamente as taxas de inflação em t .

O grau de persistência é determinado pela magnitude de λ e será tanto maior quanto mais próximo da unidade for o seu valor. Isto pode ser visto em (2), obtida substituindo recursivamente em (1) os valores passados de π até a defasagem N :

$$\pi_t = \varepsilon_t + \sum_{j=1}^N \lambda^j \varepsilon_{t-j} + \lambda^{N+1} \pi_{t-N-1} \quad (2)$$

Se $\lambda < 1$ o valor de λ^N se reduz com o aumento de N . A taxa de inflação $N + 1$ períodos antes de t tem uma influência sobre π_t que declina com a distância N . Admitindo que $\varepsilon_t = 0$ para todo e qualquer $t < t_0$, e que $\varepsilon_t = 1$ em t_0 , voltando ao valor nulo daí em diante, a taxa de inflação terá o acréscimo de 1 em t_0 , de λ em $t_0 + 1$, de λ^N em $t_0 + N$, e na medida em que nos afastamos de t_0 os efeitos daquela inovação progressivamente se dissipam. Com λ mais próximo de 1, a influência de cada ε passado sobre π *persiste* por mais tempo.

Os valores assumidos por ε_t são “choques aleatórios” ou “inovações” no processo explicativo de π_t , que, na prática, se assemelham aos efeitos, nos preços, de retrações da oferta agrícola, de elevações exógenas nos preços de produtos ou insumos que têm importância na determinação dos preços de outros produtos (como o do petróleo), ou de desvalorizações da taxa cambial. Se λ for próximo da unidade, as inovações produzirão efeitos infla-

² Sobre o conceito de persistência em processos estocásticos, ver Campbell & Mankiew (1987) e McCallum (1993).

cionários que se dissiparão lentamente, e (2) mostra que, nesse caso, a taxa de inflação presente guarda a “memória” de choques inflacionários que ocorreram em momentos distantes. Quanto mais próximo da unidade for o valor de λ , maior é o grau da persistência, e quanto maior a persistência, mais a inflação presente guarda a memória das inovações inflacionárias passadas.

O conceito de persistência é o mesmo no caso mais geral, no qual as taxas de inflação seguem um processo ARMA(p, q):

$$\Phi(L) \pi_t = \Theta(L) \varepsilon_t \quad (3)$$

onde $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ e $\Theta(L) = \theta_0 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$ são polinômios no operador de defasagens L , ε_t é uma variável aleatória do tipo “ruído branco”, e $\Phi(L)$ tem todas as raízes fora do círculo unitário. Neste caso, $\Phi(L)$ é invertível e o processo (3) pode ser escrito na forma:

$$\pi_t = W(L) \varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} w_j \varepsilon_{t-j} \quad (4)$$

que é a sua representação média móvel, onde $W(L) = \Phi^{-1}(L)\Theta(L)$. Como o processo é es-

tacionário, teremos $\sum_{j=0}^{\infty} w_j^2 < \infty$.³

A equação (4) mostra que a taxa de inflação em t pode ser expressa como uma média móvel das inovações passadas, e como a soma dos quadrados dos coeficientes de $W(L)$ é finita, aqueles coeficientes tendem a 0 depois de alguma defasagem. Os efeitos inflacionários das inovações se dissipam com o passar do tempo. Quando os valores de w_j mais distantes de t forem maiores, as inovações mais distantes terão um efeito sobre π_t maior do que quando os valores de w_j forem menores, mas desde que as raízes de $\Phi(L)$ estejam fora do círculo unitário, o processo é estacionário, e os efeitos inflacionários das inovações desaparecem integralmente.

Algo diferente ocorre quando $\Phi(L)$ tem uma raiz unitária. Ele pode ser fatorado como $\Phi(L) = (1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L) \dots (1 - \lambda_p L)$, com $z_j = 1/\lambda_j$, $j = 1, 2, \dots, p$, designando suas p raízes. Supondo, sem perda de generalidade, que $\lambda_1 = 1$, podemos escrever $\Phi(L) = (1 - L)\Phi'(L)$, onde $\Phi'(L) = (1 - \lambda_2 L)(1 - \lambda_3 L) \dots (1 - \lambda_p L)$ é um polinômio invertível. O processo (3) poderá agora ser expresso na forma:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + a_t \quad (5)$$

³ A soma de quadrados dos elementos seqüência $\{w_j\}_{j=0}^{\infty}$ é finita, ou ela é “quadrado somável” (*square summable*).

Para outros propósitos, por vezes é mais conveniente trabalhar com a condição mais restritiva, $\sum_{j=0}^{\infty} |w_j| < \infty$, na qual aquela seqüência é “absoluto somável” (*absolutely summable*). Ver, a esse respeito, Hamilton (1994, cap. 3).

onde $a_t = W'(L)\varepsilon_t$, sendo $W'(L) = \Phi'^{-1}(L)\Theta(L)$ um polinômio cuja soma de quadrados dos coeficientes é finita, e, portanto, a_t segue um processo estacionário. Concentremo-nos no caso em que $W'(L) = 1$ e, conseqüentemente, $a_t = \varepsilon_t$ segue um processo do tipo “ruído branco”. Neste caso, (5) mostra que a taxa de inflação em t segue um “passeio aleatório”, no qual $E(\pi_t / I_{t-1}) = \pi_{t-1}$. A única informação necessária para prever o valor de π em t , dado o conjunto I de informações em $t-1$, é o seu próprio valor em $t-1$. Em previsões um passo à frente o valor de π_{t-1} é o melhor predictor de π_t , no sentido de que ele tem a variância mínima. A precisão das previsões de π_t , dadas as informações disponíveis em $t-1$, não pode ser aumentada adicionando valores de π anteriores ao tempo $t-1$, porque todas as informações sobre o comportamento de π em $t-1$ estão contidas em π_{t-1} , e em t o valor da componente aleatória a_t não é previsível.

Substituindo recursivamente os valores passados de π_{t-j} até $j = N$ em (5) obtemos:

$$\pi_t = a_t + \sum_{j=1}^N a_{t-j} + \pi_{t-N-1} \quad (6)$$

e na hipótese de que $W'(L) = 1$, teremos $a_t = \varepsilon_t$, e (6) é um caso particular de (2) onde $\lambda = 1$. Em (6) o valor de π_{t-N-1} continua influenciando a taxa de inflação presente com igual intensidade, independentemente da sua distância N ao tempo t . De fato, a taxa de inflação em t é igual à taxa de inflação em $t-N-1$ mais a soma de todas as inovações ocorridas daquele momento até o presente, sem que qualquer desses efeitos sobre π se alterasse com o passar do tempo. Contrariamente ao que ocorria com a expressão (2), agora todas as inovações passadas influenciam π com igual intensidade. A “memória” dos choques inflacionários não se dissipa, persistindo indefinidamente em t .

Na hipótese de que a_t seja um ruído branco, a variância de π_t tende para o infinito quando N tende para o infinito, e, apesar de π_{t-1} ser o melhor predictor de π_t um passo à frente, nas previsões de longo prazo o grau de erro, medido pelo desvio-padrão, cresce e tende para o infinito. A diferença entre as expressões (2) e (6) decorre da presença, no segundo caso, de uma raiz unitária na componente auto-regressiva do processo explicativo de π_t . É ela que faz com que os efeitos inflacionários de uma inovação não se dissipem.

Retornando a (5) e exprimindo o processo no caso mais geral como

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^{\infty} w'_j \varepsilon_{t-j} \quad (7)$$

onde os coeficientes de $W'(L) = 1 + \sum_{j=1}^{\infty} w'_j L^j$ têm uma soma de quadrados finita, o efeito de $\varepsilon_t = 1$ sobre π_t é igual a 1, o que significa que uma inovação igual a 1 tem um efeito imediato sobre π_t também igual a 1. Se ela persistir no novo nível nos momentos subseqüentes, o efeito em π_{t+1} será igual a $1 + w'_1$, e o efeito sobre π_{t+N} será $1 + w'_1 + w'_2 + \dots + w'_N$. Isto sugere uma medida de persistência proposta por Campbell e Mankiew (1987) para processos com uma raiz unitária, que consiste em aferir o acréscimo em π_t gerado por um aumento de $\varepsilon = 1$, que se

mantenha neste novo nível indefinidamente. Por (7) verifica-se que o efeito final sobre $\Delta\pi$ é dado por:

$$W'(1) = 1 + \sum_{j=1}^{\infty} w'_j \quad (8)$$

Aquela medida de persistência aplicada a um modelo ARMA(p, q) sem raízes unitárias não pode partir da expressão (7), mas sim de (4), e, portanto, não pode ser dada por (8). O acréscimo de π_t será $\pi_t - \pi_{t-1} = W(L)\varepsilon_t - W(L)\varepsilon_{t-1}$, e o efeito final sobre $\Delta\pi$ será $W(1) - W(1) = 0$. Isto significa que, em um processo estacionário, aquela medida de persistência é nula, e os efeitos de uma inovação desaparecem integralmente depois de alguma defasagem.

Já no caso em que as taxas de inflação sigam um passeio aleatório, a expressão (8) produzirá $W'(1) = 1$, dado que $w'_1 = w'_2 = \dots = 0$. No caso mais geral em que $\Delta\pi$ siga um modelo ARMA(p, q), os efeitos finais sobre $\Delta\pi$ poderão ser superiores ou inferiores aos obtidos no modelo puro de passeio aleatório. Se os valores de w'_j forem positivos (8), $W'(1) > 1$, mas se existirem alguns valores de w'_j negativos poderemos ter $W'(1) < 1$. No primeiro caso, os efeitos inflacionários das inovações se propagam e amplificam. No segundo, uma inovação produz efeitos inflacionários inicialmente iguais ao valor da própria inovação, e com o passar do tempo uma parcela daqueles efeitos se dissipa. A outra parte incorpora-se definitivamente à inflação.

A medida

A grande maioria das variáveis econômicas apresenta um elevado grau de persistência, e as taxas de inflação não são uma exceção.⁴ Isto ocorre em países com taxas elevadas, como o Brasil, em países com taxas baixas, como EUA e Japão, ou em países que no passado mostraram taxas de inflação superiores às destes dois, embora inferiores às do Brasil, como Inglaterra e Itália.

No gráfico 1 apresentamos as taxas trimestrais de variação dos índices de preços aos consumidores nos EUA, Japão, Inglaterra e Itália, no período de 1971 até 1994.⁵ No gráfico 2 estão as correspondentes funções de autocorrelação. Em todos aqueles países as taxas de inflação foram sempre baixas e as funções de autocorrelação evidenciam uma auto-regressividade positiva indicativa de que π_t é explicado por um modelo AR(1), ou por um modelo ARMA(p, q) com uma raiz real positiva dominante.

⁴ É esta propriedade que permitiu a Granger (1966) referir-se a um "perfil espectral típico" das variáveis econômicas, concentrado nas frequências baixas. Ele está indicando que a maioria das séries temporais representativas de variáveis econômicas mostra a presença de auto-regressividade positiva, evidenciando "persistência". Ver também Sargent (1987, cap. XI).

⁵ As taxas foram calculadas com base nos índices de preços ao consumidor publicadas no *International Financial Statistics*, do FMI. Foram calculadas as médias geométricas trimestrais dos índices mensais, e as taxas trimestrais foram estimadas pela primeira diferença dos logaritmos. Os dados foram dessazonalizados utilizando um filtro linear semelhante ao exposto por Brockwell e Davies (1987, cap. 2), e presente no *software* Eviews.

Gráfico 1
 Taxas trimestrais de inflação nos EUA, Japão, Inglaterra e Itália
 Dados dessazonalizados

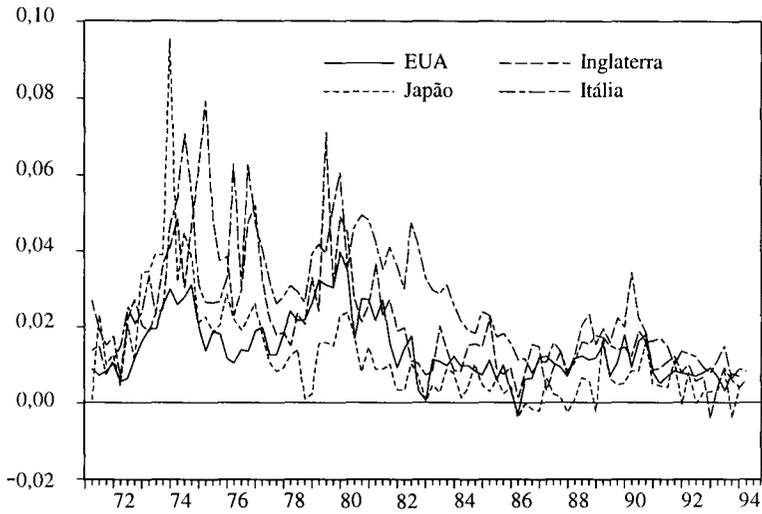
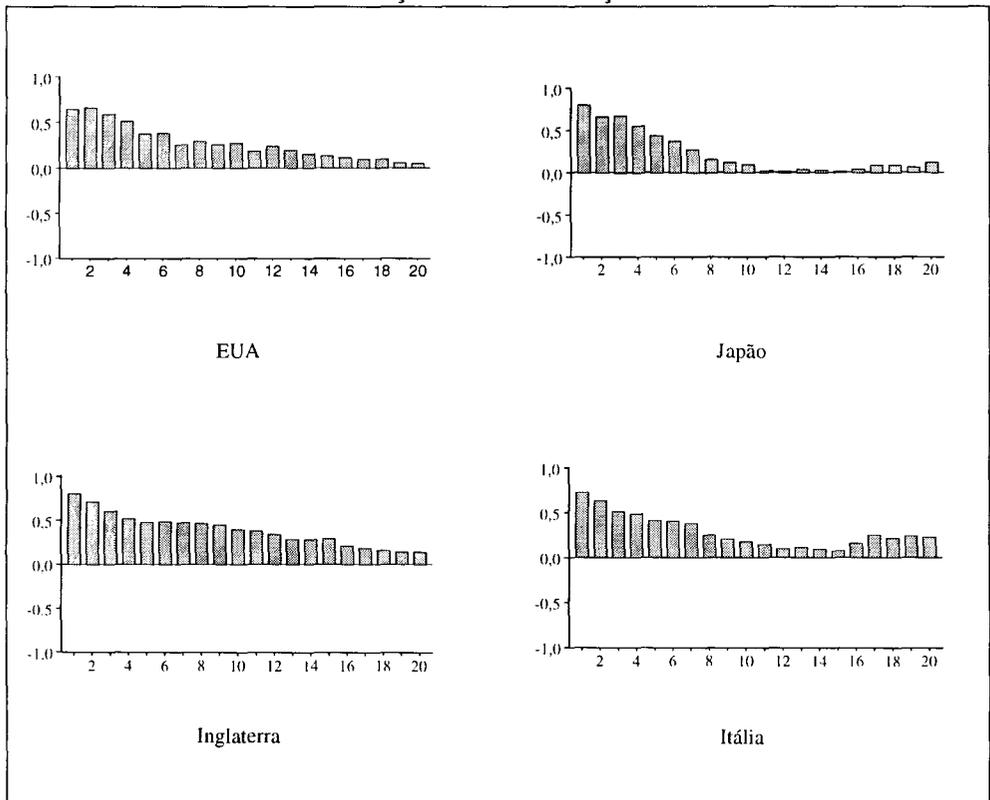
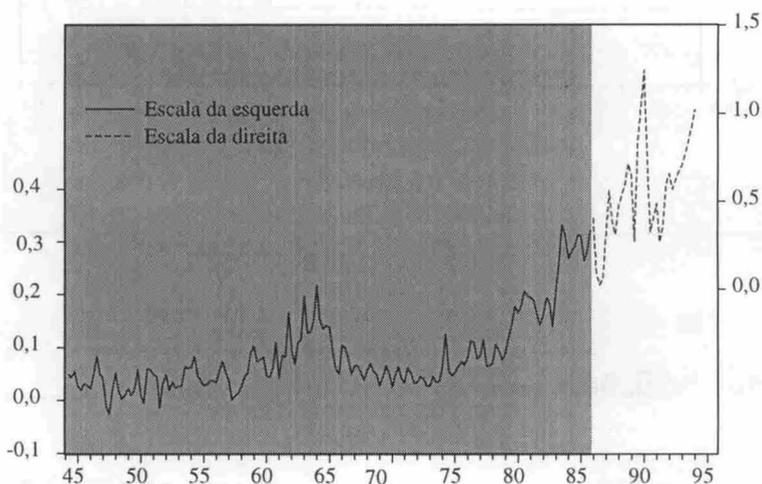


Gráfico 2
 Funções de autocorrelação



No gráfico 3 estão as taxas de inflação trimestrais no Brasil, com base no índice geral de preços, entre o início de 1944 e o ano de 1994. O período que nos interessa por enquanto é o assinalado no gráfico, até o último trimestre de 1985, estando a escala das taxas trimestrais medidas à esquerda do gráfico. Para o período de 1986 em diante, vale a escala da direita. Há várias quebras de estrutura nos processos estocásticos explicativos das taxas de inflação e de expansão monetária entre 1986 e 1994, o que nos obriga a truncar a análise no último trimestre de 1985 (Pastore, 1994). Elas estão associadas a alterações no regime de política econômica. Algumas indicações sobre a magnitude da persistência, de 1990 a 1994, serão dadas na última seção. No gráfico 4 está a função de autocorrelação para as taxas de inflação no Brasil no período de 1944 até o último trimestre de 1985. Tanto quanto para os outros quatro países, as autocorrelações são positivas e declinantes.

Gráfico 3
Brasil: taxas de inflação — índice geral de preços
Taxas trimestrais (1944-94)



Esses dados sugerem que em todas essas inflações existe inércia, independentemente da magnitude das taxas mensais de inflação. A diferença entre eles, como veremos adiante, é que no caso de EUA, Japão, Inglaterra e Itália a medida de persistência proposta por Campbell e Mankiew produz um valor nulo, e no caso brasileiro as inovações inflacionárias incorporam-se, pelo menos em parte, à inflação corrente. Os gráficos nos dão a intuição de que este deverá ser o resultado dos testes, como será visto em seguida. Em torno de 1973, e novamente em torno de 1979, as taxas trimestrais de inflação no Japão, na Inglaterra e na Itália sofreram uma elevação temporária. A inovação que provocou aqueles saltos foi o crescimento dos preços do petróleo. No Brasil duas inovações importantes ocorreram em 1979 e em 1983, com as máximas valorizações do cruzeiro, que interromperam, naqueles pontos, uma política na qual a taxa cambial nominal era ajustada na proporção do índice doméstico de preços. As taxas inflacionárias do Japão, da Inglaterra e da Itália declinaram nos trimestres que se seguiram a cada um daqueles saltos, retornando aos níveis prévios, mas as taxas de inflação no Brasil elevaram-se no momento das inovações e passaram, posteriormente, a flutuar em torno de um valor mais elevado.

Na tabela 1 estão os testes de Dickey-Fuller aumentado para raízes unitárias nos EUA, Japão, Inglaterra e Itália. Eles foram realizados verificando se $(\rho - 1)$ é negativo e difere significativamente de zero na regressão

$$\Delta\pi_t = \text{const.} + bt + (\rho - 1)\pi_{t-1} + \sum_{j=1}^p d_j \Delta\pi_{t-j} + \text{resíduos}$$

onde o número p de variáveis defasadas foi escolhido para fazer com que a estatística Q de Ljung-Box se tornasse indicativa de resíduos o mais próximo possível de um ruído branco, mas considerando também o critério AIC de Akaike.⁶ Os testes foram realizados tanto com os dados brutos quanto com os corrigidos pela sazonalidade, para verificar se a dessazonalização afeta de forma significativa os testes de raízes unitárias, interferindo com as medidas de persistência (Ghysels & Perron, 1993).

Tabela 1
Testes de Dickey-Fuller aumentado para a presença de raízes unitárias nas taxas de inflação dos EUA, Japão, Inglaterra e Itália

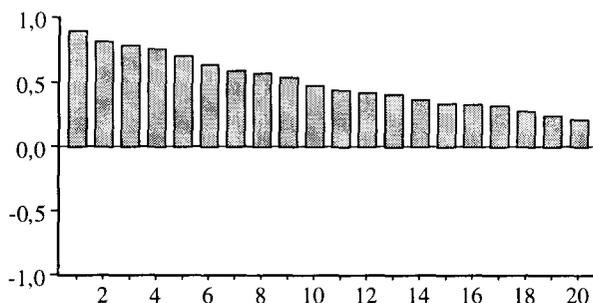
Parâmetros	EUA	EUA dessaz.	Japão	Japão dessaz.	Inglaterra	Inglaterra dessaz.	Itália	Itália dessaz.
Valores de t de Dickey-Fuller	-3,740	-3,792	-3,691	-4,034	-3,613	-3,793	-3,731	-3,906
Valores críticos de McKinnon								
1%	-4,070	-4,070	-4,066	-4,066	-4,067	-4,069	-4,067	-4,064
5%	-3,463	-3,463	-4,461	-3,461	-4,462	-3,463	-3,462	-3,460
10%	-3,158	-3,158	-3,157	-3,243	-3,157	-3,158	-3,157	-3,156
$Q(10)$ probabilidade	4,830 0,902	4,973 0,893	11,324 0,333	4,488 0,923	5,438 0,860	2,771 0,986	8,764 0,555	5,531 0,853
$Q(20)$ probabilidade	15,481 0,748	17,860 0,597	22,504 0,314	12,362 0,903	19,983 0,459	12,286 0,906	25,141 0,196	19,863 0,467
p	7	7	4	4	4	7	4	3
n	84	84	87	87	86	85	86	89

Notas: Os índices de preços utilizados são os publicados no *International Financial Statistics*, do FMI. As taxas trimestrais de inflação foram obtidas calculando as primeiras diferenças dos logaritmos das variáveis. Em todos os casos foram incluídas uma constante e uma tendência linear, e os coeficientes da constante e da tendência diferiram significativamente de 0 no nível de 1% de significância.

Nos quatro casos a hipótese de que as taxas de inflação têm uma raiz unitária é rejeitada no nível de significância de 5%.

⁶ É sempre possível aproximar os resíduos de um ruído branco aumentando o número de variáveis defasadas. O ganho na aleatoriedade dos resíduos é perdido, em parte, pelo aumento da variância dos estimadores que ocorre quando mais graus de liberdade são perdidos e quando cresce a multicolinearidade. Por isso observamos o critério de Akaike, e por vezes os valores do Q de Ljung-Box persistiram elevados.

Gráfico 4
Brasil: função de autocorrelação



Os valores da medida de persistência proposta por Campbell e Mankiew são nulos naqueles quatro países. Embora em cada um deles uma inovação possa produzir efeitos inflacionários que continuem ecoando por muitos trimestres, em nenhum aquelas inovações se incorporam permanentemente às taxas de inflação. Na tabela 2 estão as estimativas para o Brasil, mas aqui não se rejeita a presença de uma raiz unitária, como haviam apontado Pereira (1988), Barbosa & Pereira (1989) e Novaes (1991).

Uma outra informação sobre a persistência é obtida olhando a trajetória seguida por π quando esta variável sofre o efeito de uma inovação. Os efeitos inflacionários de uma inovação podem se dissipar totalmente a longo prazo, mas podem ficar ecoando por um período muito longo. Em casos como este é conveniente olhar para a função de resposta de π a um impulso. Para determinar a trajetória da resposta de π quando não existe uma raiz unitária, partimos das estimativas dos $p + q$ parâmetros da sua representação ARMA(p, q) dada por (4), chegando à expressão média móvel do modelo. A seqüência dos valores de w_j , para $j = 1, 2, 3, \dots, \infty$, fornece diretamente a trajetória de resposta de π_t a uma inovação.

Tabela 2
Testes de Dickey-Fuller aumentados para a presença de raízes unitárias nas taxas de inflação no Brasil

Parâmetro	Brasil — período de 1944.1 a 1985.4 Taxas trimestrais		Brasil — período de 1944.1 a 1985.4 Taxas trimestrais	
	Removendo sazonalidade	Com sazonalidade	Removendo sazonalidade	Com sazonalidade
Valores de t de Dickey-Fuller	-1,028	-1,111	-0,329	-0,468
Valores críticos de McKinnon				
1%	-4,017	-4,017	-4,019	-4,019
5%	-3,438	-3,438	-3,439	-3,439
10%	-3,143	-3,143	-3,144	-3,144
$Q(10)$	6,160	4,561	0,897	1,234
probabilidade	0,802	0,919	1,000	1,000
$Q(20)$	10,974	10,409	6,423	7,660
probabilidade	0,947	0,960	0,998	0,994
p	4	4	8	8
n	162	162	158	158

Notas: As taxas trimestrais foram calculadas tomando a primeira diferença do logaritmo do índice geral de preços coluna 2 da revista *Conjuntura Econômica*. O índice trimestral foi calculado pela média geométrica dos valores mensais. Os valores foram dessazonalizados. Foram incluídos um intercepto e uma tendência linear.

Já o cálculo da trajetória da resposta de π quando existe uma raiz unitária é diferente. Retornando à expressão (7), podemos escrever:

$$(1-L)\pi_t = W'(L)\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} w'_j \varepsilon_{t-j} \quad (7')$$

e invertendo $(1-L)$ obtemos:

$$\pi_t = (1-L)^{-1} W'(L)\varepsilon_t = D(L)\varepsilon_t \quad (6')$$

onde $D(L) = \sum_{i=0}^{\infty} d_i L^i$.

Cada valor de d_i será igual à soma dos valores de w'_j para j variando de 0 até i , ou seja:

$$d_i = \sum_{j=0}^i w'_j$$

e como $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^n w'_j = W'(1)$, d_i tenderá para $W'(1)$ quando n tender a infinito. A sequência dos valores de d_i em (6') fornece a trajetória de resposta de π_t , e o valor para o qual esta variável converge é o da medida de persistência proposta por Campbell e Mankiew.

As estimativas dos modelos ARMA(p, q) para o processo explicativo de π_t — as taxas de inflação nos EUA, Japão, Inglaterra e Itália — estão no quadro 1. As ordens p e q dos modelos foram escolhidas minimizando o critério AIC, de Akaike.⁷ Para a inflação norte-americana, o modelo ARMA(1,3) é o que minimiza o AIC, o segundo melhor é o modelo ARMA(2,3) e o terceiro é o ARMA(3,1). No quadro 1 são apresentadas as estimativas dos coeficientes referentes aos dois melhores modelos para cada país.⁸ No caso brasileiro, procedemos da mesma forma, e as estimativas estão no quadro 2, junto com as medidas de persistência. O melhor modelo estimado para $(1-L)\pi_t$ — a primeira diferença das taxas de inflação trimestral — é o que tem uma especificação ARMA(2,3), e o segundo melhor é o ARMA(3,2), e estimamos, também, um modelo ARMA(4, 0). As medidas de persistência foram calculadas para π_t , e não para $(1-L)\pi_t$. Nesses três casos elas são próximas entre si e inferiores à unidade, e confirmam o sentido dos resultados obtidos por Novaes (1991), embora as medidas de persistência por ela encontradas sejam significativamente menores do que as nossas.

⁷ Para cada um dos países foram construídos 25 modelos ARMA(p, q), com $p = 0, 1, 2, 3, 4$ e $q = 0, 1, 2, 3, 4$. Foram obtidos 25 valores do AIC, e os valores de p e q que minimizaram o AIC foram tomados para a especificação do modelo.

⁸ Obtivemos as estimativas dos w_j com base nos dois modelos com o objetivo de verificar se as alterações na especificação produzem mudanças significativas nas curvas de resposta de π_t a uma inovação. Em nenhum deles as duas trajetórias mostravam grandes diferenças.

Os resultados mostram que uma parcela do choque inflacionário inicial se dissipa, e a outra se incorpora definitivamente à taxa de inflação. As três trajetórias de resposta de π estão no gráfico 5, juntamente com as para os demais países. É notável a semelhança dos perfis de resposta das taxas de inflação nos casos dos EUA, Japão, Itália e Inglaterra. Essas trajetórias esclarecem, também, a natureza da inércia inflacionária nesses países.

Quadro I
Estimativas dos modelos ARMA(p, q) para as taxas de inflação trimestrais
nos EUA, Japão, Inglaterra e Itália

EUA	Modelo I $\phi_1 = 0,869;$ $\theta_1 = 0,056;$ $\theta_2 = -0,466;$ $\theta_3 = 0,422$ ARMA(1,3) (0,061) (0,109) (0,081) (0,105) AIC = -736,05; Q = 8,518; $\sigma^2 = 0,168 \times 10^{-4}$
A variável é π_t	Modelo II $\phi_1 = 1,261;$ $\phi_2 = -0,388;$ $\theta_1 = -0,296;$ $\theta_2 = -0,530;$ $\theta_3 = 0,671$ ARMA(2,3) (0,224) (0,237) (0,195) (0,071) (0,178) AIC = -735,38; Q = 7,228; $\sigma^2 = 0,165 \times 10^{-4}$
Japão	Modelo I $\phi_1 = 0,856;$ $\theta_1 = -0,601;$ $\theta_2 = 0,327$ ARMA(1,2) (0,064) (0,116) (0,121) AIC = -590,41; Q = 12,778; $\sigma^2 = 0,861 \times 10^{-4}$
A variável é π_t	Modelo II $\phi_1 = 0,800;$ $\theta_1 = -0,529;$ $\theta_2 = 0,290;$ $\theta_3 = 0,153$ ARMA(1,3) (0,086) (0,124) (0,106) (0,121) AIC = -589,60; Q = 11,733; $\sigma^2 = 0,847 \times 10^{-4}$
Inglaterra	Modelo I $\phi_1 = 0,566;$ $\phi_2 = 0,225$ ARMA(2,0) (0,100) (0,100) AIC = -584,53; Q = 18,859; $\sigma^2 = 0,101 \times 10^{-3}$
A variável é π_t	Modelo II $\phi_1 = 0,867;$ $\theta_1 = -0,313$ ARMA(1,1) (0,066) (0,135) AIC = -584,47; Q = 17,770; $\sigma^2 = 0,101 \times 10^{-3}$
Itália	Modelo I $\phi_1 = 0,636;$ $\phi_2 = 0,216$ ARMA(2,0) (0,102) (0,103) AIC = 613,99; Q = 15,163; $\sigma^2 = 0,734 \times 10^{-4}$
A variável é π_t	Modelo II $\phi_1 = 0,895;$ $\theta_1 = -0,254$ ARMA(1,1) (0,054) (0,120) AIC = -613,77; Q = 14,861; $\sigma^2 = 0,734 \times 10^{-4}$

Notas: Os números entre parênteses logo abaixo dos coeficientes são os desvios-padrão das estimativas. Os valores de Q foram obtidos com $n = 20$. As estimativas são as de máxima verossimilhança. Elas foram obtidas utilizando o software SPEC, de Brockwell, Davis e Mandarino.

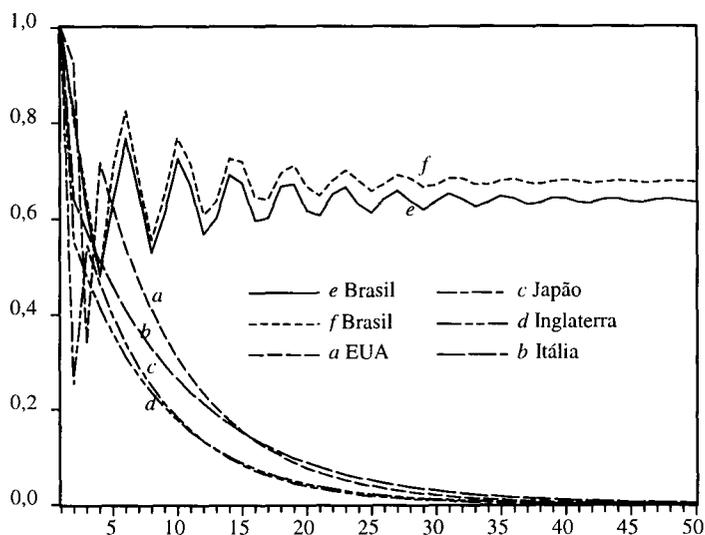
Uma inovação igual a 1, que ocorra em um particular trimestre, conduz a uma elevação de igual magnitude da taxa de inflação naquele mesmo trimestre, e continua produzindo efeitos inflacionários muitos trimestres adiante. Naqueles quatro países, 50% do choque inflacionário inicial ainda persiste entre cinco e 10 trimestres depois de ter ocorrido. Ainda que nestes casos não ocorra uma raiz unitária nas taxas de inflação, os processos inflacionários são caracterizados por fortes movimentos de baixa frequência e pela elevada persistência. No caso brasileiro esse efeito é ainda maior. Tanto quanto nos demais, existe um efeito inflacionário inicial, mas neste caso ele se dissipa apenas em parte. A presença de uma raiz unitária faz com que uma parte da inovação se incorpore permanentemente à inflação.

Quadro 2
Brasil: estimativas dos modelos ARMA(p, q) para a primeira diferença das taxas trimestrais de inflação e das medidas de persistência

Parâmetros do modelo ARMA(p, q)	Medida de persistência
ARMA(3,2)	
$\phi_1 = -0,257; \phi_2 = -0,731; \phi_3 = -0,346; \theta_1 = 0,062; \theta_2 = 0,518$ (0,195) (0,131) (0,108) (0,194) (0,179)	0,653
AIC = -596,772 Q = 8,075 $s = 0,681 \times 10^{-3}$	
ARMA(2,3)	
$\phi_1 = 0,124; \phi_2 = -0,843; \theta_1 = -0,308; \theta_2 = 0,662; \theta_3 = -0,258$ (0,108) (0,094) (0,133) (0,133) (0,097)	0,594
AIC = -595,477 Q = 8,935 $s = 0,688 \times 10^{-3}$	
ARMA(4,0)	
$\phi_1 = -0,175; \phi_2 = -0,257; \phi_3 = -0,255; \phi_4 = 0,151$ (0,086) (0,086) (0,086) (0,086)	0,651
AIC = -594,534 Q = 12,408 $s = 0,070 \times 10^{-3}$	

Notas: Os números entre parênteses logo abaixo dos coeficientes são os desvios-padrão das estimativas. Os valores de Q foram obtidos com $n = 20$. As estimativas são as de máxima verossimilhança. Elas foram obtidas utilizando o *software* SPEC, de Brockwell, Davis e Mandarino.

Gráfico 5
Resposta da inflação a uma inovação



3. A dimensão monetária da inércia

A inércia definida como auto-regressividade é um atributo da resposta de todas as taxas de inflação às inovações, independentemente de aquelas taxas serem mais elevadas ou menos elevadas, e existe em qualquer regime monetário. Sua presença é reconhecida por economis-

tas das mais variadas correntes teóricas (ver, por exemplo, Friedman, 1985). Ela pode ocorrer porque existe algum tipo de rigidez de preços nominais, quer esta rigidez derive das expectativas formadas olhando para as taxas passadas de inflação, como nos modelos de expectativas adaptativas, quer pela justaposição de contratos no mercado de mão-de-obra ou de bens e serviços, quer porque os salários são indexados às taxas de inflação passadas (Taylor, 1979 e 1980; Blanchard, 1987; McCallum, 1977; Dornbusch, 1982; Fischer, 1977; Simonsen, 1985 e 1989). Em qualquer desses modelos existe persistência, ou auto-regressividade, cujo grau cresce com o aumento da passividade monetária. Mas em qualquer um deles a inércia, definida como a presença de uma raiz unitária, somente pode ocorrer quando a política monetária é totalmente acomodativa. Neste sentido, a inércia é em parte um fenômeno monetário. Os graus de persistência mais elevados tendem a ocorrer em regimes de política econômica que permitem um maior grau de acomodação monetária (ver Bruno, 1993, e Paktin, 1993, para esta análise no caso israelense).

Analisaremos os casos de uma economia fechada nos quais, primeiro, o Banco Central opere fixando a taxa de juros, e, segundo, onde exista justaposição de contratos de trabalho, para tratar, em seguida, do caso de uma economia aberta na qual ele opera fixando a taxa real de câmbio.

O caso de uma economia fechada com expectativas adaptativas

Tomemos um modelo IS/LM ao qual se adiciona uma oferta agregada respondendo positivamente à taxa de inflação atual, dada a taxa de inflação esperada. Inicialmente, admitimos que não existe qualquer indexação de preços ou de salários. As expectativas são adaptativas. Ele é representado por:

$$y_t = \beta(\pi_t - \pi_{t-1}) - u_t \quad (9)$$

onde $\beta > 0$

$$y_t = -br_t + z_t \quad (10)$$

onde $b > 0$

$$m_t - p_t = y_t - ai_t + v_t \quad (11)$$

onde $a > 0$

$$i_t = r_t + \pi_{t+1} \quad (12)$$

$$\pi_{t+1} = \frac{1-\gamma}{1-\gamma L} \pi_t \quad (13)$$

onde $0 \leq \gamma \leq 1$

A primeira é a equação da oferta agregada. Nela y_t é o logaritmo do quociente entre o produto real atual e o de pleno emprego, e cresce com o excesso da taxa de inflação atual

em t sobre a taxa de inflação esperada em t , dado o conjunto de informações I disponível em $t - 1$, $E(\pi_t / I_{t-1}) =_{t-1} \pi_t$.

A segunda é a curva IS , descrevendo o *locus* das rendas reais e dos juros reais que igualam poupança e investimentos, com z_t descrevendo os seus deslocamentos.

A terceira é a equação de equilíbrio no mercado monetário. Nela, o logaritmo do estoque nominal atual de moeda menos o logaritmo do nível geral de preços, do lado esquerdo, é igual ao logaritmo do estoque real desejado, do lado direito. A demanda de moeda responde à renda real com uma elasticidade unitária e ao custo de reter moeda, dado pela taxa nominal de juros, com uma semi-elasticidade a .

A quarta define a taxa real de juros como a diferença entre a taxa nominal e a taxa de inflação esperada para $t + 1$, dado o conjunto de informações disponível em $t - 1$. A última é a hipótese sobre as expectativas adaptativas. Admitimos que u_t , v_t e z_t são variáveis aleatórias do tipo ruído branco.

O Banco Central opera fixando a taxa de juros. Supõe-se que ele estime a taxa de inflação esperada a partir de (13), utilizando uma estimativa $\hat{\gamma}$ de γ tal que $E(\hat{\gamma}) = \gamma$, e fixe a taxa nominal de juros tal que, dada sua estimativa das expectativas, produza indiretamente o valor desejado de r_t . Ele não pode fixar diretamente a taxa real de juros, mas pode fazê-lo indiretamente. Para isso utiliza uma regra com realimentação com a qual ajusta a taxa nominal em resposta à taxa de inflação esperada, e não uma regra com realimentação com a qual consiga, indiretamente, fixar o valor do estoque nominal de moeda.⁹ Na prática, o Banco Central compra ou a vende em mercado aberto quaisquer quantidades de títulos públicos para manter aproximadamente constantes os preços dos títulos indexados e as taxas reais de juros. No plano (i, M) , a oferta de moeda é paralela ao eixo da quantidade nominal de moeda, fixando-se na altura da taxa nominal de juros desejada pelo Banco Central, e responde passivamente a quaisquer mudanças no nível geral de preços ou na renda real. Neste caso, a equação (11), descrevendo o equilíbrio no mercado monetário, não é necessária para determinar o comportamento da demanda agregada de bens, que é fixado apenas pelas variáveis presentes na curva IS , sobre a qual a taxa de juros real é fixada exogenamente.

Substituindo (13) em (9) obtemos:

$$y_t = \beta \frac{1-L}{1-\gamma L} \pi_t - u_t \quad (14)$$

E igualando (14) e (10) chegamos a:

$$(1-L)\pi_t = -\beta^{-1}b(1-\gamma L)r_t + \beta^{-1}(1-\gamma L)(z_t + u_t) \quad (15)$$

⁹ O Banco Central poderia fixar a taxa de juros como um instrumento intermediário para atingir um dado estoque nominal de moeda. Isto ocorreria se ele seguisse uma regra com realimentação como $i_t = \bar{i} + g(m_t - \bar{m}_t)$, com o parâmetro $g > 0$ descrevendo a intensidade à qual ele reage elevando a taxa nominal de juros acima de \bar{i} , quando quer provocar contrações no estoque atual de moeda. A meta para o estoque nominal de moeda em cada momento t é dada por \bar{m}_t , e m_t é o estoque nominal efetivamente atingido em t . Sempre que $m_t > \bar{m}_t$, o Banco Central eleva i_t acima de \bar{i} (vendendo títulos públicos em operações de mercado aberto), fazendo com que o estoque nominal de moeda verificado retorne ao nível do estoque nominal planejado. Se esta for a regra de política econômica, o Banco Central estará, de fato, controlando o estoque nominal de moeda, e não a taxa de juros.

que é a solução para a taxa de inflação. Ela descreve a evolução de π_t , dados os comportamentos da taxa real de juros e das variáveis que explicam os deslocamentos da oferta agregada e da curva *IS*.

Para analisar a equação (15) lembremos que a taxa real atual de juros pode diferir da taxa real natural (a taxa real de juros que iguala poupanças e investimentos dada a renda real de pleno emprego). Como não incluímos termos constantes nas funções, e y_t está definida como o quociente entre a renda real corrente e a de pleno emprego, a taxa real de juros r_t está medindo a diferença entre a taxa real de mercado e a taxa real natural. Nesta especificação, quando $r_t > 0$ a taxa de juros de mercado é maior do que a taxa natural de juros, e existe um excesso de poupanças sobre os investimentos, ou um excesso de oferta no mercado de bens e serviços, e quando $r_t = 0$ a taxa real de juros de mercado é igual à taxa real natural.

Se o Banco Central conhecer a taxa real natural de juros, e mantiver a taxa real de mercado igual a ela, aplicando corretamente a regra de fixar a taxa nominal sem que incorra em erros sistemáticos para medir a taxa de inflação esperada, a evolução de r_t poderá ser representada por um “ruído branco”, oscilando em torno de uma média nula. Combinando todas as variáveis aleatórias em uma única, (15) pode ser escrita na forma:

$$(1 - L)\pi_t = (1 - \gamma L)\xi_t \quad (15')$$

na qual $E(\xi_t) = 0$. Neste caso, a primeira diferença da taxa de inflação segue um processo MA(1), e a taxa de inflação em t segue um processo ARIMA(0,1,1). A taxa de inflação tem uma raiz unitária. No caso particular em que $\gamma = 0$, a taxa de inflação esperada em $t + 1$ é igual à taxa de inflação ocorrida em t , e π_t seguirá um passeio aleatório.

O que ocorreria se mantivéssemos todas as hipóteses anteriores alterando apenas uma, a regra de política econômica? Será que as taxas de inflação ainda teriam uma raiz unitária se o Banco Central passasse a operar fixando metas quantitativas para a taxa de expansão da oferta de moeda, μ_t ? Admitamos que ele fixe exogenamente o curso de μ_t , desaparecendo a acomodação passiva da oferta de moeda. Solucionando as equações (10), (11), (12) e (13) para obter a expressão para a demanda agregada de bens, chegamos a:

$$\frac{a + b}{b}(1 - L)y_t = -\left(1 - \frac{a(1 - \gamma)(1 - L)}{1 - \gamma L}\right)\pi_t + \mu_t - (1 - L)\left(v_t - \frac{a}{b}z_t\right) \quad (16)$$

A demanda agregada (16) é inclinada negativamente no plano (π, y) , e desloca-se para a direita e para cima com o aumento da taxa de expansão monetária.¹⁰ O sistema formado pela demanda agregada, (16), e pela oferta agregada, (14), pode ser solucionado para exprimir as

¹⁰ Um caso particular de (16) ocorre quando $y_t = y_{t-1} = \dots = \bar{y}$. Neste caso, $(1 - L)\bar{y} = 0$ e ela pode ser escrita na forma

$$\pi_t = \mu_t + a \frac{1 - \gamma}{1 - \gamma L} (1 - L)\pi_t - (1 - L)\left(v_t - \frac{a}{b}z_t\right)$$

que exprime a taxa de inflação em t como uma função da taxa de expansão monetária em t e de uma média móvel de pesos geometricamente declinantes das acelerações de inflações passadas. Esta é a forma da equação de previsão de preços em um modelo quantitativo simples no qual a renda real é constante e a demanda de moeda é expressa por (11), na qual a componente dominante do custo de reter moeda é a taxa de inflação esperada, formada por um modelo adaptativo.

duas variáveis endógenas, y_t e π_t em função das taxas de expansão monetária e dos choques, v_t , z_t e u_t . O processo explicativo de π_t será dado por:

$$\Phi(L)\pi_t = A_\mu(L)\mu_t + A_v(L)v_t + A_z(L)z_t + A_u(L)u_t \quad (17)$$

onde $\Phi(L)$ é o polinômio relevante para a componente AR do processo, cuja expressão é:

$$\Phi(L) = -\beta \frac{a+b}{b} (1-L)^2 + a(1-\gamma)(1-L) - (1-\gamma L) \quad (18)$$

Os demais polinômios são dados por:

$$A_\mu(L) = -(1-\gamma L)$$

$$A_v(L) = (1-\gamma L)(1-L)$$

$$A_z(L) = -(a/b)(1-\gamma L)(1-L)$$

$$A_u(L) = -[(a+b)/b](1-\gamma L)(1-L)$$

Se $\gamma < 1$, $\Phi(L)$ não pode ter uma raiz unitária. Mas ainda que $\gamma = 1$, $\Phi(L)$ também não poderá ter uma raiz unitária, porque $(1-L)$, que aparece em todos os termos de $\Phi(L)$, também aparece em todos os demais polinômios $A_j(L)$, cancelando-se.¹¹ Pode existir uma raiz próxima do círculo unitário, e, conseqüentemente, o grau de persistência pode ser elevado, mas a eliminação da passividade monetária reduziu o grau de persistência dos choques, fazendo com que a raiz unitária desaparecesse. As “inovações” não mais se incorporam permanentemente à inflação.

O aparecimento da raiz unitária não requereu a existência de indexação, que sequer foi considerada no modelo, mas sim que a moeda fosse passiva. Esta, contudo, não foi a única condição. A outra foi dada pela forma do modelo de geração das expectativas.

O modelo de expectativas adaptativas é obtido a partir do cálculo do melhor previsor para as taxas de inflação na hipótese de que estas sigam um processo MA(1) na primeira diferença das taxas de inflação, o que introduz uma raiz unitária em π . Basta obter a representação MA do processo explicativo das taxas de inflação que serve de base para a equação (13)

¹¹Quando $\gamma = 1$, os valores $(1-L)$ que aparecem em todos os termos de (17) se cancelam. Neste caso, os polinômios do lado direito transformam-se em $A_\mu(L) = -1$, $A_v(L) = (1-L)$, $A_z(L) = -(a/b)(1-L)$ e $A_u(L) = -[(a+b)/b](1-L)$. O polinômio relevante da parte AR do modelo se reduz a:

$$\Phi(L) = -\left(1 + \beta \frac{a+b}{b}\right) \left(1 - \frac{\beta(a+b)/b}{1 + \beta(a+b)/b} L\right)$$

e como $\beta, a, b, > 0$, a única raiz estará fora do círculo unitário. Ela é positiva e gera persistência em π_t . Conseqüentemente, mesmo quando $\gamma = 1$, $\Phi(L)$ não terá uma raiz unitária.

para provarmos este ponto.¹² Se o modelo de formação de expectativas tivesse duas raízes unitárias, o mesmo ocorreria com as taxas de inflação correntes, desde que a oferta monetária fosse passiva, e se a equação de formação de expectativas não impusesse ao processo explicativo de π_t nenhuma raiz unitária, a taxa de inflação também não a teria. Quando o Banco Central realiza a política monetária seguindo esta regra operacional, ou qualquer outra que torne a política monetária totalmente acomodativa, a taxa de inflação mimetiza o comportamento das expectativas formadas com base nas taxas de inflação passadas. O processo estocástico explicativo das taxas de inflação será igual ao processo explicativo das expectativas, e o grau de persistência das taxas de inflação será idêntico àquele imposto pelo modelo de formação de expectativas. Neste modelo, portanto (dada a passividade monetária), é a hipótese sobre as expectativas que introduz a rigidez de preços e a raiz unitária em π .

Analisemos este ponto abandonando a equação (13) das expectativas adaptativas, mas continuando a supor que elas sejam formadas “olhando para trás”, utilizando como única informação, em t , os valores das taxas de inflação passadas. Os indivíduos supõem agora que a taxa de inflação seja formada por:

$${}_{t-1}\pi_t = \frac{A(L)}{B(L)} \pi_{t-1} \quad (19)$$

onde o polinômio $[B(L) - A(L)L]$, relevante para que se chegue à representação média móvel de π_t , tem todas as raízes fora do círculo unitário.¹³

¹² Suponhamos que as taxas de inflação sigam um processo ARIMA(0,1,1) dado por $(1-L)\pi_t = (1-\gamma L)\varepsilon_t$, com $\gamma < 1$ e onde ε_t é um ruído branco. Isolando π_t no primeiro membro e subtraindo $\gamma\pi_{t-1}$ dos dois membros obtemos:

$$(1-\gamma L)\pi_t = (1-\gamma)\pi_{t-1} + (1-\gamma L)\varepsilon_t$$

E dividindo membro a membro por $(1-\gamma L)$, obtemos:

$$\pi_t = \frac{(1-\gamma)}{(1-\gamma L)}\pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

que é a representação AR do processo. Como $E(\varepsilon_t / I_{t-1}) = 0$, se calcularmos a esperança condicionada ao conjunto de informações disponível em t , obtemos:

$$E(\pi_t / I_{t-1}) = {}_{t-1}\pi_t = \frac{(1-\gamma)}{(1-\gamma L)}\pi_{t-1}$$

que é a equação (13) do texto. A primeira expressão é um processo MA na primeira diferença de π_t , e, portanto, o processo explicativo das taxas de inflação correntes tem uma raiz unitária.

¹³ Supomos que as taxas de inflação sejam determinadas por:

$$\pi_t = \frac{A(L)}{B(L)}\pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde ε_t é um ruído branco, com $E(\varepsilon_t / I_{t-1}) = 0$, e $B(L)$ é um polinômio invertível. Uma das representações para este processo é dada por $[B(L) - A(L)L]\pi_t = B(L)\varepsilon_t$, e para que ele seja estacionário é requerido que $[B(L) - A(L)L]$ não tenha uma raiz unitária. Neste caso, a expressão média móvel do processo é dada por $\pi_t = W(L)\varepsilon_t$, com $W(L) = B(L) / [B(L) - A(L)L]$.

Se o Banco Central conhecer o verdadeiro modelo de formação de expectativas (19), e fixar a taxa nominal de juros corrigindo-a para manter a taxa real de juros de mercado gravitando permanente em torno da taxa real natural de juros, chegaremos a um processo explicativo das taxas de inflação que, agora, não terá mais uma raiz unitária. O grau de persistência desse processo poderá ser um pouco maior ou um pouco menor, dependendo das raízes de $[B(L) - A(L)L]$. Este polinômio pode não ter uma raiz unitária, mas alguma raiz poderá ser suficientemente próxima de 1 para produzir algum grau de persistência. Mas neste caso, mesmo que a oferta monetária seja totalmente acomodativa, as inovações inflacionárias não se incorporam permanentemente às taxas de inflação.

Indexação salarial, passividade monetária e indeterminação da inflação

Conservemos essa última hipótese sobre as expectativas e consideremos a indexação de salários. Para tanto, a curva da oferta agregada é reformulada, sendo:

$$y_t = \beta'(\pi_t - \omega_t) - u_t \quad (9')$$

onde $\omega_t = (1 - L)\bar{\omega}_t$ é a taxa de variação da taxa nominal de salários em t , com $\bar{\omega}_t$ designando o logaritmo da taxa média de salários nominais.

Existe um grupo de trabalhadores cujos salários são reajustados considerando as taxas de inflação esperadas, e outro cujos salários nominais são automaticamente indexados à taxa de inflação do período anterior. Para representar a presença desses dois grupos, a correção dos salários se faz seguindo:

$$\omega_t = {}_{t-1}\pi_t + \sigma(\pi_{t-1} - {}_{t-1}\pi_t) \quad (20)$$

onde $0 \leq \sigma \leq 1$ é o grau de indexação. Se ele for nulo, a taxa de variação dos salários nominais será igual à taxa de inflação esperada, e se for igual a 1, a taxa de variação dos salários nominais será igual à taxa de inflação em $t - 1$. Aquela parcela dos salários que está indexada tem os seus valores nominais corrigidos pela taxa de inflação em $t - 1$.¹⁴

No caso em que $\sigma = 1$, a curva de oferta agregada se transforma em:

$$y_t = \beta'(1 - L)\pi_t - u_t \quad (9'')$$

Admitamos, agora, que o Banco Central opere fixando a taxa real de juros, e o faça com pleno conhecimento do modelo de formação de expectativas (19). Neste caso, ele não cometerá erros sistemáticos na fixação da taxa real de juros, e o processo explicativo de π_t pode ser obtido igualando os valores de y_t , dados pela curva IS, aos valores de y_t , dados pela oferta agregada (9''). Tanto quanto no primeiro caso analisado, chegamos aqui também a um processo estocástico com uma raiz unitária, mas este resultado somente é obtido quando a

¹⁴ Esta é uma variante do modelo proposto por Gray (1976) e Fischer (1977), no qual a taxa de variação dos salários em t está indexada à taxa de inflação em $t - 1$, e não em t .

política monetária é totalmente acomodativa e quando $\omega_t = \pi_{t-1}$. Outras especificações para a regra de indexação, envolvendo médias das taxas de inflação passadas, produzem inércia, mas não necessariamente uma raiz unitária.

Um maior grau de indexação somente elevará as taxas de inflação quando a política monetária for expansionista, ou quando ela for fixada seguindo regras que gerem a passividade monetária (Fischer, 1977). A prova pode ser realizada modificando a equação (20), na qual π_{t-1} é substituído por π_t . A oferta agregada será dada agora por:

$$y_t = \beta'(1 - \sigma)(\pi_t - \pi_{t-1}) - u_t \quad (9''')$$

e igualando y_t em (9''') ao seu valor sobre a curva *IS*, obtemos uma expressão semelhante a (15), na qual o termo $-\beta^{-1}b(1 - \gamma L)r_t$, em (15) é substituído por $-\beta'(1 - \sigma)^{-1}b(1 - \gamma L)r_t$.

Temos agora de distinguir dois casos. No primeiro, o Banco Central fixa corretamente a taxa real de juros de mercado igualando-a à natural, o que significa que r_t gravitará em torno de 0. Neste caso, independentemente de existir ou não indexação, aquele termo produzirá um efeito nulo sobre a primeira diferença das taxas de inflação. No segundo caso o Banco Central fixa permanentemente a taxa de juros de mercado abaixo da taxa real natural de juros, e teremos $r < 0$. Neste caso, aquele termo produzirá um deslocamento determinista positivo no processo explicativo de π_t , gerando a aceleração das taxas de inflação.¹⁵ Se $r < 0$ for constante, a taxa de inflação terá uma aceleração constante, e quanto maior a indexação maior a aceleração. Mas se o Banco Central fixar a taxa real de juros igualando-a à taxa real natural, a taxa de inflação será invariante com o grau de indexação.

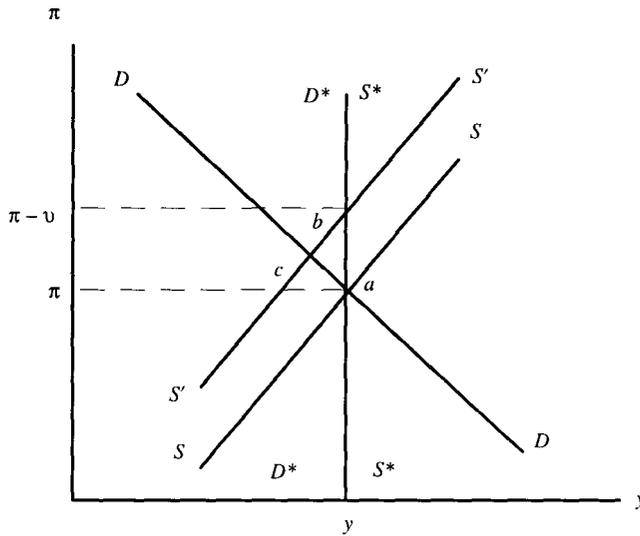
No gráfico 6, *DD* representa a curva de demanda agregada quando a autoridade monetária opera fixando a quantidade de moeda, inclinada negativamente no plano (π, y) , e *SS* é a oferta agregada de curto prazo para uma dada taxa de inflação esperada em t , π_{t-1}^0 , inclinada positivamente no plano (π, y) . Admitamos que a curva de oferta agregada se desloque para a esquerda e para cima com uma “inovação” $-u_0$. A distância vertical entre *SS* e *S'S'* (sobre a qual a taxa de inflação esperada mantém-se em π_{t-1}^0) é igual a $-u_0$. Uma inovação terá sempre efeitos inflacionários a curto prazo, mas eles não podem produzir um impacto inicial sobre a inflação de magnitude $\Delta\pi = -u_0$ quando a demanda agregada for negativamente inclinada. Somente quando a demanda agregada for vertical é que o efeito inicial sobre a taxa de inflação será de magnitude idêntica à da inovação. Ocorre que quando o Banco Central operar fixando a taxa real de juros, a demanda agregada será vertical e se fixará na posição *D*D**. Se, neste caso, a oferta agregada de curto prazo sofrer choques que continuamente a desloquem para cima e para a esquerda, aqueles efeitos inflacionários se incorporarão totalmente à taxa de inflação. A acomodação monetária total produz um perfil de demanda agregada que impede que os efeitos inflacionários de uma inovação se dissipem.

¹⁵ Substituindo $r_t = \bar{r} < 0$ constante em (15) obtemos:

$$(1 - L)\pi_t = -\beta^{-1}b(1 - \gamma)\bar{r} + \beta^{-1}(1 - \gamma L)(z_t + u_t)$$

que segue um processo ARIMA(0,1,1) com um deslocamento determinista igual a $-\beta b(1 - \gamma)\bar{r} > 0$.

Gráfico 6
Oferta e demanda agregadas



Admitamos, agora, que na oferta agregada as expectativas sejam racionais. A taxa de inflação é prevista com perfeita antevisão, o que significa que a taxa de inflação esperada em t , dado o conjunto de informações disponível em $t - 1$, é a própria taxa de inflação ocorrida em t , ${}_{t-1}\pi_t = \pi_t$. Neste caso, a curva de oferta agregada também será vertical, e poderemos ter dois casos distintos, dependendo do comportamento da demanda agregada. Se o Banco Central operar fixando a quantidade de moeda, teremos uma demanda agregada negativamente inclinada, cruzando-se com uma oferta agregada vertical, o que conduz a uma taxa de inflação determinada. Se, no entanto, o Banco Central operar fixando a taxa real de juros, a demanda agregada será vertical, e como a oferta agregada também é vertical, se as duas se superpuserem perpendicularmente sobre o mesmo nível de renda, assumindo as posições D^*D^* e S^*S^* , qualquer taxa de inflação será igualmente possível. Neste caso a taxa de inflação será indeterminada. Esta é uma variante do resultado sobre a indeterminação do nível de preços em modelos de expectativas racionais nos quais a autoridade monetária opera fixando a taxa de juros, anteriormente explorado por Sargent & Wallace (1975).

Suponhamos, agora, que exista indexação instantânea de salários e que o Banco Central opere com regras que tornam a política monetária totalmente passiva. A indexação instantânea de salários às taxas de inflação correntes faz com que a curva de oferta agregada se torne vertical, o que pode ser visto fazendo $\sigma = 0$ em (9'''). A oferta agregada quando os salários são instantaneamente indexados tem um comportamento idêntico ao da oferta agregada construída na hipótese de expectativas racionais. Uma política monetária totalmente acomodativa, por outro lado, faz com que a demanda agregada também se torne vertical. A consequência é que na presença de salários instantaneamente indexa-

dos uma política monetária totalmente acomodativa produz uma taxa de inflação indeterminada.

Justaposição de contratos e inércia: os casos de uma economia fechada e de uma economia aberta

A rigidez de preços gera a auto-regressividade, independentemente de a moeda ser passiva ou não, e a passividade monetária gera a raiz unitária somente quando existe rigidez de preços. Mesmo que ocorra a passividade total da moeda, não poderá existir uma raiz unitária se as expectativas forem racionais e se inexistir qualquer fonte de rigidez de preços. Este ponto pode ser visto com maior clareza no modelo de justaposição de contratos de Taylor (1979), sendo também tratado em Simonsen (1989) e Novaes (1991). A extensão do modelo, realizada por Dornbusch (1982), permite analisar o comportamento da persistência em uma economia aberta, quando ocorre algum grau de indexação da taxa cambial.

O caso de uma economia fechada

A demanda agregada é dada por:

$$y_t = m_t - p_t - v_t \quad (21)$$

onde m_t é o logaritmo do estoque nominal de moeda, e y_t está designando o desvio do logaritmo do produto real em relação ao seu nível de pleno emprego. Trabalhamos agora com o nível geral de preços, e por enquanto a oferta de moeda é suposta exógena. A autoridade monetária fixa seu valor sem tomar em consideração qualquer regra com realimentação.

Existe justaposição de contratos de trabalho. Os trabalhadores estão divididos em dois grupos: o primeiro negocia em $t-1$ um salário que vai vigir em t e $t+1$, e o segundo negocia em t um salário que vai vigir em $t+1$ e $t+2$. Os trabalhadores do primeiro grupo negociam em $t-1$ considerando os salários do segundo período obtidos pelos trabalhadores do outro grupo, e consideram também os salários que esperam que venham a vigir quando aquele grupo negociar os novos contratos, em t . Os salários x_t do grupo que negocia em t são determinados por:

$$x_t = \delta x_{t-1} + (1-\delta)_{t-1} x_{t+1} + \eta [\delta_{t-1} y_t + (1-\delta)_{t-1} y_{t+1}] \quad (22)$$

onde o (logaritmo do) salário contratado em t , x_t , depende do salário contratado no período prévio e do salário que se espera seja contratado no período seguinte, dadas as informações disponíveis em $t-1$, ${}_{t-1}x_{t+1}$, com pesos determinados por δ e $(1-\delta)$, respectivamente. Os salários desse grupo dependem também da demanda esperada em t e em $t+1$, sendo $\eta > 0$ a elasticidade do salário em relação à expectativa da demanda que se espera irá ocorrer durante o período de vigência do contrato de trabalho.

Os salários médios em t são obtidos agregando os salários em t e $t-1$. Supondo uma média geométrica, temos $\bar{\omega}_t = 0,5(x_t + x_{t-1})$, onde o logaritmo dos salários nominais mé-

dios é indicado por $\bar{\omega}_t$. Admitindo que os preços sejam formados com um *mark-up* sobre os custos, fazendo $p_t = \bar{\omega}$, chegamos a:

$$p_t = k(x_t + x_{t-1}) \quad (23)$$

onde, neste caso, $k = 0,5$.

Substituindo (23) em (21) e tomando a expectativa condicionada às informações em $t - 1$ vem que:

$${}_{t-1}y_t = {}_{t-1}m_t - k({}_{t-1}x_t + {}_{t-1}x_{t-1}) + {}_{t-1}v_t \quad (24)$$

E lembrando que $E(v_t / I_{t-1}) = {}_{t-1}v_t = 0$, substituindo em (22) vem:

$$\left[(1 - \delta)L^{-1} - c + \delta L \right] {}_{t-1}x_{t+1} = -\frac{\eta}{1 - \eta k} \left[(1 - \delta)L^{-1} + \delta \right] {}_{t-1}m_{t+1} \quad (25)$$

onde $L^{-j}x_j = x_{t+j}$, $c = \frac{1 + \eta k}{1 - \eta k}$, e como $\eta > 0, k > 0$, teremos $c > 1$.

A equação (25) determina a dinâmica da evolução dos salários de cada um dos dois grupos. Antes de analisar a solução de (25) no caso geral, e como a partir daí chegamos à equação que determina a dinâmica dos preços nominais, é conveniente observar três casos particulares: o primeiro quando $\delta = 1$ e $(1 - \delta) = 0$; o segundo quando $\delta = 0$ e $(1 - \delta) = 1$, e o terceiro no qual $\delta = (1 - \delta)$.¹⁶ Fazendo δ variar no intervalo entre 0 e 1, podemos fazer variar o grau de rigidez de preços.

No primeiro caso ($\delta = 1$), as expectativas dos valores futuros não têm qualquer importância, e os salários em t dependem apenas dos salários em $t - 1$. Este é o máximo grau de rigidez de preços que podemos impor neste modelo. Neste caso, a equação (25) se transforma em:

$$\left(1 - \frac{1}{c}L\right) {}_{t-1}x_t = \frac{\eta}{c(1 - \eta k)} {}_{t-1}m_t \quad (26)$$

e como $c > 1$, ela mostra que os salários esperados em t podem ser expressos como uma função dos salários em $t - 1$ e da oferta monetária em t , e que a solução para esta equação a diferenças finitas é estável. O coeficiente $(1/c)$ determina o grau de persistência do modelo. Admitindo que $\eta = 1$ e $k = 0,5$, teremos $(1/c) = 0,333$, que é um coeficiente relativamente pequeno, mostrando que uma inovação tem efeitos sobre p que se dissipam com alguma rapidez. Mas existe pelo menos alguma persistência, que é determinada pela rigidez de preços imposta pelo atrelamento dos salários correntes aos valores dos salários no passado.

A outra forma de exprimir (26) é colocando ${}_{t-1}x_t$ como uma média móvel de pesos geometricamente declinantes dos estoques monetários passados, na forma:

¹⁶ Para a solução de modelos deste tipo ver Sargent (1987, caps. 9 e 11).

$${}_{t-1}x_t = \frac{\eta}{1-\eta k} \left(\frac{1}{c}\right) \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{c}\right)^j m_{t-j} \quad (26')$$

e somente os valores passados de m determinam as expectativas dos salários daquele grupo em t . Se ocorrer uma elevação em m , que passa de um nível constante prévio para outro mais elevado, no qual se mantém, o ajuste dos salários será gradual, e se aproximará do equilíbrio com maior ou menor velocidade dependendo de $(1/c)$.

No segundo caso, o de expectativas racionais puras, com $(1-\delta) = 1$, desaparece a rigidez de preços e (25) transforma-se em:

$$(1-cL)_{t-1}x_{t+1} = \frac{-\eta}{1+\eta k} {}_{t-1}m_{t+1} \quad (27)$$

e como $c > 1$, esta equação somente pode ser resolvida “para a frente”, exprimindo os valores dos salários em função de todo o curso esperado das ofertas monetárias. Quando $c > 1$, sabemos que $1/(1-cL) = -\sum_{j=1}^{\infty} (1/c)^j L^{-j}$ e conseqüentemente:

$${}_{t-1}x_t = \frac{\eta}{1-\eta k} \left[\sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{c}\right)^j L^{-j} \right] {}_{t-1}m_t \quad (27')$$

Os valores esperados de x dependem de todo o curso esperado das ofertas monetárias de $t+1$ em diante. A equação (27') tem também de atender a uma condição de transversalidade, impondo que o crescimento de m seja de ordem menor do que c . Em (27') não comparece o valor do salário em $t-1$, como ocorria no caso anterior e, portanto, em x não pode existir qualquer persistência. Quando ocorre um salto na oferta monetária esperada, os salários se ajustam instantaneamente, e não apenas gradualmente, e as ofertas monetárias passadas não têm qualquer efeito.

No terceiro caso, temos $\delta = (1-\delta)$. Multiplicando os dois lados de (25) por L a equação se transforma em:

$$\left(1 - \frac{c}{1-\delta} L + L^2\right) {}_{t-1}x_{t+1} = -\frac{\eta}{1-\eta k} (1+L) {}_{t-1}m_{t+1} \quad (28)$$

Neste caso o polinômio em L no primeiro membro de (28) pode ser fatorado na forma

$$\left(1 - \frac{c}{1-\delta} L + L^2\right) = (1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L) = 1 - (\lambda_1 + \lambda_2)L + \lambda_1 \lambda_2 L^2$$

e igualando os coeficientes das mesmas potências de L obtemos $\lambda_1\lambda_2 = 1$ e $\lambda_1 + \lambda_2 = c / (1 - \delta)$. A primeira dessas duas igualdades mostra que uma raiz é o inverso da outra. Se o inverso de uma for igual a λ , o inverso da outra será igual a λ^{-1} , e então $\lambda + \lambda^{-1} = c / \delta$. Se uma raiz estiver fora do círculo unitário, a outra estará dentro.

Supondo que $z_1 = 1 / \lambda$ seja a raiz situada fora do círculo unitário, teremos $\lambda < 1$, e substituindo os valores em (28) chegamos a:

$$(1 - \lambda L)(1 - \lambda^{-1}L)_{t-1}x_{t+1} = -\frac{\eta}{1 - \eta k}(1 + L)_{t-1}m_{t+1} \quad (29)$$

ou

$${}_{t-1}x_t = \lambda x_{t-1} + \frac{\eta}{1 - \eta k} \left[\sum_{j=1}^{\infty} \lambda^j L^{-j} \right] (1 + L)_{t-1}m_t \quad (30)$$

que mostra os salários esperados em t expressos em função dos salários em $t - 1$ (a componente de inércia, associada à raiz estável) e de todo o curso esperado, no futuro, do estoque nominal de moeda (a componente de expectativas racionais associada à raiz “instável”). Neste caso, ainda que existam expectativas racionais, desde que exista também alguma fonte de rigidez de preços nominais, surge a componente de inércia no modelo. Esta contribuição é devida a John Taylor, mostrando que mesmo com expectativas racionais podem ocorrer situações onde a auto-regressividade seja o comportamento dominante das variáveis.

Qualquer uma das equações anteriores pode ser solucionada para o nível geral de preços. A equação (31), a seguir, representa esta solução apenas para este último caso. Ela foi obtida a partir de (23) e de (30), chegando-se a:

$$p_t = \lambda p_{t-1} + \frac{k\eta}{1 - k\eta} (1 + L)^2 \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^j {}_{t-1}m_{t+j} \quad (31)$$

E o mesmo coeficiente λ que aparecia multiplicando o salário defasado em (30) aparece multiplicando o nível de preços defasado em (31). A condição de transversalidade impõe que o estoque monetário tenha um crescimento de ordem menor do que λ para que o nível de preços tenha uma trajetória determinada. O grau de persistência nos preços é idêntico ao grau de persistência nos salários e se deve à mesma causa.

Retornemos, agora, ao caso mais geral dado por (25). O polinômio em L no primeiro membro pode ser fatorado na forma

$$(1 - \delta)[1 - (c / 1 - \delta)L + (\delta / 1 - \delta)L^2] = (1 - \delta)(1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L)$$

obtendo-se

$$\lambda_1 \lambda_2 = \delta / 1 - \delta \quad \text{e} \quad \lambda_1 + \lambda_2 = c / 1 - \delta$$

onde λ_1 e λ_2 são as recíprocas das duas raízes, $z_1 = 1 / \lambda_1$ e $z_2 = 1 / \lambda_2$, que são dadas por:

$$z_i = \frac{c \pm \sqrt{c^2 - 4\delta(1-\delta)}}{2\delta}, \quad i = 1, 2 \quad (32)$$

As restrições que devem ser obedecidas pelos valores de λ_i indicam que uma das duas raízes será maior ou igual a 1 e a outra será menor ou igual a 1. Nos três casos vistos anteriormente, dois dos quais são extremos, esta propriedade se verifica.

O grau de inércia é dado pelo menor dos dois valores, λ , que por sua vez depende de δ, η e k . Admitamos que a elasticidade dos salários em relação à demanda agregada seja unitária ($\eta = 1$), que $\delta = 0,5$ e $k = 0,5$. Neste caso, teremos $c = 3,0$ e $\lambda = 0,17$. O coeficiente da auto-regressividade será bastante pequeno. Se, agora, fizermos $\delta = 0,9$, teremos $\lambda = 0,303$. Este exemplo mostra que o grau de inércia se eleva com o aumento da rigidez de preços. Este é o resultado mais freqüentemente apontado na literatura sobre o problema no Brasil.

Até aqui a análise evidenciou que o grau de inércia depende da rigidez de preços apenas, crescendo com ela, mas esse resultado é determinado pela hipótese de que a moeda é exógena. Tomemos o caso analisado por Taylor, com a autoridade monetária seguindo uma regra de política econômica dada por:

$$m_t = \alpha p_t \quad (33)$$

onde o parâmetro α determina o grau de acomodação monetária. Se o Banco Central fixar o estoque de moeda independentemente do nível geral de preços, teremos $\alpha = 0$, mas com qualquer outro valor de $0 < \alpha \leq 1$ a moeda adquire algum grau de endogeneidade. No extremo, se uma política monetária for totalmente acomodativa teremos $\alpha = 1$. Substituindo (33) em (22) obtemos:

$$y_t = -\Omega p_t + v_t \quad (34)$$

O modelo pode ser resolvido substituindo a equação de demanda anterior, dada por (21), pela nova equação de demanda agregada, dada por (34). Nesta, a declividade da demanda em relação ao nível geral de preços depende do parâmetro de política econômica α . A solução no caso geral será dada pela equação (25'''), na qual, agora, o valor de c se altera para:

$$c = \frac{1 + \eta k \Omega}{1 - \eta k \Omega} \quad (35)$$

O grau de inércia depende de c , mas o valor desse parâmetro depende também do grau de acomodação monetária. A inércia adquiriu a sua dimensão monetária. Este ponto é reconhecido por Novaes (1991).

Se a acomodação monetária for total, com $\alpha = 1$ e $\Omega = 0$, a demanda agregada será perpendicular ao eixo da renda real, a expressão (32) conduzirá a $c = 1$. Na hipótese de que $\delta = (1 - \delta)$, chegávamos a $\lambda = 0,303$ quando tínhamos $\alpha = 0$, mas agora com $\alpha = 1$ chegamos a $\lambda = 1$, o que significa que existe uma raiz unitária. Neste caso, uma inovação se incorpora totalmente ao nível geral de preços, e esta propriedade deriva apenas de a política monetária ser totalmente acomodativa. Mantendo a hipótese de acomodação monetária total, mas impondo que os salários sejam formados apenas olhando para trás, com $\delta = 1$, a única raiz será $\lambda = c$, e como $c = 1$, novamente teremos uma raiz unitária aparecendo. Lembremos que neste caso quando tínhamos $\alpha = 0$ chegávamos a $\lambda = 0,33$. Nos dois casos a política monetária foi totalmente acomodativa, e em ambos ocorreu uma raiz unitária, independentemente de o grau de rigidez de preços ser maior ou menor, bastando, apenas, que existisse alguma rigidez.

Antes da introdução da política monetária acomodativa, era impossível obtermos uma raiz unitária. Os efeitos inflacionários de uma inovação se dissipavam completamente, embora o tempo requerido para essa dissipação fosse uma função do grau de rigidez de preços, medida esta pela componente *backward-looking* do modelo. Quando introduzimos a acomodação monetária, surgiu uma nova fonte de inércia. Se a passividade monetária for total ($\alpha = 1$), desde que $\delta \neq 0$, aparecerá uma raiz unitária.

A raiz unitária não ocorre, no entanto, mesmo que a política monetária seja totalmente acomodativa, quando a fixação dos salários depender apenas dos valores futuros. Este resultado não surpreende. No mundo exclusivo das expectativas racionais, a auto-regressividade não existe. Ela somente pode ser introduzida quando alguma fonte de rigidez de preços for superposta ao modelo, e no contexto deste modelo a rigidez somente ocorre, em algum grau, quando $(1 - \delta) \neq 1$.

O caso de uma economia aberta

Esses resultados podem ser generalizados para uma economia aberta. Nela a passividade monetária ocorre tanto no regime de câmbio nominal fixo quanto naquele em que a taxa cambial real é mantida (aproximadamente) fixa, ou quando o Banco Central opera fixando metas para a taxa real de câmbio, ainda que faça flutuar a taxa de juros. A regra de corrigir a taxa cambial nominal aproximadamente na paridade de poder de compra gera algum grau de indexação da taxa nominal de câmbio e a passividade monetária. Imagina-se que neste caso o grau de inércia deva crescer, porque preserva-se uma das condições para a presença de uma raiz unitária — a passividade monetária — e cria-se mais uma fonte de rigidez de preços. Em geral, esta proposição é correta, embora ela suscite controvérsias, como apontou Dornbusch (1982).

Nos regimes de taxas cambiais nominais fixas, como o que ocorre quando se adota uma “caixa de conversão” (um *currency-board*), ou como o do padrão-ouro, a oferta monetária é passiva. Em ambos, diante de um excesso de oferta de dólares ou de ouro o Banco Central tem de comprá-lo para sustentar a taxa cambial, e vender dólares ou ouro para evitar a depreciação cambial. Um salto no nível geral de preços domésticos que eleve a demanda pelo estoque nominal de moeda produz, em um regime monetário do tipo “caixa de conversão”, uma atração para a entrada de dólares, porque eleva a taxa doméstica de juros acima da taxa internacional, gerando o excesso de oferta de divisas que tem que ser comprado pelo Banco Central.

Apesar disto, o nível geral de preços é mantido estável a longo prazo, porque a arbitragem entre os preços domésticos e internacionais impede que os preços dos bens internacionais expressos na moeda doméstica se elevem continuamente. O nível de preços somente pode crescer temporariamente, antes que a arbitragem consiga repor os preços dos bens internacionais na paridade com relação aos seus substitutos no mercado externo.¹⁷ O objetivo de estabilizar o nível geral de preços se confunde com o objetivo de estabilizar a taxa cambial, e na medida em que a taxa cambial for mantida fixa, o nível geral de preços será estável, ainda que a moeda seja passiva.

Quando a taxa cambial real é mantida (aproximadamente) fixa, a moeda também é passiva, e quando ocorrer uma elevação exógena no nível de preços, o aumento resultante do estoque nominal desejado de moeda conduzirá ao crescimento da taxa interna de juros acima da internacional. O Banco Central terá de comprar moeda estrangeira para evitar a apreciação da taxa real de câmbio. Embora as conseqüências monetárias do regime no qual o Banco Central fixe metas para a taxa cambial real sejam as mesmas daquele no qual a taxa cambial nominal é fixa, as conseqüências sobre as taxas de inflação são outras. A taxa cambial nominal fixa funciona como uma âncora que estabiliza o nível de preços, mas quando a taxa cambial real for (aproximadamente) fixa, a taxa cambial nominal não poderá funcionar como âncora.

Os efeitos sobre a persistência que decorrem do fato de o Banco Central corrigir a taxa nominal de câmbio em uma regra de paridade de poder de compra foram analisados por Dornbusch (1982), modificando o modelo proposto por Taylor. A demanda agregada de bens domésticos inclui agora um termo descrevendo a influência dos preços dos bens internacionais, na forma:

$$y_t = d(m_t - p_t) + g(e_t - p_t) - v_t \quad (21')$$

com $d > 0; g > 0$

com y crescendo com o estoque real de moeda e com o aumento da taxa de câmbio, e_t , em relação ao nível de preços dos bens domésticos, p_t .

A regra de política econômica passa a ser composta por duas equações determinando os graus de acomodação monetária, e cambial, respectivamente:

$$m_t = \alpha p_t \quad e \quad e_t = \beta p_t \quad (33')$$

com $0 \leq \alpha, \beta \leq 1$

Substituindo as duas regras de política econômica em (21'), obtemos uma expressão para a demanda agregada de bens e serviços considerando explicitamente as regras de política econômica, que tem uma expressão idêntica à da equação (23), mas na qual o coeficiente $\bar{\Omega}$ se altera para:

$$\bar{\Omega} = d(1 - \alpha) + g(1 - \beta)$$

¹⁷ Estamos ignorando a existência de bens domésticos. Como eles existem, o nível geral de preços pode persistir crescendo, embora os preços domésticos dos bens internacionais (*tradables*) permaneçam constantes. Isto ocorre, por exemplo, quando o país segue uma política fiscal expansionista. Embora as taxas de inflação sejam baixas, existe, neste caso, um "estado inflacionário" passível de ser detectado por dois sintomas: a elevação dos preços dos bens domésticos em relação aos dos bens internacionais e o crescimento dos déficits (ou a redução dos superávits) no balanço comercial. Estes dois sintomas evidenciam, também, a sobrevalorização cambial.

Agora a curva de demanda agregada somente será vertical no plano (p, y) quando simultaneamente tivermos totais acomodações monetária e cambial ($\alpha = 1$ e $\beta = 1$).

Finalmente, a equação de *mark-up* é estendida para considerar os efeitos de elevações nos custos de matérias-primas, sendo dada por:

$$p_t = 0,5\kappa(x_t + x_{t-1}) + (1 - \kappa)e_t$$

na qual os preços se elevam de acordo com uma média ponderada das elevações do custo da mão-de-obra e dos efeitos da taxa cambial sobre os preços dos bens transacionados no mercado internacional, com κ representando a participação dos salários nos custos de produção e $(1 - \kappa)$ representando a proporção das matérias-primas que são bens internacionais. Utilizando a regra cambial dada em (33') obtém-se:

$$p_t = k(x_t + x_{t-1}) \quad (26')$$

onde

$$k = \frac{\kappa / 2}{1 - \beta(1 - \kappa)}$$

Em quando a acomodação cambial for total, teremos $\beta = 1$ e $k = 0,5$.

O modelo é fechado com a mesma equação de reajuste de salários para cada grupo dada por (24), e, solucionando, chegamos à mesma expressão para a trajetória dos salários de cada grupo e dos preços, dadas por (30) e (31), respectivamente, nas quais o coeficiente λ que determina o grau de persistência continua a ser dado pela expressão (32), na qual, no entanto, teremos agora:

$$c = \frac{1 + k\bar{\Omega}\eta}{1 - k\bar{\Omega}\eta} \quad (35')$$

Quando a política monetária for totalmente acomodativa e, simultaneamente, a taxa cambial nominal estiver indexada ao nível doméstico de preços ($\alpha = 1$; $\beta = 1$), teremos $\bar{\Omega} = 0$, com a curva de demanda agregada tornando-se perpendicular ao eixo da renda real. Novamente neste caso teremos $c = 1$, e quando $\delta = (1 - \delta)$ surge uma raiz unitária. O mesmo resultado anterior foi novamente obtido e uma raiz unitária, aqui, depende de a política monetária ser totalmente acomodativa.

Dornbusch (1982) analisou as conseqüências de uma maior acomodação cambial e concluiu que o crescimento de β , dado o valor de α , pode aumentar ou reduzir o grau de persistência. Isto decorre do fato de que os ajustes cambiais afetam os preços (e o produto) por dois caminhos distintos: o da demanda e o dos custos. Aqueles resultados somente são obtidos, contudo, quando a acomodação cambial se altera sem que se modifique a acomodação monetária. Embora possamos imaginar que tal independência ocorra para valores intermediários de β , é muito difícil imaginarmos que uma das conseqüências de valores de β tendendo a 1 não seja, também, a produção de valores de α tendendo a 1. Levada ao extremo, a regra de corrigir a taxa cambial na paridade de poder de compra gera, também, a passividade monetária. Neste caso teremos simultaneamente $\alpha = \beta = 1$, e novamente uma raiz unitária aparece nos preços, preservando o mesmo resultado obtido nas seções anteriores.

4. A passividade da oferta monetária no Brasil

Embora possam ser encontrados períodos nos quais o Banco Central exerceu algum controle sobre a oferta monetária, a moeda foi sempre predominantemente passiva no Brasil. Até 1965 não existia um Banco Central, nem existiam os instrumentos para realizar operações de mercado aberto. De 1968 até 1983 a taxa real de câmbio ficou aproximadamente fixa. Quando a crise da dívida externa fechou o acesso do país ao mercado financeiro internacional, foram freqüentes os períodos nos quais o Banco Central operou (aproximadamente) fixando as taxas reais de juros, minimizando as flutuações dos preços dos títulos. Entre 1990 e 1994 voltamos novamente a fixar a taxa real de câmbio.

A passividade é uma decorrência das regras de operação seguidas pelo Banco Central, e neste sentido nossos argumentos seguem o espírito das análises de Sargent e Wallace (1976), Buitner (1984) e Granger (1988), nas quais a passividade decorre do fato de a moeda ser utilizada como um instrumento de controle, sendo o seu estoque corrigido de acordo com alguma regra com realimentação sobre alguma variável endógena do modelo. A prática de ajustar a taxa nominal de juros com a taxa de inflação esperada quando as expectativas são adaptativas é uma dessas regras, e a partir dela obtivemos as expressões (15) e (15'). Em nenhuma delas entram as taxas de expansão monetária passadas, e, portanto, as inovações em π são independentes das taxas de expansão monetárias passadas. Neste caso a oferta de moeda falha em causar os preços no sentido de Granger. Quando a autoridade monetária abandona aquela regra e opera fixando a oferta de moeda, as inovações em π dependem dos valores passados de μ , como se vê em (17). Neste caso as taxas de expansão monetária não falham em causar as taxas de inflação no sentido de Granger. Estes exemplos mostram que a causalidade no sentido de Granger é um critério empírico adequado para avaliar se a oferta monetária é ou não passiva.

Na análise que se segue avaliaremos as evidências de causalidade entre moeda e preços com duas medidas empíricas do estoque monetário, $M1$ e $M2$.

Causalidade no sentido de Granger entre as taxas de expansão monetária de inflação

Há vários estudos sobre a causalidade envolvendo a base monetária e de $M1$ (Cardoso, 1977; Contador, 1978; Marques, 1983; e Pastore, 1994). Todos eles mostram evidências de passividade monetária, embora alguns tenham defeitos metodológicos suficientes para colocar em dúvida as conclusões. Para rever aqueles resultados é conveniente estruturar a análise empírica seguindo a aproximação sugerida por Geweke (1982).

Geweke propôs que o processo bivariado explicativo de π_t e μ_t possa ser expresso pelas equações:

$$\pi_t = c + \sum_{j=1}^{\infty} b_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} a_j \mu_{t+j} + \sum_{j=0}^{\infty} d_j \mu_{t-j} + u_t \quad (36')$$

$$\mu_t = c' + \sum_{j=1}^{\infty} b'_j \mu_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} a'_j \pi_{t+j} + \sum_{j=0}^{\infty} d'_j \pi_{t-j} + v_t \quad (36'')$$

Se na equação explicativa de π_t fizermos $a_j = 0$ para $j = 1, 2, \dots, \infty$ e $d_j = 0$ para $j = 1, 2, \dots, \infty$, teremos a representação auto-regressiva de π_t , na qual a seqüência dos resíduos u_{1t} , $\{j = 1, 2, \dots, T, \dots\}$ representa as inovações em π_t , associadas às quais está a variância residual, σ_1^2 . Granger incluiu nesta equação, com a especificação mais restrita e com $d_0 = 0$, os valores passados de μ , o que equivale a fazer $a_j = 0$ para $j = 1, 2, \dots, \infty$, obtendo-se uma nova seqüência de resíduos, u_{2t} , e uma nova variância, σ_2^2 . A inclusão dos valores passados de μ produz $\sigma_2^2 \leq \sigma_1^2$, e se em uma amostra finita os testes de inclusão e exclusão de variáveis mostrarem que essa diferença é significativa, μ não falhará em causar π no sentido de Granger.

Para medir a dependência linear instantânea entre as duas variáveis, Geweke adicionou a esta última equação o valor contemporâneo de μ , o que equivale a fazer $d_j = 0$; $\{j = 1, 2, \dots, \infty\}$, chegando-se a uma terceira seqüência de valores residuais, u_{3t} , e a uma terceira variância, σ_3^2 . Finalmente, seguindo a sugestão de Sims, Geweke incluiu na regressão também os valores futuros de μ , chegando exatamente à equação (36'), a partir da qual obtém-se uma última seqüência de resíduos, u_{4t} , e a correspondente variância, σ_4^2 .

Na população dos valores possíveis das variáveis, teremos $\sigma_1^2 \geq \sigma_2^2 \geq \sigma_3^2 \geq \sigma_4^2$. A partir das quatro equações, e das respectivas variâncias, Geweke definiu os critérios para medir a dependência linear entre as variáveis, computando-se:

- a) $F_{\mu \Rightarrow \pi} = \ln(\sigma_1^2 / \sigma_2^2)$ indicando a causalidade linear de μ para π ;
- b) $F_{\mu \Leftrightarrow \pi} = \ln(\sigma_2^2 / \sigma_3^2)$ indicando a dependência linear instantânea entre μ e π ;
- c) $F_{\mu \Leftarrow \pi} = \ln(\sigma_3^2 / \sigma_4^2)$ indicando a causalidade linear de π para μ .

A estas equações adicionou-se a medida da dependência linear total, dada por $F_{\mu, \pi} = \ln(\sigma_1^2 / \sigma_4^2)$. Estas definições geram $F_{\mu, \pi} = F_{\mu \Rightarrow \pi} + F_{\mu \Leftarrow \pi} + F_{\mu \Leftrightarrow \pi}$, mostrando que a dependência linear global entre μ e π pode ser decomposta na soma:

- a) da causalidade linear (no sentido de Granger) de π para μ ;
- b) da causalidade linear (no sentido de Granger) de μ para π ;
- c) da dependência linear instantânea entre π e μ .

A dependência linear total será nula ($F_{\mu, \pi} = 0$) quando e somente quando μ e π tiverem correlações nulas em todos os avanços e retardos. Quando $F_{\mu \Rightarrow \pi} \neq 0$, μ não falha em causar π , e quando $F_{\mu \Leftarrow \pi} \neq 0$, π não falha em causar μ , mas ainda que uma destas alternativas ocorra, a sua importância pode ser pequena, se ela for dominada pela dependência linear instantânea, $F_{\mu \Leftrightarrow \pi} \neq 0$.

Seguindo o mesmo procedimento na equação (36'') chegamos a outras quatro variâncias residuais, dadas por $\tau_i^2, i = 1, 2, 3, 4$, sendo que $\tau_1^2 \geq \tau_2^2 \geq \tau_3^2 \geq \tau_4^2$. Neste caso, define-se $F_{\pi \Rightarrow \mu} = \ln(\tau_1^2 / \tau_2^2)$, indicando a causalidade linear de π para μ , $F_{\mu \Leftrightarrow \pi} = \ln(\tau_1^2 / \tau_3^2)$, indicando a dependência linear instantânea entre π e μ , $F_{\mu \Leftarrow \pi} = \ln(\tau_3^2 / \tau_4^2)$ indicando a causalidade linear de μ para π , e, finalmente, $F_{\mu, \pi} = \ln(\tau_1^2 / \tau_4^2)$ indicando a dependência linear total entre μ e π .

Tomando a moeda definida como $M1$, a soma do papel-moeda em poder do público mais os depósitos à vista, os resultados para as estimativas estão na tabela 3, cobrindo o período que se encerra no último trimestre de 1985. Cada coeficiente $F_{\mu\pi}$ foi estimado a partir da soma de quadrados residuais de duas regressões correspondentes, ajustadas por mínimos quadrados às séries das taxas de variação. Todas as regressões foram estimadas com o número de defasagens p da variável dependente, dos avanços, s , e dos retardos, q , iguais a 8. A magnitude de p foi escolhida para tornar os resíduos de cada regressão o mais próximo possível de um ruído branco observando-se a estatística Q de Ljung-Box. Abaixo de cada medida de dependência linear estão os valores da estatística F e do quociente de verossimilhança, indicando-se o grau de significância de cada uma das medidas de dependência linear.

Os resultados são os mesmos quer tomemos as taxas de inflação, quer tomemos as taxas de expansão monetária como variável dependente. No período entre 1944 e 1985 as evidências são de que as taxas de inflação não falham em causar as taxas de expansão monetária, mas que as taxas de expansão monetária falham em causar as taxas de inflação. A quase totalidade da dependência linear total é derivada do fato de que π não falha em causar μ . *Tanto a causalidade linear de μ para π quanto a dependência linear instantânea têm efeitos negligíveis sobre a dependência linear total entre as duas taxas.*

Tabela 3
Dependência linear e causalidade entre as taxas de inflação e de
expansão monetária, $M1$: 1º trim. 1944 a 4º trim. 1985
Dados trimestrais dessazonalizados

Inflação = (π) Moeda = (μ)	Variável dependente π	Variável dependente μ
Dependencia linear total	0,4110	0,3072
$F_{\mu, \pi}$	(3,499)*** [58,777]***	(2,475)*** [43,923]***
Moeda causando preços	0,0697	0,0908
$F_{\mu \Rightarrow \pi}$	(1,138) [9,974]	(1,391) [12,992]
Preços causando moeda	0,3278	0,2028
$F_{\mu \Leftarrow \pi}$	(5,673)*** [46,877]***	(3,452)*** [29,005]***
Dependência linear instantânea	0,0134	0,0135
$F_{\mu \Leftrightarrow \pi}$	(1,696) [1,927]	(1,696) 1,927]

Notas: Os números entre parênteses logo abaixo das estimativas são os valores da estatística F . Os números entre colchetes referem-se ao quociente de verossimilhança. O símbolo *** indica que a probabilidade de o valor ter sido obtido ao acaso é inferior a 1%.

Há alguns anos o Banco Central redefiniu $M2$ como a soma de $M1$ e o total de títulos da dívida pública em poder do setor privado. Os dados somente estão disponíveis de 1971 em diante, e por isso para o teste envolvendo esta medida empírica da moeda a amostra é menor, cobrindo o período de 1971 até o último trimestre de 1985. Optamos por trabalhar com $M' = M2 - M1$ para não impor sobre $M2$ o comportamento que já foi constatado em $M1$. Os resultados estão na tabela 4.

Tabela 4
Dependência linear e causalidade entre as taxas de inflação e de expansão monetária ($M' = M2 - M1$): 1º trim. 1971 a 4º trim. 1989
Dados trimestrais dessazonalizados

Inflação (π) Moeda (μ)	Variável dependente π	Variável dependente μ'
Dependência linear total $F_{\mu,\pi}$	0,4087 (1,963)* [20,026]**	0,7357 (4,227)*** [36,051]***
Moeda causando preços $F_{\mu' \Rightarrow \pi}$	0,1853 (2,036) [9,080]*	0,1795 (1,721) [8,796]*
Preços causando moeda $F_{\mu' \Leftarrow \pi}$	0,2215 (2,169)* [10,853]**	0,5543 (7,408)*** [27,662]***
Relação instantânea $F_{\mu' \leftrightarrow \pi}$	0,002 (0,074) [0,093]	0,002 (0,074) [0,093]

Notas: Os números entre parênteses logo abaixo das estimativas são os valores da estatística F . Os números entre colchetes referem-se ao quociente de verossimilhanças. O símbolo * indica que a probabilidade de o valor ter sido obtido ao acaso é inferior a 10%, ** indica uma probabilidade inferior a 5%, e *** uma probabilidade inferior a 1%.

Como a amostra é muito menor, não surpreende que os resultados sejam mais fracos. Mas, tanto quanto no caso anterior, eles indicam que os preços não falham em causar a moeda, que a dependência linear instantânea tem uma contribuição negligível, e que são fracas as evidências de causalidade de μ' para π .

Como seriam os resultados se em vez de utilizar este procedimento tivéssemos seguido aquele sugerido por Sims? Se nas duas equações em (36) fizermos $b_j = 0; \{j = 1, 2, \dots, \infty\}$ e $b'_j = 0; \{j = 1, 2, \dots, \infty\}$, chegamos a:

$$\pi_t = c + \sum_{j=1}^{\infty} c_j \mu_{t+j} + \sum_{j=0}^{\infty} d_j \mu_{t+j} + u_t \quad (37')$$

$$\mu_t = c' + \sum_{j=1}^{\infty} c'_j \pi_{t+j} + \sum_{j=0}^{\infty} d'_j \pi_{t-j} + v_t \quad (37'')$$

exprimindo a taxa de variação de uma das duas variáveis sobre os valores passados, corrente e futuros da outra.

Tomando a primeira das duas equações acima, Sims mostrou que a projeção de π_t sobre todo o processo μ_t é igual à projeção de π_t sobre os valores correntes e passados de μ quando e somente quando π falha em causar μ no sentido de Granger. Se a moeda não for passiva, portanto, em (37') os valores futuros de μ não podem contribuir significativamente para a explicação de π_t .¹⁸ Significa que a hipótese de que π não falha em causar μ equivale a colocar à prova a hipótese de que o conjunto dos valores futuros de μ contribui para reduzir a variância de π_t .

Da mesma forma, em (37''), se os valores futuros de π não contribuírem significativamente para reduzir a variância, então μ não falhará em causar π no sentido de Granger.

Sims estabeleceu a correspondência entre os seus testes e os realizados na forma convencional, sugerida por Granger. Nesta última, o teste da hipótese de que a moeda falha em causar os preços é realizada incluindo, na regressão de π sobre os seus próprios valores passados (que conduz à estimativa das "inovações" em π), os valores passados de μ , sendo possível produzir resíduos da regressão que se aproximam de um ruído branco incluindo um número p suficientemente grande de valores defasados de π , o que permite dar sentido aos testes de exclusão e inclusão de variáveis. Já na aproximação de Sims não são incluídos os valores passados de π , e em geral os resíduos da regressão apresentam uma forte autocorrelação, invalidando a aplicação daqueles testes.

Este problema pode ser contornado de duas formas. Admitamos que os resíduos tenham uma representação MA dada por $u_t = \Phi^{-1}(L)\varepsilon_t$, onde o polinômio em L é invertível. A primeira forma é a sugerida por Sims, e consiste em realizar a primeira regressão em (37) não entre os valores das próprias variáveis, mas sim nos das variáveis filtradas por $\Phi(L)$. De fato, multiplicando aquela equação por $\Phi(L)$ obtemos:

$$\{\Phi(L)\pi_t\} = \Phi(1).c + \sum_{j=1}^{\infty} c_j \{\Phi(L)\mu_{t+j}\} + \sum_{j=0}^{\infty} d_j \{\Phi(L)\mu_{t+j}\} + \varepsilon_t \quad (38)$$

e o teste pode ser realizado regredindo $\Phi(L)\pi_t$ sobre os valores passados, corrente e futuros de $\Phi(L)\mu_t$. Se a estimativa dos coeficientes de $\Phi(L)$ for correta, o resíduo de (38) será um ruído branco, dando sentido aos testes sobre inclusão e exclusão de variáveis. Analogamente, admitindo que na segunda equação os resíduos tenham uma representação média móvel dada por $\zeta_t = \Psi^{-1}(L)v_t$, podemos multiplicar cada membro por $\Psi(L)$, obtendo:

$$\{\Psi(L)\mu_t\} = \Psi(1).c' + \sum_{j=1}^{\infty} c'_j \{\Psi(L)\pi_{t+j}\} + \sum_{j=0}^{\infty} d'_j \{\Psi(L)\pi_{t-j}\} + \zeta_t \quad (39)$$

onde novamente teremos os resíduos seguindo um ruído branco.

¹⁸ A prova é dada no teorema II de Sims (1972). Ver também Sargent (1987, cap. 11).

A segunda solução consiste em transformar as equações (37) de forma a obter as estimativas de mínimos quadrados generalizados. No caso da primeira das duas equações isto consiste em explicitar os resíduos na sua forma média móvel, chegando-se a:

$$\pi_t = c + \sum_{j=1}^{\infty} c_j \mu_{t+j} + \sum_{j=0}^{\infty} d_j \mu_{t+j} + \Phi^{-1}(L) \varepsilon_t \quad (40)$$

E admitindo que $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j L^j$ obtemos:

$$\pi_t = c \cdot \Phi(1) + \sum_{j=1}^{\infty} \phi_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} c^* \mu_{t+j} + \sum_{j=0}^{\infty} d^* \mu_{t-j} + \varepsilon_t \quad (41)$$

É possível mostrar que os valores de c^* , que multiplicam os valores futuros de μ em (41), serão nulos quando e somente quando os valores de c , que multiplicam os valores futuros de μ em (37), também forem nulos (Geweke, Meese & Dent, 1979 e Sargent, 1987, cap. 11). Note-se que a expressão (41) tem uma forma idêntica à primeira das duas equações em (36), e portanto este segundo procedimento recai no anteriormente analisado. Isto mostra que os dois procedimentos utilizados neste trabalho, o de Sims e o de Geweke, têm de conduzir aos mesmos resultados.

É importante notar que o filtro $\Phi(L)$ é aquele que elimina a auto-regressividade dos resíduos, transformando-os em um ruído branco, e não aquele que elimina a auto-regressividade de π_t ou de μ_t , ou aquele que elimina a auto-regressividade em séries temporais nos EUA.¹⁹

A tabela 5 resume as características principais das estimativas, que neste caso foram realizadas apenas para a medida de moeda dada por $M1$. Nas três primeiras colunas estão as características principais do modelo tendo π como variável dependente, e nas três últimas colunas para o modelo tendo μ com variável dependente. As colunas (1) e (4) contêm as estimativas por mínimos quadrados simples. Nota-se que nesses dois casos os valores da estatística Q de Ljung-Box são extremamente elevados, indicando que os resíduos se afastam significativamente da independência serial. Nas colunas (2) e (5) realizamos a estimativa por mínimos quadrados dos coeficientes do modelo e dos parâmetros do processo auto-regressivo dos resíduos. Como os dois procedimentos, o de Geweke e o de Sims, são equivalentes, utilizamos para os filtros na aproximação de Sims uma especificação AR(8) utilizada no teste seguindo a especificação de Geweke. As características das estimativas estão reportadas nas colunas (2) e (5) da tabela, e os filtros estimados foram, respectivamente,

$$\Phi(L) = 1 - 0,507L + 0,024L^2 + 0,028L^3 - 0,274L^4 + 0,060L^5 + 0,266L^6 - 0,007L^7 - 0,049L^8 \quad (42)$$

¹⁹ Cardoso (1977) filtrou as taxas de inflação e de expansão monetária pelo filtro auto-regressivo que Nerlove estimou para branquear o processo estocástico explicativo do PIB trimestral nos EUA. Contador (1978) criticou esse procedimento, estimando, pela técnica de Box e Jenkins, dois filtros diferentes, um para branquear a série das taxas de inflação, e outro para branquear a série das taxas de expansão monetária. Sobre a crítica a esses dois procedimentos, ver Marques (1983).

Tabela 5
Estimativa das equações-base para os testes de causalidade de Granger,
utilizando o procedimento de Sims

	MQ (1)	MQ mais ARMA (2)	MQ filtrado (3)	MQ (4)	MQ mais ARMA (5)	MQ filtrado (6)
<i>s</i>	8	8	8	8	8	8
<i>q</i>	8	8	8	8	8	8
R^2	0,813	0,871	0,677	0,612	0,695	0,521
s^2	0,028	0,024	0,023	0,031	0,028	0,027
DW	1,072	2,018	2,035	1,820	1,958	1,932
$Q(10)$	53,25	2,484	2,864	49,573	3,940	4,247
$Q(20)$	58,16	7,893	7,479	87,55	11,940	12,086
<i>n</i>	143	135	135	151	135	135
Ordem do AR	0	8	6	0	8	8

$$\Psi(L) = 1 - 0,296L - 0,044L^2 + 0,256L^3 - 0,348L^4 + 0,330L^5 - 0,046L^6 - 0,084L^7 - 0,036L^8 \quad (43)$$

Os coeficientes destes filtros obtidos nas estimativas cujas características estão resumi- das nas colunas (2) e (5) foram utilizados para gerar as estimativas das colunas (3) e (6). Quer quando estimamos os coeficientes do modelo juntamente com os do processo explicativo dos resíduos, quer quando realizamos as estimativas por mínimos quadrados nas variáveis filtra- das, os valores de Q declinaram, como pode ser visto na tabela, e em ambos os casos o desvio- padrão da regressão é o mesmo, sendo significativamente inferiores ao da estimativa por mí- nimos quadrados simples. A comparação entre a primeira equação em (36) e a equação (41) mostra que as estimativas dos coeficientes dos filtros têm de ser aproximadamente iguais aos coeficientes das variáveis endógenas defasadas em (36). De fato, os coeficientes do filtro (42), estimado por este procedimento, e aqueles coeficientes das variáveis defasadas nas re- gressões que serviram de base para os testes seguindo o procedimento de Geweke são extre- mamente semelhantes.

Os resultados para os testes de causalidade estão na tabela 6. Eles foram idênticos ao tes- te seguindo a aproximação de Geweke. A moeda aqui também tem claras evidências de pas- sividade.

O objetivo da filtragem é a transformação dos resíduos em um ruído branco, e os testes Q não rejeitam esta hipótese. Para confirmar esse resultado tomamos os resíduos do modelo que tem π como variável dependente, na primeira coluna da tabela 4, calculando o seu espec- tro não-paramétrico. Ele está representado pela linha preta cheia, no gráfico 7. O filtro (42) estimado serviu de base para o cálculo do espectro paramétrico, mostrado pela linha ponti- lhada. Ambos são extremamente semelhantes, e o resultado não poderia ser outro a não ser o de que o periodograma cumulativo dos resíduos da regressão envolvendo as variáveis filtra-

das se distribuiria aproximadamente em torno de uma reta com inclinação positiva, o que é apresentado no gráfico 8.²⁰

Tabela 6
Testes de causalidade de Granger entre preços e $M1$: procedimento de Sims

Teste	F	QV
Variável dependente π		
Exclusão dos valores passados de μ (μ não falha em causar π)	1,744*	15,213*
Exclusão dos valores futuros de μ (π não falha em causar μ)	8,222***	60,213***
Variável dependente μ		
Exclusão dos valores passados de π (π não falha em causar μ)	2,642***	22,415***
Exclusão dos valores futuros de π (μ não falha em causar π)	1,391	12,266

Notas: O símbolo * indica que a probabilidade de o valor ter sido obtido ao acaso é inferior a 10%, e *** indica que a probabilidade de o valor ter sido obtido ao acaso é inferior a 1%.

Gráfico 7
Espectro dos resíduos da regressão especificada por (37')

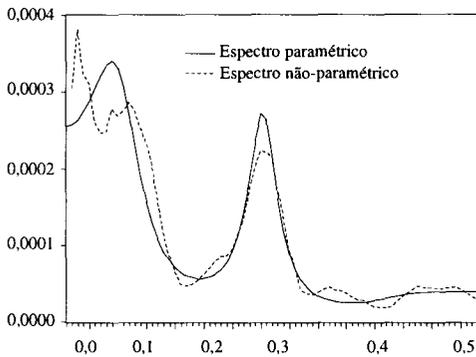
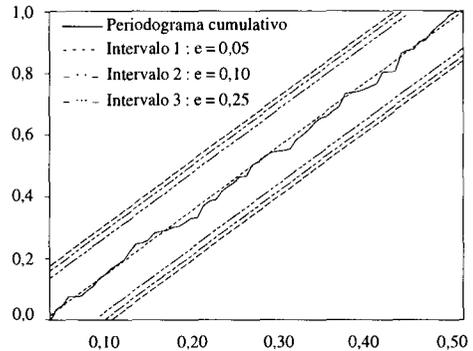


Gráfico 8
Periodograma cumulativo dos resíduos da regressão (38), utilizando o filtro (42)



²⁰ O filtro que Nerlove construiu e que "achata as densidades espectrais da maioria das séries econômicas norte-americanas" (Sims, 1972) é especificado por $(1 - 0,75L)^2 = 1 - 1,5L + 0,5625L^2$. O "ganho" da função de transferência associado a este filtro tem o mesmo "perfil espectral típico" (Granger, 1966) das séries econômicas, e por isso produz aqueles resultados. Ele se concentra fortemente nas frequências muito baixas (abaixo de 0,1) e não guarda qualquer relação mais forte com os utilizados neste trabalho (cujo perfil é apresentado no gráfico 7) para produzir os resíduos "ruído branco" das regressões utilizadas nos testes de causalidade.

No gráfico 8 apresentamos, também, os resultados para o teste de Kolmogoroff-Smirnoff para a aleatoriedade dos resíduos. São apresentados os limites que se situam acima e abaixo da reta que liga as freqüências de oscilação aos valores do periodograma cumulativo dos resíduos, e que representa a reta de perfeita ausência de qualquer concentração espectral em qualquer uma das freqüências. As distâncias daqueles limites são dadas por $\pm K_\epsilon \sqrt{q}$, onde $q = (n - 2)/2$, se n for par, e $q = (n - 1)/2$ se n for ímpar, sendo n o número de observações da série.²¹ Este teste também não permite rejeitar a hipótese de que os resíduos são serialmente independentes.

O teste de causalidade no sentido de Granger é válido para processos covariância-estacionários não-deterministas. A presença de uma raiz unitária nas taxas de inflação mostra que elas não seguem um processo estacionário. Resultados anteriores evidenciam que as taxas de expansão monetária também têm uma raiz unitária, e que as taxas de inflação e de expansão monetária co-integram (Pastore, 1994). Neste caso o processo bivariado explicativo de (π_t, μ_t) tem uma representação em um modelo de correção de erros como:

$$\Delta\pi_t = g_0 + g_1 z_{t-1} + \sum_{j=1}^p g_{2j} \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^q g_{3j} \Delta\mu_{t-j} + \text{resíduos} \quad (42')$$

$$\Delta\mu_t = g'_0 + g'_1 z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p'} g'_{2j} \Delta\mu_{t-j} + \sum_{j=1}^{q'} g'_{3j} \Delta\pi_{t-j} + \text{resíduos} \quad (42'')$$

onde z_t é o resíduo da regressão por mínimos quadrados entre os valores contemporâneos de π e μ .

O teorema da representação de Granger indica que o coeficiente de z_{t-1} deve diferir significativamente de 0 em pelo menos uma das duas regressões acima, e se esta variável for omitida, os resultados podem estar simplesmente errados.

Esta especificação introduz uma nova interpretação para os testes de causalidade (Granger, 1986; Miller, 1991). A causalidade pode atuar através dos valores passados de $\Delta\pi$ e de $\Delta\mu$, como no teste de causalidade convencional, ou por meio do termo de correção de erros. Existem, portanto, dois canais de influência, sendo um deles captado pelo termo de correção de erros. Em casos onde este segundo canal de influência é dominante, a especificação convencional do teste de causalidade pode não discriminar a existência de uma dependência linear.

Na tabela 7 estão os resultados para o vetor auto-regressivo com correção de erros estimado com $p = p' = q = q' = 4$, utilizando dois agregados monetários: $M1$ e $M' = M2 - M1$. Nos dois casos, a variável z_{t-1} comparece na equação (42'') com um coeficiente positivo e que difere de 0 com uma probabilidade menor do que 1% de ter sido obtido ao acaso. Ou seja, não existem razões para se acreditar que quando uma inovação empurra π_t para cima daquele

²¹ Os valores críticos de K_ϵ são dados por: valores de ϵ — 0,01; 0,05; 0,10 e 0,25; valores de K_ϵ — 1,63; 1,36; 1,22 e 1,02. Ver Box & Jenkins (1976, cap. 8).

que deveria ser o seu equilíbrio de longo prazo, dados os valores de μ e de μ' , as variáveis que se ajustam são μ e μ' , e não π .

Tabela 7
Estimativa do vetor auto-regressivo com correção de erros para $\Delta\pi_t$ e $\Delta\mu_t$

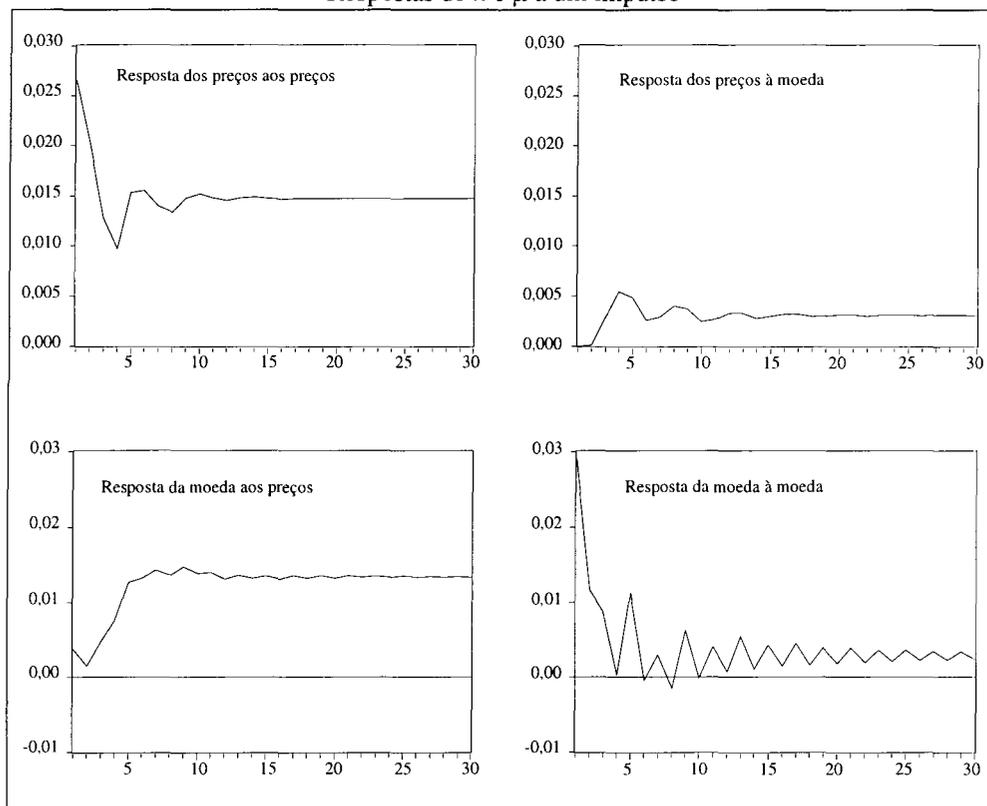
Variáveis independentes	Variável dependente $\Delta\pi$ (1-A)	Variável dependente $\Delta\mu$ (1-B)	Variável dependente $\Delta\pi$ (2-A)	Variável dependente $\Delta\mu'$ (2-B)
$\Delta\pi_{t-1}$	-0,138 (1,259)	-0,502 (4,160)	-0,091 (0,427)	-0,966 (2,753)
$\Delta\pi_{t-2}$	-0,253 (2,510)	-0,369 (3,324)	-0,435 (2,222)	-0,508 (-1,578)
$\Delta\pi_{t-3}$	-0,184 (1,990)	-0,239 (2,355)	-0,302 (1,635)	-1,000 (3,293)
$\Delta\pi_{t-4}$	0,098 (1,112)	-0,109 (1,124)	-0,058 (0,287)	0,126 (0,237)
$\Delta\mu_{t-1}$ ou $\Delta\mu'_{t-1}$	-0,104 (1,125)	-0,053 (0,520)	-0,020 (0,246)	0,237 (1,817)
$\Delta\mu_{t-2}$ ou $\Delta\mu'_{t-2}$	-0,014 (0,164)	0,090 (0,990)	-0,165 (2,086)	0,104 (0,801)
$\Delta\mu_{t-3}$ ou $\Delta\mu'_{t-3}$	0,066 (0,841)	-0,080 (0,927)	0,012 (0,155)	0,137 (1,081)
$\Delta\mu_{t-4}$ ou $\Delta\mu'_{t-4}$	0,042 (0,605)	0,317 (4,168)	-0,078 (0,963)	0,307 (2,312)
$z_t - 1$	-0,098 (1,182)	0,499 (5,492)	0,059 (0,526)	0,797 (4,346)
Constante	0,000 (0,146)	0,017 (4,894)	0,013 (2,326)	0,018 (2,044)
R^2	0,192	0,532	0,314	0,538
Desvio-padrão	0,027	0,030	0,028	0,046

Anteriormente havíamos mostrado que π_t e μ_t co-integram (Pastore, 1994), e sabemos que z_{t-1} é o “resíduo” da relação de longo prazo entre π_{t-1} e μ_{t-1} . Se a moeda é passiva, quando a taxa de inflação em $t-1$ cresce, desviando-se de seu equilíbrio de longo prazo, é a oferta de moeda que deve reagir em t , acomodando-se. Ou seja, a “surpresa” na taxa de inflação eleva o nível geral de preços, o que amplia a demanda pelo estoque nominal de moeda, mas como a autoridade monetária fixa a taxa de juros, ou a taxa de câmbio, produzindo uma oferta de moeda infinitamente elástica àquela taxa de juros ou àquela taxa de câmbio, o estoque de moeda ajusta-se automaticamente, acomodando-se à maior demanda de moeda. Por isso o coeficiente de z_{t-1} deve ser positivo e diferir significativamente de 0 na equação explicativa das variações em μ_t .

Nos gráficos 9 e 10 são apresentadas as curvas de resposta a um impulso, calculadas a partir do vetor auto-regressivo com correção de erros para os modelos com as duas definições de moeda. Na primeira coluna de cada gráfico estão as respostas das taxas de inflação e das taxas de expansão monetária a um choque de magnitude de um desvio-padrão na taxa de in-

flação, e na segunda coluna dos gráficos, à direita, estão as respostas das taxas de inflação e de expansão monetária a um choque da magnitude de um desvio-padrão na oferta de moeda ($M1$, no primeiro caso, e $M' = M2 - M1$, no segundo).

Gráfico 9
Respostas de π e μ a um impulso

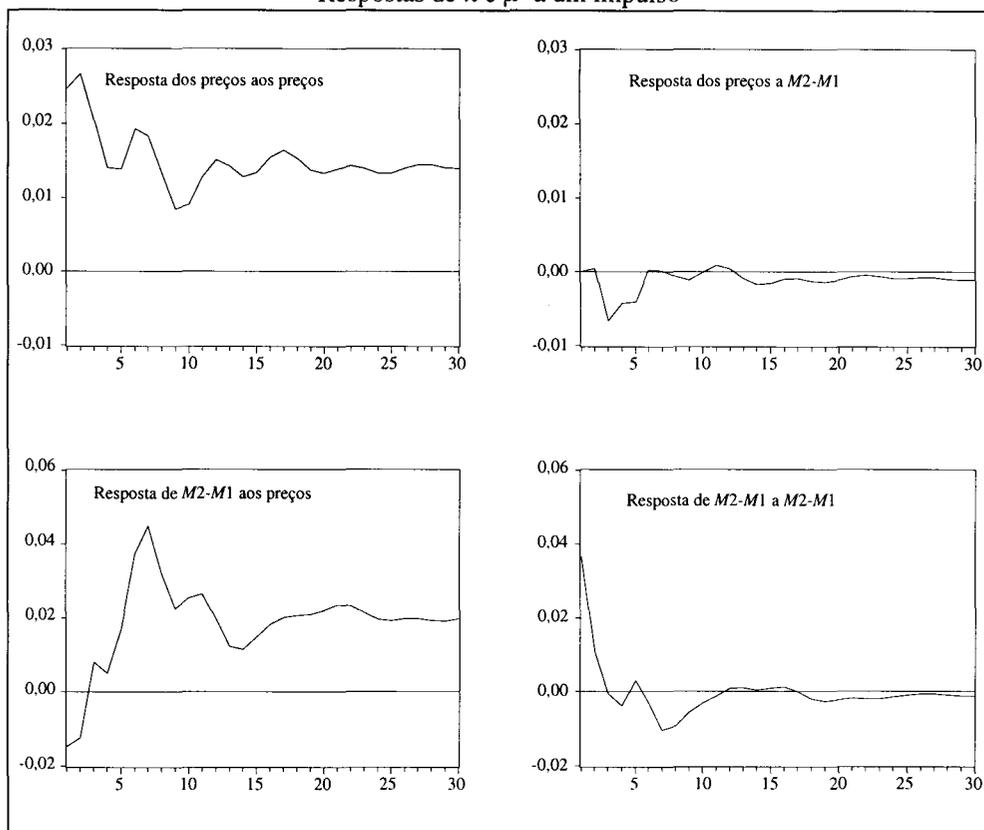


Independentemente de qual seja o agregado monetário utilizado, verifica-se que as respostas mostram características semelhantes. Considerando a resposta a um “choque” nas taxas de inflação, verifica-se que em ambos os casos as taxas de expansão monetária se elevam nos trimestres seguintes, o que também ocorre com as taxas de inflação, dado que estas duas variáveis co-integram. Já as respostas de π e μ (ou μ') a um impulso proveniente de μ (ou μ') mostram uma sensibilidade muito menor.

As curvas sugerem que a moeda é passiva, dado que os efeitos de uma inovação em π mostram uma reação gradual em μ .²² Verifica-se, por outro lado, que, quando o impulso é proveniente de π , são as taxas de inflação que se ajustam inicialmente, elevando-se e depois declinando, com apenas uma parcela do impacto inicial se dissipando.

²² As curvas de resposta de π e de μ a um impulso no caso de oito defasagens são extremamente semelhantes às estimadas com quatro defasagens.

Gráfico 10
Respostas de π e μ' a um impulso



Tanto o perfil da curva de resposta de π a um impulso quanto a medida de persistência são, neste caso bivariado, semelhantes às do caso univariado. Lembremo-nos que, naquele caso, em torno de 60 a 65% do impulso inicial persistiam definitivamente na série das taxas de inflação. Na tabela 8 são apresentadas as medidas de persistência, confirmando aqueles resultados, e verificando-se que as persistências em π são de ordens de magnitude semelhantes, qualquer que seja o agregado monetário utilizado. Em segundo lugar, os gráficos mostram que o efeito que persiste em π , a longo prazo, é aproximadamente igual ao que persiste em μ a longo prazo. Isto ocorre porque π e μ co-integram, com um vetor de co-integração aproximadamente igual a $(+1, -1)$ (Pastore, 1994). Finalmente, observando as curvas de resposta a um impulso proveniente de μ , verifica-se muito pouca sensibilidade, a longo prazo, quer em π quer em μ , um resultado que não surpreende porque μ falha em causar π no sentido de Granger.

Nesta especificação, o teste completo de causalidade requer que se excluam as variáveis defasadas e o termo de correção de erros. Mais especificamente, em (42') temos de excluir os valores passados de $\Delta\mu$ e o termo de correção de erros, e em (42'') temos de excluir este mesmo termo e os valores passados de $\Delta\pi$. Na tabela 9 está o resumo dos testes para os dois agregados monetários. Novamente são reproduzidos os mesmos resultados dos dois testes anteriores, verificando-se que a moeda falha em causar os preços, mas os preços não falham em causar a moeda no sentido de Granger.

Tabela 8
Medidas de persistência em π obtidas a partir da estimativa
do vetor auto-regressivo com correção de erros

Modelo que deu origem à estimativa	Persistência em π	Modelo que deu origem à estimativa	Persistência em π
Colunas 1-A e 1-B da tabela 7 utilizando μ	0,554 ^a	Especificação idêntica às equações (42) com oito defasagens utilizando μ	0,585 ^a
Colunas 2-A e 2-B da tabela 7 utilizando μ'	0,509 ^b	Especificação idêntica às equações (42) com oito defasagens utilizando μ'	0,533 ^b

Notas: As persistências foram calculadas a partir da função de resposta a um impulso da magnitude de um desvio-padrão da série, obtendo-se seu valor pelo quociente entre o valor para o qual a série tendeu depois de 50 períodos e a magnitude do impulso inicial. As estimativas assinaladas com ^a foram obtidas em uma amostra do 3º trim. 1947 ao 4º trim. 1985. As estimativas assinaladas com ^b foram obtidas na amostra do 2º trim. 1974 ao 4º trim. 1985.

Tabela 9
Testes de causalidade no vetor auto-regressivo com correção de erros

Teste	Agregado monetário <i>M1</i>		Agregado monetário <i>M' = M2 - M1</i>	
	<i>F</i>	<i>QV</i>	<i>F</i>	<i>QV</i>
Na regressão que tem como variável dependente $\Delta\pi_t$				
Excluindo z_{t-1} e de $\Delta\mu_{t-1}$ até $\Delta\mu_{t-4}$	0,756	3,990	1,671	9,572*
Na regressão que tem como variável dependente $\Delta\mu_t$				
Excluindo z_{t-1} e de $\Delta\pi_{t-1}$ até $\Delta\pi_{t-4}$	5,660***	27,631***	3,908***	19,931***

Nota: O símbolo * indica que a probabilidade de o valor ter sido obtido ao acaso é inferior a 10%, e *** indica uma probabilidade inferior a 1% deste valor ter sido obtido ao acaso.

5. Persistência e passividade monetária no período 1986-94

As sucessivas tentativas de controlar a inflação congelando preços, a partir de 1986, produziram quebras estruturais nas séries de π e de μ , dificultando a aplicação dos testes de causalidade. Por outro lado, no período entre 1990 e 1994 dois fenômenos ocorreram simultaneamente:

- a) um crescimento sensível do grau de indexação da economia que culminou, durante o período que precedeu a reforma monetária de julho de 1994, na indexação de preços e salários à própria taxa de inflação corrente;
- b) o abandono, por parte do Banco Central, de quaisquer tentativas de controle de agregados monetários.

Ele passou a aproximadamente fixar a taxa real de câmbio e a corrigir a taxa nominal de juros mantendo-a em uma proporção aproximadamente fixa acima da taxa de desvalorização da taxa cambial. Nem a taxa real de juros, nem a taxa real de câmbio foi total e precisamente fixa, mas sua variância ficou muito reduzida em relação à variância das taxas de inflação. A combinação de uma maior indexação com uma política monetária ainda mais passiva teria de produzir um maior grau de persistência.

Nas tabelas 10 e 11 estão as decomposições da dependência linear entre π e μ , no período entre o primeiro trimestre de 1986 e o segundo trimestre de 1994, utilizando os dois agregados monetários.

Na tabela 10, construída com base no conceito de $M1$, os resultados se assemelham aos obtidos para o período anterior. A dependência linear total entre as variáveis é significativa e é dominada pela causalidade dos preços para a moeda. Nem a dependência linear instantânea, nem a causalidade da moeda para os preços tem uma contribuição significativa para a dependência linear total entre π e μ . Note-se que ainda que neste caso o tamanho da amostra seja menor, as estatísticas F e o quociente de verossimilhanças indicam evidências muito fortes de passividade monetária.

Tabela 10
Dependência linear e causalidade entre as taxas de inflação
e de expansão monetária, $M1$: 1º trim. 1986 a 1º trim. 1994

π = inflação μ = moeda	Variável dependente π	Variável dependente μ
Dependência linear total $F_{\mu, \pi}$	1,1512 (4,563)*** [37,988]***	1,1068 (4,275)*** [36,526]***
Moeda causando preços $F_{\mu \Rightarrow \pi}$	0,1813 (1,193) [5,984]	0,2005 (1,054) [6,615]
Preços causando moeda $F_{\mu \Leftarrow \pi}$	0,8740 (6,632)*** [28,838]***	0,8105 (7,494)*** [26,745]***
Dependência linear instantânea $F_{\mu \leftrightarrow \pi}$	0,0959 (2,316) [3,166]*	0,0959 (2,316) [3,166]*

Notas: O símbolo * significa uma probabilidade inferior a 10% de o valor ser obtido ao acaso e *** indica uma probabilidade menor do que 1%. Dados trimestrais dessazonalizados.

Já na tabela 11 os resultados se alteraram. A dependência linear total entre as variáveis é significativa, mas quer tomemos as taxas de inflação, quer as taxas de variação de M' como variável dependente, chegamos sempre ao mesmo resultado: a dependência linear total é quase exclusivamente determinada pela ligação contemporânea entre as variáveis.

As evidências sobre M' nada nos dizem sobre a causalidade entre esta variável e as taxas de inflação, mas as evidências sobre $M1$ sugerem um crescimento do grau de passividade monetária.

Tabela 11
Dependência linear e causalidade entre as taxas de inflação e de expansão monetária,
 $M' = M2 - M1$: 1º trim. 1986 a 1º trim. 1994

π = inflação $M' = M2 - M1 =$ moeda	Variável dependente π	Variável dependente π'
Dependência linear total $F_{\mu, \pi}$	1,290 (5,557)*** [42,563]***	1,375 (6,238)*** [45,372]***
Moeda causando preços $F_{\mu \Rightarrow \pi}$	0,169 (1,107) [5,586]	0,259 (1,405) [8,553]*
Preços causando moeda $F_{\mu \Leftarrow \pi}$	0,183 (0,954) [6,040]	0,178 (1,171) [5,881]
Dependência linear instantânea $F_{\mu \leftrightarrow \pi}$	0,938 (35,732)*** [30,937]***	0,938 (35,732)*** [30,937]***

Notas: O símbolo * significa uma probabilidade inferior a 10% de o valor ser obtido ao acaso e *** indica uma probabilidade menor do que 1%. Dados trimestrais dessazonalizados.

Na tabela 12 apresentamos o teste de Dickey-Fuller aumentado para as taxas mensais de inflação. Há várias quebras estruturais nas séries, geradas pelos sucessivos programas de estabilização, introduzindo grande instabilidade nos coeficientes.

Tabela 12
Teste de Dickey-Fuller aumentado para as taxas mensais de inflação

	IPC-Fipe	IGP-DI	IGP-M
Valores de t de Dickey-Fuller	-2,009	-3,050	-2,781
Valores críticos de McKinnon			
1%	-4,158	-4,158	-4,158
5%	-3,505	-3,505	-3,505
10%	-3,182	-3,182	-3,182
$Q(10)$	5,553	5,713	6,893
Probabilidade	(0,851)	(0,839)	(0,735)
$Q(20)$	7,755	11,260	11,283
Probabilidade	0,993	(0,939)	(0,939)
n	48	48	48
p	0	0	0

Para fugir dos problemas acarretados por estas quebras optamos pela amostra que se estende de maio de 1990 (depois do “choque” do Plano Collor) até junho de 1994 (o mês imediatamente anterior à reforma monetária do Plano Real).²³ Realizamos os testes com três índices de taxas mensais: o dos preços ao consumidor, da Fipe, o IGP-DI da FGV e o IGP-M.²⁴ Tanto quanto anteriormente, não existem razões para rejeitarmos a hipótese de que existe pelo menos uma raiz unitária.

As taxas mensais de inflação mostram, neste período, que se aproximam de um *random-walk*, cuja medida de persistência é a unidade. Elas indicam, portanto, o crescimento da persistência.²⁵ Na tabela 13 apresentamos os 20 primeiros valores das funções de autocorrelação para $(1-L)\pi_t$ medida a partir de cada um dos três índices. Ao lado de cada coeficiente de autocorrelação está a respectiva estatística Q de Ljung-Box até aquela defasagem e a probabilidade de que aquela autocorrelação derive de uma série estritamente aleatória.

Para o índice de preços ao consumidor da Fipe, as autocorrelações são sempre muito baixas, e as estatísticas Q indicam probabilidades elevadas de serem provenientes de uma série com autocovariâncias nulas. Neste caso a indicação é que $(1-L)\pi_t$ não se afasta de um ruído branco. Os valores de $(1-L)\pi_t$ para o índice geral de preços mostram as menores evidências de autocovariâncias nulas, indicando ser aquela variável candidata a um modelo ARMA com um termo AR(1) e outro AR(5) (o coeficiente de autocorrelação na defasagem 1 é de -0,219 e na defasagem 5 de -0,256. O IGP-M, é claro, tem um comportamento semelhante ao do IGP-DI.

Foi também realizado o teste de Kolmogoroff-Smirnoff para o periodograma cumulativo dos resíduos. Os resultados estão no gráfico 11.

Embora trabalhássemos com séries mensais, elevando, com isso, o número de observações e estreitando o intervalo contendo a reta de perfeita aleatoriedade, chegamos a intervalos bastante amplos, que contêm todas as observações dos três periodogramas cumulativos. Este teste não permite rejeitar a hipótese de que as três séries de acréscimos de taxas de variação seguem um passeio aleatório, o que indica a elevação do grau de persistência.²⁶ Durante esse período ela não mais se situou entre 0,60 e 0,65, mas chegou ao valor de 1.

²³ Este trabalho já estava concluído quando tomamos conhecimento dos resultados obtidos por Perron, Cati & Garcia (1996). Os sucessivos “choques”, como os planos Cruzado, Bresser, Verão e Collor I, são *inliers* que introduzem artificialmente uma reversão das taxas de inflação às médias, produzindo um viés no teste de Dickey-Fuller na direção da rejeição da hipótese de uma raiz unitária. Eles reespecificam o teste para eliminar o efeito dos *inliers*, e aceitam a existência de uma raiz unitária. Neste trabalho procedemos por outro caminho. De algum ponto de 1990 em diante inicia-se uma alteração significativa no regime de política econômica, que mantém a passividade monetária e eleva o grau de indexação da economia. A alteração no regime foi a informação que nos conduziu a realizar o teste iniciando a amostra em junho de 1990, evitando o viés introduzido pelas várias quebras estruturais provocadas pelos sucessivos planos de estabilização.

²⁴ Os índices mensais também foram dessazonalizados utilizando o mesmo critério empregado para os índices trimestrais.

²⁵ Os testes realizados por Perron, Cati & Garcia (1996) indicam que o comportamento das taxas de inflação é explosivo, no sentido de que a medida de persistência é superior à unidade. Este resultado não nos surpreende diante da análise realizada na seção “Indexação salarial, passividade monetária e indeterminação da inflação”. No período anterior à reforma monetária de julho de 1994, o grau de indexação elevou-se em dois sentidos: primeiro, pela sua abrangência, praticamente incluindo todos os contratos, e segundo, pelo fato de tornar-se instantâneo, com a criação da URV.

²⁶ O periodograma cumulativo para o IGP apresenta uma maior curvatura, embora se situe no intervalo. Este comportamento nos conduziu a estimar, por mínimos quadrados, o modelo AR com apenas dois termos, um termo AR(1) e outro AR(5), que é o melhor que pode ser ajustado, obtendo:

$$(1-L)\pi_t = 0,009 - 0,218(1-L)\pi_{t-1} - 0,305(1-L)\pi_{t-5} + \varepsilon_t$$

(1,463) (1,900)

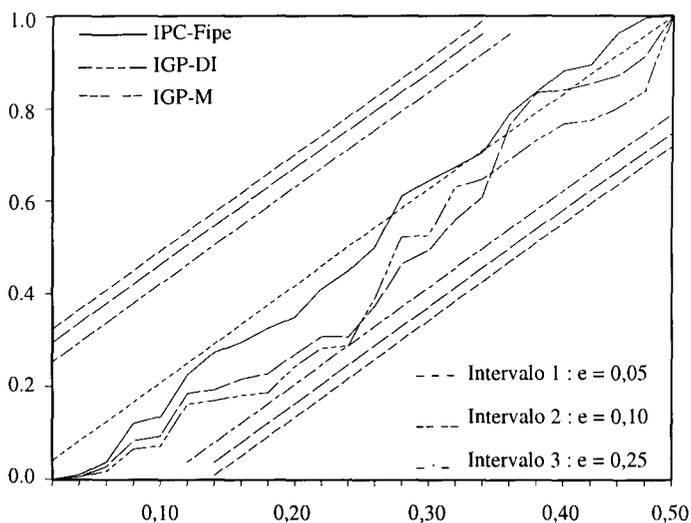
$$R^2 = 0,137 ; DW = 2,101 ; s = 0,025 ; F = 3,166 ; Q(10) = 2,720 ; Q(20) = 6,796$$

constatando-se que o teste F somente rejeita a hipótese nula em um nível de significância um pouco superior a 5%. Neste caso o modelo puro de *random-walk* não se ajusta tão bem quanto no caso do IPC da Fipe.

Tabela 13
Autocorrelações e estatística Q de Ljung-Box para as taxas mensais de inflação com base nos preços ao consumidor (Fipe), e índice geral de preços (IGP-DI e IGP-M)

Defasagem	Autocorrelação	Q	Proba-	Autocorrelação	Q	Proba-	Autocorrelação	Q	Proba-
	Fipe	Fipe	bilidade Fipe	IGP	IGP	bilidade IGP	IGP-M	IGP-M	bilidade IGP-M
1	0,008	0,003	0,954	-0,219	2,454	0,117	-0,167	1,426	0,232
2	-0,132	0,907	0,635	-0,066	2,681	0,262	-0,129	2,288	0,318
3	-0,058	1,084	0,781	-0,027	2,721	0,437	0,157	3,604	0,308
4	-0,040	1,172	0,883	0,104	3,309	0,508	-0,097	4,112	0,391
5	-0,039	1,257	0,939	-0,256	6,971	0,223	-0,204	6,428	0,267
6	-0,167	2,855	0,827	0,042	7,072	0,314	0,086	6,853	0,335
7	-0,077	3,202	0,866	-0,091	7,316	0,397	-0,104	7,489	0,380
8	-0,023	3,233	0,919	-0,023	7,347	0,500	-0,023	7,523	0,481
9	0,115	4,041	0,909	0,014	7,360	0,600	-0,034	7,595	0,575
10	-0,093	4,583	0,917	0,013	7,370	0,690	-0,003	7,596	0,668
11	0,076	4,960	0,933	0,093	7,932	0,719	0,111	8,397	0,677
12	0,055	5,158	0,953	0,072	8,276	0,763	0,085	8,878	0,713
13	0,003	5,158	0,972	-0,033	8,352	0,820	-0,084	9,368	0,745
14	-0,058	5,395	0,980	-0,215	11,62	0,637	-0,091	9,946	0,766
15	-0,002	5,395	0,988	0,110	12,50	0,641	0,075	10,353	0,797
16	0,022	5,432	0,993	-0,007	12,50	0,709	-0,091	10,972	0,811
17	-0,013	5,445	0,996	0,002	12,50	0,769	0,013	10,985	0,857
18	0,110	6,420	0,994	0,058	12,77	0,805	0,073	11,411	0,876
19	-0,040	6,553	0,996	0,109	13,75	0,798	0,102	12,275	0,874
20	0,046	6,734	0,997	-0,083	14,34	0,813	-0,068	12,667	0,891

Gráfico 11
Periodogramas cumulativos e teste de Kolmogoroff-Smirnoff



6. Conclusões

A inércia, definida como autoregressividade positiva, é uma propriedade de todos os processos inflacionários. Ela é encontrada mesmo em inflações muito baixas, da ordem de um dígito ao ano, sendo produzida por qualquer mecanismo que gere algum grau de rigidez de preços. Neste caso “choques” ou “inovações” têm efeitos que podem persistir por um período extenso, mas suas conseqüências inflacionárias se dissipam integralmente. Um conceito de inércia um pouco mais restrito ocorre quando existe uma componente de “passaio aleatório” nas séries, ou quando estas apresentam uma raiz unitária. Neste segundo caso, os “choques” ou “inovações” se incorporam permanentemente às taxas de inflação, alterando seu nível. As inflações de países como EUA, Inglaterra, Japão e Itália mostram um elevado grau de persistência, mas nestes quatro casos os efeitos inflacionários de uma “inovação” se dissipam integralmente. No caso brasileiro as evidências são de presença de uma raiz unitária, e as “inovações” se incorporam permanentemente à inflação.

A condição necessária para a presença de qualquer um desses dois tipos de inércia é a existência de alguma fonte de rigidez de preços. Basta que ocorra a rigidez de preços para que exista a auto-regressividade. Mas uma raiz unitária somente pode ocorrer quando a política monetária for acomodativa. Embora não possa existir uma raiz unitária sem que ocorra a passividade monetária, esta condição não é suficiente para produzi-la. Se os agentes econômicos tomarem suas decisões considerando apenas as expectativas futuras dos valores das variáveis, tendo seu comportamento modelado de acordo com a hipótese de expectativas racionais, não se pode chegar a uma raiz unitária nem de qualquer tipo de persistência.

A característica dominante do comportamento da oferta monetária no Brasil, ao longo de todo o período que se estende da metade dos anos 40 até 1994, é sua passividade. As evidências sobre sua presença ocorrem simultaneamente com as evidências sobre presença de raízes unitárias nas taxas de inflação. Inflações com estas características tendem a caminhar ao sabor dos “choques” ou das “inovações”, e se existir uma predominância de inovações positivas, no sentido de que elas elevam as taxas inflacionárias, as taxas de inflação crescerão continuamente.

Nos anos finais do período analisado ocorreram indicações de um crescimento do grau de indexação da economia e de práticas de política monetária que conduziram a um maior grau de passividade da oferta de moeda. Nesse período constatam-se, também, evidências de um crescimento do grau de persistência nas taxas de inflação.

Referências bibliográficas

Barbosa, F. Hollanda & Pereira, P. L. Valls. O insucesso do Plano Cruzado: a evidência empírica da inflação 100% inercial para o Brasil. In: Barbosa, F. Hollanda & Simonsen, M. H. (eds.). *Plano Cruzado: inércia ou inépcia*. Globo, 1989.

Blanchard, O. J. Individual and aggregate price adjustments. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1987.

——— & Fischer, S. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, Mass., MIT Press, 1989.

Box, G. E. P & Jenkins, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco, Holden Day, 1976.

Brockwell, P. J. & Davis, R. A. *Time series: theory and methods*. New York, Springer, 1987.

- Bruno, M. *Crisis, stabilization and economic reform: therapy by consensus*. Oxford, Clarendon Press, 1993.
- Buiter, W. H. Granger-causality and policy effectiveness. *Economica*, 51, 1984.
- Campbell, J. Y. & Mankiew, N. G. Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, 102, Nov. 1987.
- Cardoso, E. Moeda, renda e inflação: algumas evidências da economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, ago. 1977.
- Contador, C. R. A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, ago. 1978.
- Dornbusch, R. PPP exchange rate rules and macroeconomic stability. *Journal of Political Economy*, 90, Feb. 1982.
- Fischer, S. Long term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, 85, Feb. 1977a.
- . Wage indexation and macroeconomic stability. In: *Carnegie-Rochester Conference series on public policy*, 1977b, v. 5.
- Friedman, M. Monetarism in rhetoric and in Practice. In: Ando, A. et alii (eds.). International Conference Held by the Institute for Monetary and Economic Studies of the Bank of Japan. *Proceedings*. Cambridge, Mass., MIT Press, 1985. (Monetary policy in our time.)
- Geweke, J. Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series. *Journal of the American Statistical Association*, 77, June 1982.
- ; Meese, R. & Dent, W. Comparing alternative tests of causality in temporal systems: analitic results and experimental evidence, 1979.
- Ghysels, E. & Perron, P. The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root. *Journal of Econometrics*, 55, 1993.
- Granger, C. W. The typical spectral shape of an economic variable. *Econometrica*, 34(1), 1966.
- . Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 1986.
- . Causality, cointegration and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988.
- Gray, J. A. Wage indexation: a macroeconomic approach. *Journal of Monetary Economics*, 2, Apr. 1976.
- Hamilton, J. D. Time series analysis. Princeton, Princeton University Press, 1994.
- Marques, M. S. Bastos. Moeda e inflação: a questão da causalidade. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, 37(1), jan./mar. 1983.
- McCallum, B. T. Price-level stickiness and the feasibility of monetary stabilization policy with rational expectations. *Journal of Political Economy*, 85, 1977.
- . Unit roots in macroeconomic time series: some critical issues. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Review*, 79, Spring 1993.

Miller, S. M. Monetary dynamics: an application of cointegrated and error-correction modeling. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, May 1991.

Novaes, A. D. Um teste da hipótese de inflação inercial no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21, ago. 1991.

Pastore, A. C. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriação e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista de Econometria* (14), 1994.

Patinkin, D. Israel's stabilization program of 1985, or some simple truths of monetary theory. *Journal of Economic Perspectives*, 7 (2), Spring 1993.

Pereira, P. L. Valls. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. *Revista de Econometria*, 8, 1988.

Perron, P.; Cati, R. C. & Garcia, M. G. P. *Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazil*. Département de Sciences Économiques and CRDE, Université de Montreal, 1996. (mimeog.)

Sargent, T. J. *Macroeconomic theory*. 2 ed. Academic Press, 1987.

Sargent, T. & Wallace, N. Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, 83, 1975.

——— & ———. Rational expectations and the theory of economic policy. *Journal of Monetary Economics*, 2, 1976.

Simonsen, M. H. Contratos salariais justapostos e política anti-inflacionária". *Revista de Econometria*, nov. 1985.

———. Inércia inflacionária e inflação inercial. In: Barbosa, F. Hollanda & Simonsen, M. H. (eds.). *Plano Cruzado: inércia ou inépcia*, Globo, 1989.

Sims, C. Money, income and causality. *American Economic Review*, 62, 1972.

Taylor, J. Staggered price setting in a macro model. *American Economic Review*, 69, May 1979.

———. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1980.