

ISSN 1519-4612

Universidade Federal Fluminense

**TEXTOS PARA DISCUSSÃO**

**UFF/ECONOMIA**

Universidade Federal Fluminense

Faculdade de Economia

Rua Tiradentes, 17 – Ingá – Niterói (RJ)

Tel.: (0xx21) 2629-9699 Fax: (0xx21) 2629-9700

<http://www.uff.br/econ>

[esc@vm.uff.br](mailto:esc@vm.uff.br)

**Demanda por Moeda No Brasil:  
Evidências Econométricas para o  
Período 1964 a 1990**

**Luiz Fernando Cerqueira**

TD 284  
Fevereiro/2012



© Professor da Faculdade de Economia/UFF. E-mail: lcer@uol.com.br.

**RESUMO**

Neste ensaio examinamos o comportamento da demanda por moeda, senhoriagem e da taxa de inflação entre 1964.2 e 1990.1. A pesquisa foi dividida em duas partes. Primeiro, estimamos uma demanda por moeda para o período 1964.2 a 1986.1, seguindo as recomendações da literatura internacional que segue a linha de Sims, Stock e Watson, Park e Phillips, e outros. Constatamos que a demanda se contraiu no período dificultando a coleta de senhoriagem por parte da autoridade de monetária, que supostamente reduziu o multiplicador bancário, o que preservou a sua capacidade de coletar senhoriagem e não permitiu que a economia estivesse perto de uma instabilidade hiperinflacionária. Nesse sentido, o Plano Cruzado foi um erro de política econômica. O estudo incluindo o período 1986.2/1989.4 na amostra revelou que a especificação da demanda por moeda com *dummies* de deslocamento era adequada para capturar os seus movimentos. A sensibilidade da demanda em relação à inflação esperada caiu dramaticamente, reduzindo o padrão de instabilidade hiperinflacionária nos anos pós-Cruzado, apesar de a taxa de inflação e de expansão serem sempre crescentes. Mostramos que a expansão monetária era cointegrada com a taxa de inflação entre 1986.2 e 1990.1, do que se deduz que uma bolha racional inflacionária não ocorreu. Ademais, a moeda era endógena com respeito à taxa de inflação, o que levou a concluir que as expectativas inflacionárias seguiam uma regra racional. Em junho de 1989, a taxa de inflação supera a taxa que maximizava o imposto inflacionário; assim, concluímos que a taxa de inflação se deslocava ao longo do lado errado da curva de Laffer em direção à taxa de equilíbrio estável. Logo não tivemos uma hiperinflação em 1989. Porém a taxa de inflação dispara nos três primeiros meses de 1990, junto com uma forte queda na demanda por moeda, na demanda por títulos públicos e na coleta de senhoriagem. A fuga do M2 (M1 mais títulos públicos) não guardou relação com a alta de preços e é mais plausível que uma remarcação preventiva de preços tenha ocorrido ante os receios de um novo congelamento porque, provavelmente nessa época, os agentes incorporavam na formação das suas expectativas a ocorrência de novos choques heterodoxos. No entanto, o enorme sistema de indexação impediu a ocorrência de alguma espécie de pânico diante da aceleração

da inflação. Desse modo, ficamos distantes dos casos clássicos de hiperinflação e passamos apenas por um processo megainflacionário.

**PALAVRAS CHAVE:** modelos de séries temporais, diagnóstico de modelos e testes de hipóteses, previsão e aplicações, inflação e demanda por moeda, modelo de Cagan e hiperinflação.

**JEL:** C22, C52, C52, E31, E41.

## 1. Introdução

O presente artigo tem vários objetivos. O primeiro é estimar o nível máximo de coleta de senhoriagem suportável pela economia e a taxa alta de inflação, dentro da estrutura teórica do modelo de Cagan (1956), verificando se a economia brasileira esteve próxima desses valores e se havia, então, uma ameaça de explosão de um processo hiperinflacionário nas proximidades do ano de 1985. E, nesse caso, fazer uma avaliação sobre a pertinência da implantação, no final de fevereiro de 1986, do Plano Cruzado, que acabou por desencadear uma série de planos semelhantes cujo resultado foi acelerar a inflação. A justificativa para cada plano era interromper uma teórica rota hiperinflacionária; ver Cerqueira (2006c).

Nossa hipótese é que um processo de inovações financeiras<sup>1</sup> iniciado por volta do ano de 1976 conduziu a uma contração sistemática da demanda por moeda, que reduziu a capacidade da autoridade monetária em coletar senhoriagem e, com isso, contraiu o nível de déficit público financiável com senhoriagem, aumentando portanto o peso da dívida pública no financiamento do déficit. No entanto, o efeito da contração por encaixes reais foi contrarrestado por uma política monetária ativista, que conseguiu defender o volume arrecadado do imposto inflacionário pela autoridade econômica. Dessa forma, apesar da tendência crescente das taxas de expansão monetária e de inflação, o nível da taxa de inflação de equilíbrio instável a partir do qual uma hiperinflação seria desencadeada se manteve relativamente constante entre 1976 e 1986.02.

O segundo objetivo é testar se no período 1986.03 a 1990.03 ocorreu uma bolha racional inflacionária.

O terceiro é verificar se a contração na demanda por moeda motivada pelas inovações financeiras e a elevação da parcela do déficit público que o governo se propunha a financiar com senhoriagem conduziram à desestabilização do processo inflacionário brasileiro, nos anos de 1988 e 1989, e assim implicitamente testar se o modelo de Cagan consegue explicar a explosão inflacionária ocorrida nesses anos.

Nossa proposição é que a persistência de um processo inflacionário prolongado como o do Brasil acarreta uma gradual e racional adaptação dos agentes econômicos ao processo inflacionário. Assim, ou os agentes passam a formar suas expectativas racionalmente e no limite antevêm a inflação perfeitamente, ou tornam a memória inflacionária dependente das próprias expectativas inflacionárias – a qual tende então a desaparecer. Em qualquer dos casos, há uma mudança na regra de formação das expectativas; ver Cerqueira (2006b)

Por outro lado, a continuidade do processo de inovações financeiras<sup>2</sup> num ambiente de mudanças e elevadas taxas de inflação desmonetiza a economia a tal ponto que pode levar a demanda por moeda a se tornar inelástica às taxas de inflação.

Se acrescentarmos, ainda, que a economia sofreu sucessivos planos de estabilização – com alteração nas regras contratuais, congelamentos de preços etc., sem a contrapartida de ajustes fiscais e regras monetárias rígidas – que não fizeram mais do que exacerbar a volatilidade das expectativas, observamos mais uma razão para a alteração no comportamento

<sup>1</sup> No regime monetário brasileiro, os compromissos de recompra do Banco Central conferem aos títulos públicos uma liquidez próxima à da moeda, criando assim um ambiente propício ao contínuo surgimento de inovações financeiras. Essas, ao produzirem novos ativos lastreados em títulos públicos, com maior liquidez e menor risco de perda de capital, têm um efeito contracionista sobre a demanda por moeda, o que por sua vez tende a reduzir a capacidade da autoridade monetária de coletar senhoriagem.

<sup>2</sup> Descrever o processo de inovações financeiras ocorrido ao longo do período de 1976 a 1989 é tarefa que foge aos objetivos deste artigo; para uma descrição detalhada, ver Barbosa (1992) e Andima (1997). Nosso alvo é capturar econometricamente os seus efeitos sobre os deslocamentos da demanda de moeda e as implicações decorrentes sobre os níveis de déficit público financiáveis com senhoriagem e as taxas de inflação que conduziriam a um processo hiperinflacionário.

dos agentes, que se tornam sensíveis à quebra das regras e aos choques heterodoxos. Sendo assim, a instabilidade da inflação aumenta, os mecanismos de indexação se generalizam e qualquer pressão súbita de preços se transmite rapidamente para o conjunto da economia.

Postulamos, dessa forma, a ocorrência de algum tipo de mudança nas regras de formação de expectativas, bem como outras alterações no comportamento dos agentes representadas pela instabilidade nos parâmetros da equação da demanda por moeda, no período pós-1986. Desta forma, não teríamos mais como aplicar ao caso brasileiro o modelo de Cagan na sua versão original com expectativas adaptativas. As expectativas deverão, pois, obedecer a uma regra mista, por exemplo, assumindo que eram adaptativas até 1986.02 (ver Cerqueira, 2006e) e aproximadamente racionais a partir de então; ver Cerqueira (2006c e 2006e).

De fato, as evidências apresentadas não permitem concluir que a autoridade monetária coletava uma senhoriagem desestabilizante, no sentido de que somente era possível obtê-la com uma taxa de expansão monetária crescente e superior à taxa de inflação, de tal maneira a expandir a base monetária real.

Nossos resultados apontam para a possibilidade de alteração na formação das expectativas e da instabilidade de parâmetros. Nesse contexto, não se consegue explicar uma explosão hiperinflacionária, como a que sugere o modelo com expectativas adaptativas, mas se justifica uma taxa de inflação e expansão monetária em crescente ascensão, com a economia se movendo em direção ao lado errado da curva de Laffer do imposto inflacionário e convergindo para a taxa elevada de equilíbrio estacionário. Assim, a opção da política econômica de elevar, em 1989, a parcela do déficit público financiado com expansão monetária não teria provocado uma hiperinflação nesse ano, e sim apenas acelerado a taxa de inflação quando tomada em conjunto com o efeito da alteração de comportamento dos agentes, expresso na variação dos parâmetros. Fica evidenciado de que esta opção teria sido um erro de política econômica, dado não haver riscos de moratória percebidos pelos agentes econômicos.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2 apresentamos os resultados da estimação de uma demanda por moeda para o período 1964.2 a 1985.4 e analisamos os efeitos de suas contrações sobre a coleta de senhoriagem e sobre o padrão de instabilidade inflacionária decorrente. Na seção 3 reestimamos a demanda por moeda, estendendo a amostra até 1989.4 e, junto com a análise de cointegração entre a taxa de inflação e a expansão monetária entre 1986 e 1989, especulamos sobre o que teria acontecido no final de 1989 e início de 1990. As observações finais encontram-se na seção 4. No apêndice A são apresentados os dados, no B os testes de cointegração entre a expansão monetária e a taxa de inflação para o período 1986.03 a 1990.03 e no C são reportadas as estimativas da equação de demanda de títulos públicos a que se aludiu na seção 4.

## 2. Demanda por Moeda, Senhoriagem e Níveis de Inflação de *Steady State*

Para atingir o primeiro objetivo é necessário inicialmente estimar uma demanda por moeda<sup>3</sup>. Existe uma longa tradição de estudos de demanda por moeda. Em Teixeira (1991) e

<sup>3</sup> O modelo subjacente ao artigo é o de Cagan em tempo contínuo, dado pelas seguintes equações: (1)

$$\frac{M}{PY} = c \exp(-a\pi^e), \quad c > 0 \text{ e } a > 0 \text{ (equação de demanda por moeda); (2) } \dot{\pi}^e = b(\pi - \pi^e), \quad b > 0 \text{ (equação de expectativas adaptativas), onde } M \text{ é a demanda nominal de moeda, } P \text{ é o índice de preços, } Y \text{ o produto, } c \text{ uma constante através da qual choques e inovações financeiras são representados, } \pi^e \text{ a inflação esperada, } a \text{ é a semielasticidade da demanda por moeda com respeito às expectativas e } b \text{ é o inverso da memória inflacionária (quanto maior } b, \text{ menor o efeito da inflação passada sobre as expectativas inflacionárias). Por simplicidade, suponha que o produto real seja constante, assim como a taxa real de juros. Para um certo nível exógeno de}$$

Barbosa (1992) estão resenhados praticamente todos os estudos feitos até o momento. Cerqueira (1993) obtém resultados para demanda por moeda a partir de estimações com processos ARMAX para os períodos 1966 a 1985 e 1966 a 1989. Isto porque não foram encontradas relações de cointegração entre as variáveis intervenientes na demanda por moeda – encaixes reais, produto, taxa de juros e expectativas inflacionárias adaptativas. Os estudos de Rossi (1993) e (1994), que apresentam estimativas usando procedimentos de cointegração, não contém os relatórios sobre a avaliação das estimativas analisadas; portanto, não serão considerados. O mesmo se aplica a Tourinho (1995), que faz um exercício com uma transformação Box-Cox da moeda real, porém não apresenta diagnósticos de resíduos para os modelos estimados. Isso também ocorre com Albuquerque e Gouvêa (2002), que procedem a uma análise de cointegração, porém não reportam os diagnósticos dos resíduos, sem os quais não é possível avaliar os resultados estimados.

O estudo de Nakane (1994) estima uma demanda por moeda para o período 1974.1 a 1988.3 usando dados trimestrais e como variáveis a moeda real, a taxa de inflação contemporânea, o PIB, a taxa de juros, prêmio do dólar no mercado paralelo e de um choque monetário – obtido a partir dos resíduos de um processo AR(10) estimado para a base monetária. A sua metodologia emprega o procedimento de Johansen com quatro lags; a partir daí, ele estima um mecanismo de correção de erros usado para descrever o comportamento da demanda por moeda, a qual apresenta, segundo o autor, boas propriedades de estabilidade, embora a interpretação de alguns de seus coeficientes seja insatisfatória – *i.e.*, apresenta sinais errados ou não intuitivos. Ademais, nenhum teste multivariado de diagnóstico dos resíduos é apresentado, o que impossibilita a avaliação dos seus resultados.

De fato, realizamos diversos experimentos de cointegração, usando o procedimento de Johansen, entre o log da moeda real, o log do PIB e a as expectativas inflacionárias<sup>4</sup>, para o período 1964.2 a 1985.4<sup>5</sup>. Não incluímos a taxa de juros porque ela aparece com sinal positivo no termo de correção de erros (ECM). Pesquisamos sistemas VAR com 1 a 12 lags. Acima de 9 lags, o sistema é explosivo, mesmo com a presença de um termo de tendência no ECM. Para os sistemas com menor número de lags, a presença de correlação serial é muito forte, capturada quer pelo teste de Ljung-Box, quer pelo teste LM em suas versões multivariadas. Assim, abandonamos essa rota e extraímos em espaço de estado o componente sazonal das séries. Recomeçamos com as séries dessazonalizadas; com um VECM com 2 lags temos pouca

crescimento monetário  $\mu$ , o fluxo de senhoriagem é dado por (3)

$$\frac{\dot{M}}{M} = \mu - \pi$$

Procedendo a algebrismos, obtemos a equação de dinâmica da taxa de inflação esperada (4)

$$\dot{\pi}^e = \frac{b}{1-ab} (\mu - \pi^e)$$

Em *steady state*,  $\dot{\pi}^e = 0$  e  $\mu = \pi^e = \pi$  e o imposto inflacionário é igual à senhoriagem. A senhoriagem é maximizada –  $S^* = c/ae$  – quando  $\pi^e = 1/a$ . Com um déficit operacional financiado com senhoriagem constante ao nível  $S = \bar{S}$ , a autoridade monetária reagirá de acordo com a seguinte equação (5)

$$\mu = \frac{\bar{S}}{a \exp(\pi^e)}$$

A expansão monetária é crescente com relação à inflação esperada e, portanto, passiva. Assim, a redução no termo constante  $c$ , causada por inovações financeiras, desloca a curva de reação para a direita – para baixo no plano  $(\pi^e, \mu)$  –, resultando em aumentos na taxa de expansão monetária e na inflação esperada.

<sup>4</sup> A moeda real é o agregado M1 dividido pelo IGP-DI, coletados em Cerqueira (1993) e atualizados em Cerqueira (2006b). O PIB utilizado é o PIB consistente estimado em Cerqueira (2006f). As expectativas inflacionárias seguem a regra adaptativa e foram estimadas em Cerqueira (2006e). Como o PIB está disponível apenas com frequência trimestral, optamos por não interpolá-lo e trabalhar com as estimações com essa frequência. As séries de M1 e índice de preços foram convertidas de mês para trimestre pela média, enquanto a série de expectativas é acumulada geometricamente para cada trimestre.

<sup>5</sup> Não reportaremos os testes de raiz unitária, mas todas as séries são I(1); ver Cerqueira (1993).

correlação serial, mas o termo de correção de erros não consegue passar pelos testes de raiz unitária que em bloco aceitam  $H_0$ .

Mudamos então o período de teste para 1966.1 a 1985.4, que não é originalmente do nosso interesse. Com um VECM<sup>6</sup> estimado com 1 lag, temos uma fraca presença de correlação serial<sup>7</sup>, porém com um número maior de lags a correlação serial é muito mais forte; o termo de correção de erros é  $I(0)$ , a hipótese de normalidade dos resíduos é aceita por dois testes e rejeitada por um – Urzua. O teste multivariado de White rejeita a hipótese de homocedasticidade. A imposição de qualquer restrição sobre o vetor de cointegração ou sobre o vetor de ajustamentos implica rejeição da hipótese de ausência de correlação serial. Por fim, a semielasticidade de longo prazo estimada da demanda de moeda em relação às expectativas inflacionárias é igual a -4.5695, o que é totalmente contraintuitivo e nos leva a abandonar esta rota metodológica. Assim, tomaremos as séries como não cointegradas ou, caso sejam, não imporemos essa restrição sobre o nosso sistema; ver Lütkepohl (1993).

Uma rota empírica alternativa seria estimar um VAR ou uma equação em primeiras<sup>8</sup>. Ocorre que não estamos interessados em estudar a dinâmica entre as variáveis ou em estimar uma equação de difícil interpretação das suas diferenças defasadas. Nosso objetivo é obter uma demanda por moeda e ver como ela se comporta, para então relacionar o seu comportamento com o da taxa de inflação. Como a equação de interesse é a que relaciona a moeda com as demais variáveis, podemos utilizar no lugar de um sistema de equações em diferenças uma reparametrização dessa equação, ou seja, um processo do tipo *autoregressive distributed lag* (AD).

Dessa maneira, seguiremos os passos de Cerqueira (1993), Minella (2003) e Pastore (1997b) e estimaremos uma equação com as séries em níveis<sup>9</sup>. As estimativas são consistentes e capturam uma possível relação de cointegração existente. As distribuições dos regressores integrados têm distribuição limite não normal, porém reparametrizações apropriadas podem ser feitas para a realização de inferências<sup>10</sup>. Ademais, as distribuições assintóticas dos coeficientes dos regressores  $I(1)$  e  $I(0)$  são independentes, e as distribuições desses últimos são padrão; logo inferências sobre os regressores  $I(0)$  podem ser feitas com as distribuições usuais<sup>11</sup>; ver

<sup>6</sup> A hipótese de não existir ao menos um vetor de cointegração é rejeitada marginalmente pelo teste do traço, com *p-value* 0.0472, e pelo teste  $\lambda$ -max, com *p-value* 0.0105.

<sup>7</sup> Entretanto, o VAR irrestrito, que é o ponto de partida da análise de cointegração, não passa por nenhum dos testes de correlação serial, em especial pelo Ljung-Box, que para todos os lags entre 2 e 20 a hipótese da ausência de correlação serial é rejeitada com *p-values* próximos de zero (0.0000).

<sup>8</sup> Como relatamos, as evidências não são suficientes para se concluir sobre a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis intervenientes na demanda por moeda. Assim, a relação entre moeda real, produto real e taxa de inflação esperada, por um lado, e entre coeficiente de monetização e inflação esperada, por outro, não é do tipo mecanismo de correção de erros; assim, pelo teorema de Representação de Granger, o sistema deveria ser estimado com um VAR em diferenças.

<sup>9</sup> Tal como fizeram Valls Pereira (1988) e Giambiagi e Valls Pereira (1990).

<sup>10</sup> Por exemplo, suponha-se que tenhamos o modelo AR  $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-2} + \varepsilon_t$ , onde  $y_t$  é  $I(1)$ , e estejamos interessados em testar a hipótese  $\beta_3 = 0$ , *i.e.*, que a extensão do polinômio de lags seja 2 e não 3. Podemos escrever esta equação como (6)  $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-2} + \varepsilon_t$ . Agora  $\Delta y_{t-2}$  é uma variável  $I(0)$  e conseqüentemente a distribuição de  $\sqrt{T}(\hat{\beta}_3 - \beta_3)$  seguirá uma distribuição normal padronizada. Assim, testes de hipóteses do tipo Wald, baseados na distribuição assintótica, podem ser usados no teste da hipótese  $\beta_3 = 0$ , estimando-se uma equação de regressão de  $y_t$  sobre  $y_{t-1}$ ,  $y_{t-2}$  e  $\Delta y_{t-2}$ . Esse tipo de reformulação pode ser feito para testar qualquer um dos coeficientes das variáveis defasadas em um modelo com  $k$  lags, como também de quaisquer outras variáveis contemporâneas  $x_t$ .

<sup>11</sup> Portanto, a prática comum de transformar modelos para formas estacionárias através de operadores de diferenças ou operadores de cointegração toda a vez que os dados parecerem integrados é, em muitos casos, desnecessária. Mesmo com uma abordagem clássica, o ponto não é se os dados são integrados, mas se os coeficientes estimados ou as estatísticas de testes de interesse têm uma distribuição não padrão, caso de fato os regressores sejam integrados. Frequentemente, as estatísticas de interesse possuem distribuições não afetadas

Park e Phillips (1988 e 1989); Sims, Stock e Watson (1990); Lütkepohl (1993); Maddala e Kim (2002); e Watson (1994).

O processo que estimaremos é descrito pela seguinte expressão:

$$A(L)y_t = B(L)\varepsilon_t \quad (7)$$

onde  $A(L)$  é um polinômio de lags de ordem  $r$  e  $B_i(L)$  é um polinômio de ordem  $s_i$ , definido para  $i=1,\dots,k$ <sup>12</sup> e  $\varepsilon_t$  pode ser definido por um processo AR( $p$ ). A especificação do termo de resíduos pode ser estendida para permitir um processo ARMA qualquer; ver Harvey (1990). Assim, podemos reescrever a equação (1) para a forma:

$$A(L)y_t = B(L)\varepsilon_t + \theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_q y_{t-q} \quad (8)$$

o que é referido como um processo ARMAX( $r, s_1, \dots, s_k, q$ ).

A estratégia é partir de um modelo bastante geral e depois realizar uma série de simplificações que conduzam a uma especificação mais parcimoniosa, seguindo a sugestão de Campos, Ericsson e Tran (1990) de primeiro impor restrições zero para os lags de mais alta ordem e depois para alguns termos determinísticos<sup>13</sup>. A ordem escolhida para o modelo irrestrito foi a quarta.

O modelo irrestrito para a especificação que tem como variável dependente a moeda real foi especificado com quatro ordens de defasagens, *dummies* sazonais centradas, *dummies* de deslocamento<sup>14</sup>, um termo auto-regressivo de quarta ordem e a série de expectativas entrando com o seu valor contemporâneo, já que, por construção, ela é um processo auto-regressivo<sup>15</sup>; ver Cerqueira (2006e) Cabe mencionar que, por utilizarmos dados trimestrais, não é possível incluir na amostra o primeiro trimestre de 1986, porque em março desse ano foi implantado o plano Cruzado, gerando um salto imediato da demanda por moeda, o que perturbou completamente as estimações. Assim, o período amostral é 1964.2 a 1985.4. Do ponto de vista da análise de fatores comuns, é indiferente incluirmos ou não as *dummies* de deslocamento. Porém, como o nosso objetivo é chegar a uma equação que capture a ocorrência de um processo de inovações financeiras<sup>16</sup>, que se traduz na contração do seu termo constante, optou-se pela inclusão dessas variáveis<sup>17</sup>.

Pela análise dos resíduos da regressão, não se pode rejeitar a hipótese de eles serem uma inovação em relação ao conjunto de informações utilizado. A especificação pode ser simplificada utilizando o procedimento descrito na nota de página 10, chegando-se ao modelo<sup>18</sup> da equação (9), que aparece na tabela 1. Na tabela 2 é reportada a avaliação dos resíduos.

pela não estacionariedade; nesse caso, as hipóteses podem ser testadas sem que primeiro os regressores tenham de ser estacionarizados; ver Sims, Stock e Watson (1990).

<sup>12</sup> Uma condição necessária de estabilidade é que as raízes de  $A(L)$  devem estar fora do círculo unitário.

<sup>13</sup> Por questões de simplicidade e por ser de pouco interesse, não reportaremos os valores da estatística  $F$  ou  $p$ -values correspondentes às reduções realizadas. Essas serão descritas apenas genericamente, em notas de pés de página.

<sup>14</sup> As *dummies* foram identificadas usando-se um dos procedimentos descritos em Inclan e Tiao (1994), Hansen (1997b), Andrews-Ploberger (1994) e Hansen (1997a) e Bai e Perron (2003a) e (2003b).

<sup>15</sup> As estimativas, assim como os testes de diagnósticos dos resíduos, não foram reportadas e encontram-se à disposição dos interessados.

<sup>16</sup> Conforme mencionado, procuraremos capturar econometricamente os efeitos das inovações financeiras sobre os deslocamentos da demanda por moeda utilizando *dummies* de *shifting*. Reconhecemos que a arbitrariedade dessa estratégia empírica é parte integrante da necessidade de capturar esse mecanismo. Como procuramos evidenciar pela equação (11), no lugar das *dummies* poderíamos ter empregado um termo de tendência que conduz a resultados comparáveis e semelhantes em termos de contração da demanda por moeda – um procedimento tão arbitrário quanto o outro.

<sup>17</sup> Por essa razão, não reportaremos a especificação sem as *dummies*, colocando-se à prova sua significância através de um teste de Wald ou razão de verossimilhança sobre a especificação final.

<sup>18</sup> A seqüência de reduções foi a seguinte: a) eliminação do quarto lag de todas as variáveis; b) eliminação do terceiro lag de todas as variáveis; c) eliminação do segundo lag de  $\log y_t$ ; d) eliminação do lag de primeira ordem

**Tabela 1: Demanda por Moeda**

Variáveis	VAR. DEP: LMR <sup>1</sup>		VAR. DEP: LMY <sup>2</sup>		VAR. DEP: LMY <sup>4</sup>	
	EQUAÇÃO 9		EQUAÇÃO 10		EQUAÇÃO 11	
	Coef.	t-Statistic P-Value	Coef.	z-Statistic <sup>3</sup> P-Value	Coef.	z-Statistic <sup>5</sup> P-Value
C	-0.1486	-4.7761 0.0000	-0.1477	-4.7065 0.0000	-0.1178	-5.4288 0.0000
SC2	0.0980	5.8274 0.0000	---	---	---	---
SC3	0.0447	2.8049 0.0065	---	---	---	---
SC4	0.1016	6.3121 0.0000	0.0613	4.0332 0.0001	0.0479	3.8044 0.0001
D76	-0.0117	-0.6856 0.4952	-0.0161	-1.1919 0.2370	---	---
D78	-0.0169	-1.0328 0.3052	-0.0178	-1.4416 0.1535	---	---
D80	0.0658	2.2294 0.0289	-0.0090	-0.3926 0.6957	---	---
D802	-0.1066	-3.6823 0.0004	---	---	---	---
D82	-0.0638	-3.5570 0.0007	-0.0748	-2.6870 0.0089	---	---
D84	-0.0538	-1.9456 0.0556	-0.0561	-2.0246 0.0464	---	---
LY	0.2913	5.8917 0.0000	---	---	---	---
PIE	-0.6713	-6.7992 0.0000	-0.7724	-6.3944 0.0000	-0.6786	-6.5376 0.0000
LMR2(-1)	1.2203	15.9555 0.0000	---	---	---	---
LMR2(-2)	-0.5151	-6.9577 0.0000	---	---	---	---
LMY(-1)	---	---	1.0600	11.1461 0.0000	1.1277	13.7052 0.0000
LMY(-2)	---	---	-0.3602	-3.6519 0.0005	-0.3765	-4.6036 0.0000
AR(4)	0.4120	3.6238 0.0005	0.4814	4.3873 0.0000	0.4870	4.3426 0.0000
T76	---	---	---	---	-0.0033	4.3426 0.0000
EQUAÇÃO DA VARIÂNCIA						
c	---	---	---	---	0.0001	0.9958 0.3194
$u_{t-1}^2$	---	---	---	---	0.2212	2.0833 0.0372
$\sigma_{t-1}^2$	---	---	---	---	0.7191	6.1803 0.000

Notas: (1) Raízes Inversas do processo AR: 0.80; 0.00 ± 0.80i; 0.80; (2) Raízes Inversas do processo AR: 0.83; 0.00 ± 0.83i; -0.83; (3) Matriz de covariância calculada com estimador consistente de White; (4) Raízes Inversas do processo AR: 0.84; 0.00 ± 0.84i; (5) Matriz de covariância calculada com estimador de Bollerslev-Wooldridge.

**Tabela 2: Diagnósticos dos Resíduos da Equação 9**

N=87	R <sup>2</sup> =0.9948	F=0.0000	SER=0.0291	AIC=-4.0832	SIC=-3.6580
------	------------------------	----------	------------	-------------	-------------

de log  $y_t$ . Observe-se que poderíamos ter reportado um modelo mais parcimonioso; mas, como a redução seqüencial da equação do coeficiente de monetização chega a um modelo em que certos termos determinísticos continuam presentes, preferimos apresentar uma equação mais geral, cujas inferências, mostradas mais adiante, são as mesmas que as obtidas a partir de uma equação mais simplificada.

DW=2.0602	Q(12)=0.9501	Q(24)=0.6597	LM(1)=0.5702	LM(2)=0.7439	LM(3)=0.8374
LM(4)=0.5360	LM(6)=0.7814	WHITE=0.1770	ARCH(1)=0.3965	ARCH(4)=0.3246	Q <sup>2</sup> (4)=0.1340
Sk=0.0001	Ek=-0.8469	BJ=0.2726	RESET(2)=0.0148	RESET(3)=0.0016	BDS=0.2234

**Tabela 3: Diagnósticos dos Resíduos da Equação 10**

N=87	R <sup>2</sup> =0.9936	F=0.0000	SER=0.0359	AIC=-3.6985	SIC=-3.3867
DW=1.7435*	Q(12)=0.4335	Q(24)=0.7239	LM(1)=0.2478	LM(2)=0.4965	LM(3)=0.6555
LM(4)=0.6892	LM(6)=0.2642	WHITE=0.0670	ARCH(1)=0.9407	ARCH(4)=0.3023	Q <sup>2</sup> (4)=0.1582
Sk=-0.3953	Ek=0.5294	BJ=0.1939	RESET(2)=0.9711	RESET(3)=0.6167	BDS=0.4080

\* P-Value = 0.2316

**Tabela 4: Diagnósticos dos Resíduos da Equação 11**

N=87	R <sup>2</sup> =0.9926	F=0.0000	SER=0.0382	AIC=-3.7358	SIC=-3.4524
DW=1.8493	Q(12)=0.6379	Q(24)=0.7326	ARCH(1)=0.6883	ARCH(4)=0.4420	Q <sup>2</sup> (4)=0.2417
Sk=-0.0349	Ek=-0.6993	BJ=0.4085	BDS=0.4692		

Pelos testes apresentados, não rejeitamos as hipóteses de que os resíduos da equação (9) sejam aleatórios, homocedásticos, não possuam correlação serial e sejam normalmente distribuídos, embora os testes RESET de forma funcional indiquem sinais de má especificação, o que não é corroborado pelo BDS. Ao nível de significância de 0.0283% pelo teste de Wald e 0.004% pela razão de verossimilhança (LR), não podemos rejeitar a hipótese de não significância das *dummies*; por isso não existem razões para negarmos que a partir de 1976 a demanda por moeda tenha iniciado um movimento de contração, captado predominantemente por deslocamentos no termo constante da demanda, que veio se contraindo no período.

Os testes de especificação de Hausman aplicados para as séries do PIB e da taxa de inflação esperada mostram que ambas são exógenas – ou não há realimentação – com respeito à demanda por moeda real<sup>19</sup>. A hipótese de que a série do PIB é pré-determinada com relação à demanda por moeda é aceita com *p-values* F = 0.9962 e LR = 0.9958; e a hipótese de que as expectativas inflacionárias são igualmente pré-determinadas é aceita com *p-values* F = 0.2894 e LR = 0.2366. Assim podemos prosseguir a nossa análise, dado que as estimativas de OLS são consistentes.

A equação (9) sugere uma elasticidade renda de longo prazo<sup>20</sup> muito próxima da unidade ( $\approx 0.98830$ ). De fato, pelo teste de WALD – com a equação (9) apropriadamente reparametrizada – com *p-values* F = 0.8688 e  $\chi^2 = 0.8684$ , não se rejeita a hipótese de que ela seja significativamente igual a um. Como o nosso interesse é explorar o comportamento da curva de reação (equação 5), que depende somente da semielasticidade custo de longo prazo com relação a  $\pi_{t-1}$  e do termo constante da equação de demanda por moeda, refizemos as estimativas da equação (9), impondo a restrição de que  $\beta_{Ly} = 1$ . Assim, a nova variável dependente será o coeficiente de monetização, dada por  $m = (M/PY)$ . As estimativas dessa nova equação (10) aparecem na tabela 1 – e ela possui menor margem para o viés da especificação.

A imposição da elasticidade renda unitária levou à eliminação de duas *dummies* sazonais e da *dummy* de deslocamento dum802. Essa última foi retirada porque estava

<sup>19</sup> Para o teste de Hausman do log do PIB (LY), foram utilizados como instrumentos LY(-1) e LY(-2) e a tendência. Para a inflação esperada PIE, os instrumentos foram PI(-1), PI(-2), PIE(-1), PIE(-2) e a tendência.

<sup>20</sup> As elasticidades de longo prazo representam a soma de todos os efeitos derivados de alguma mudança ocorrida em uma variável independente, a partir de um instante  $t$  qualquer. Dada uma equação de diferenças estocásticas do tipo  $m_t = a + b y_t + c m_{t-1} + \varepsilon_t$ , onde  $\varepsilon_t$  é um distúrbio aleatório e  $|c| < 1$ , a solução geral da

equação é expressa por  $m_t = \frac{1}{1-c} + \frac{b}{1-c} y_t + \sum_{j=1}^{\infty} c^j \varepsilon_{t-j}$ . A elasticidade de longo prazo de  $m_t$  em relação a  $y_t$  é

então dada por  $\eta = \frac{b}{1-c}$ . No caso de  $n$  defasagens das variáveis  $m$  e  $y$ , a elasticidade de longo prazo será

$$\eta^* = \frac{\sum b_j}{1 - \sum c_j}$$

causando um processo ARCH(3) nos resíduos. Foi usado o estimador de White da matriz de covariância, para dar conta da leve heterocedasticidade não condicional presente nos resíduos. Poderíamos ter chegado a uma especificação mais parcimoniosa no que concerne aos termos determinísticos, mas preferimos adotar uma postura mais cautelosa e manter a equação tal como está<sup>21</sup>. Pelos resultados dos resíduos da equação (10) (ver tabela 3), não podemos rejeitar a hipótese de que os resíduos sejam aproximadamente normais, homocedásticos, não apresentem correlação serial e sejam uma inovação com relação aos demais regressores. Além disso, a forma funcional não pode ser rejeitada pelos testes utilizados. Ademais, o teste de Hausman evidencia que não há realimentação da demanda por moeda para as expectativas inflacionárias; os *p-values* dos testes F e LR são, respectivamente, 0.92112 e 0.9145<sup>22</sup>.

Concluimos que, ao nível de significância de 1.026% pelo teste F e 0.476% pelo teste LR, não existem razões para rejeitarmos a hipótese de que, no entorno do ano de 1976, a demanda por moeda tenha iniciado um movimento de contração, independente do custo de retenção de moeda e da renda<sup>23</sup>.

Uma especificação alternativa seria substituir as *dummies* de deslocamento por uma tendência iniciando-se em 1976.1. Os resultados são semelhantes aos estimados na equação (10), bem como as inferências e as simulações que podem ser obtidas, porém requerem a especificação dos resíduos com um processo GARCH(1,1). Os resultados estão reportados na tabela 1, equação (11). Os resultados dessa equação corroboram a hipótese de que as contrações na demanda por moeda começaram no entorno de 1976<sup>24</sup>, com a regulamentação das operações informais de recompra de títulos públicos por parte do Banco Central. Por essa razão, mantivemos as *dummies* d76 e d78 na equação (10).

A equação (11) suporta a tese de que se passou não uma quebra estrutural da demanda por moeda em 1980, por exemplo, mas um processo contínuo de deslocamentos estruturais ocorridos ao longo dos primeiros anos da década de 80, que é uma continuação de um movimento que se inicia em de 1976<sup>25</sup>.

A par dos deslocamentos do termo constante, não se pode excluir a priori a possibilidade de uma instabilidade geral dos parâmetros da equação, o que é mencionado por Cerqueira (1993), que levanta a hipótese (sem comprová-la) de um aumento na sensibilidade da demanda de moeda em relação à taxa de inflação esperada, ocorrido no período. Essa hipótese é suscitada para os anos posteriores a 1986, sob o argumento de que a regra de formação de expectativas teria se alterado com a aceleração da inflação, sugerindo uma mudança de uma regra até então adaptativa para outra de previsão perfeita. A continuação dessa digressão ficará, contudo, para a seção seguinte.

Na tabela 5 são apresentadas as elasticidades renda da demanda por moeda de curto e longo prazo, ao lado das semielasticidades custo da demanda em relação à taxa de inflação esperada das especificações apresentadas. De acordo com os dados, a sensibilidade da demanda por moeda em relação à taxa de inflação esperada varia com a especificação, sendo que as elasticidades longo prazo são significativamente superiores às estimadas em Cerqueira (1993), indicando maior concavidade da curva de reação e, portanto, maior proximidade da taxa

<sup>21</sup> Note-se que a *dummy* referente a 1980 ficou não significativa provavelmente porque a especificação mais correta seja iniciá-la no segundo semestre do ano, o que, porém, gera um processo ARCH(3) difícil de ser tratado.

<sup>22</sup> Os instrumentos utilizados foram PI(-1) e PIE(-1).

<sup>23</sup> A imposição e a constatação da hipótese de elasticidade renda unitária no longo prazo colaborou no sentido de isolar a causa desse movimento de contração, embora, como evidenciado mesmo na sua ausência, não se possa rejeitar que a instabilidade da demanda por moeda pode ser capturada predominantemente pelos deslocamentos no termo constante.

<sup>24</sup> A hipótese nula de não significância do termo de tendência é rejeitada com *p-values* de 0.0156 e 0.0339, respectivamente, pelos testes F e LR.

<sup>25</sup> O que é um resultado mais coerente com o processo de formação de hábitos de pagamentos e recebimentos de caixa.

de inflação de equilíbrio instável. Um aumento de 10 pontos percentuais na taxa de inflação trimestral conduz a uma redução entre 6.71% e 7.72% no estoque real de moeda a curto prazo e entre 22.77% e 27.27% no longo prazo.

**Tabela 5: Elasticidades da Demanda de Moeda de Curto e Longo Prazo**

Equação	Elasticidade Renda		Semielasticidade Custo em Relação a $\pi_t^e$	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo
(9)	0.2913	0.9880	-0.6713	-2.2771
(10)	1.0000*	1.0000*	-0.7724	-2.5726
(11)	1.0000*	1.0000*	-0.6786	-2.7274

\* Valores impostos pela especificação do modelo.

Com uma semielasticidade custo de longo prazo de 2.57, a taxa de inflação que maximiza o imposto inflacionário<sup>26</sup>, dado um crescimento nulo do produto, é de 38.87% ao trimestre, correspondendo a uma taxa mensal de inflação de 11.57% e de 371.92% ao ano. Se a taxa de expansão monetária se mantivesse permanentemente nesses níveis, considerando o valor médio do multiplicador bancário do período 1976 a 1985 (2.6427) e dada a posição da demanda por moeda em 1976 ( $c = 0.5797$ ), o governo poderia financiar um déficit operacional de 3.14% do PIB, integralmente com senhoriagem<sup>27</sup>. No entanto, como a demanda por moeda se contrai entre 1976 e 1985, a mesma taxa de inflação geraria, nesse último ano, uma senhoriagem de 1.86% do produto, dado o mesmo multiplicador bancário – o que suporta a tese levantada na introdução do artigo de que o processo de inovações financeiras teria reduzido a capacidade de coletar senhoriagem, aumentando, assim, o peso da dívida pública no financiamento do déficit<sup>28</sup>.

As curvas de imposto inflacionário foram calculadas para cada subperíodo e aparecem no gráfico 7<sup>29</sup>, plotadas contra a taxa de inflação esperada. Nele, fez-se variar apenas o termo constante da demanda por moeda, de acordo com as estimativas da equação (10), mantendo fixo o valor do multiplicador bancário igual à média do período 1976 a 1985. Na figura aparece o nível de senhoriagem – 0.0170 – coletada no período 1976-1988; ver Cerqueira (2006e). Pelo gráfico, é possível observar a contínua redução da capacidade de coletar imposto inflacionário, derivada do deslocamento da constante de demanda por moeda.

A contração da demanda de moeda deveria elevar a sua velocidade renda e, em tese, a inflação. No entanto, a comparação dos valores observados e estimados da velocidade renda trimestral, obtidos a partir da equação (10), junto com os seus valores simulados admitindo-se que os parâmetros das *dummies* sejam zero<sup>30</sup>, não suporta essa proposição. Somente no ano de

<sup>26</sup> A taxa de inflação esperada que maximiza o imposto inflacionário é dada por  $\pi_*^e = 1/a$ , onde  $a$  é semielasticidade da demanda por moeda em relação a  $\pi^e$ .

<sup>27</sup> A senhoriagem máxima é dada pela expressão  $\hat{S} = \frac{c}{eka}$ , onde  $k$  é o multiplicador bancário. Notando que  $M1 = kH$ , onde  $H$  é a base monetária, e tomando a expressão do imposto inflacionário em relação ao produto nominal  $PY$ , temos que  $\pi \frac{H}{PY} = \pi \frac{M1}{PYk}$ , o que significa que o governo arrecada uma proporção  $1/k$  do imposto inflacionário gerado pelo total do estoque real de moeda. A diferença  $(1 - 1/k)$  representa as transferências inflacionárias do setor privado em favor do sistema bancário.

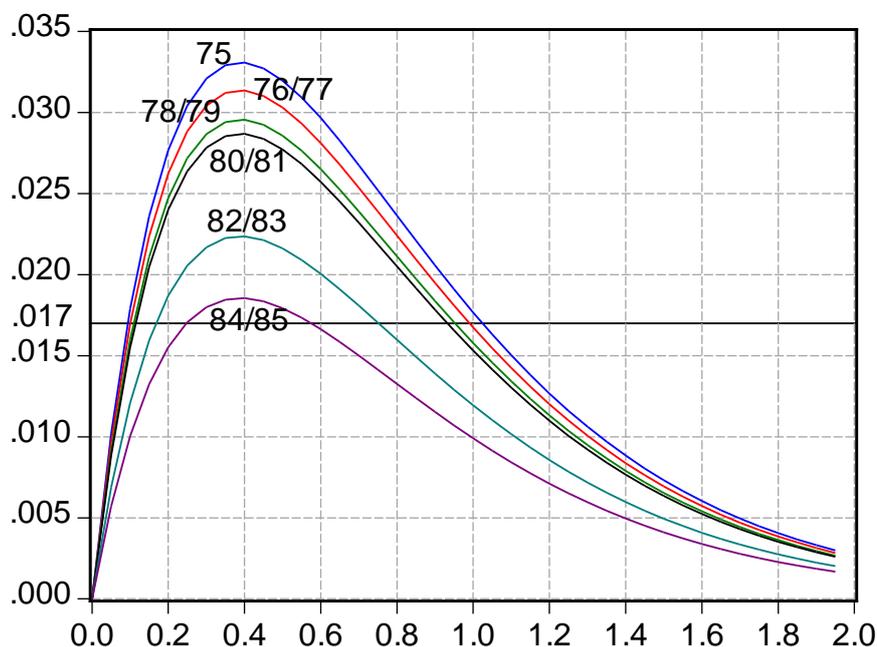
<sup>28</sup> Com as mesmas hipóteses, mas considerando o termo constante de 1984-1985, a senhoriagem seria de 1.856% do PIB.

<sup>29</sup> As curvas foram estimadas com base na equação  $M1 = c e^{-a\pi^e} (1)$ , onde os parâmetros  $c$  e  $a$  são estimados pela equação (10) e  $k$  refere-se à média do período 1976-1985.

<sup>30</sup> Os valores observados são obtidos pela expressão  $VOBS = PY/M1$ . Os valores estimados foram calculados tomando-se o inverso do antilogaritmo das predições da variável dependente estimadas pela equação

1984 as inovações tiveram o efeito de gerar um impulso inflacionário adicional superior a 2.2%; nos demais o impacto foi menor.

FIGURA 1: Curvas de Imposto Inflacionário vs Inflação Esperada



Podemos agora avaliar o efeito de uma possível realimentação inflacionária produzida pelo crescimento da taxa de expansão monetária, quando a autoridade monetária segue uma curva de reação como a equação (5). Para estimar a curva de imposto inflacionário, são necessários os parâmetros estimados da equação (10), o grau de senhoriagem e os valores observados do multiplicador bancário. O grau de senhoriagem em relação ao PIB, de 1.7008%, foi estimado em Cerqueira (2006e). A semielasticidade custo de longo prazo é de 2.5726, o valor da constante da demanda por moeda referente ao biênio 1976/77 é  $c = 0.5797$  e o multiplicador bancário deste período  $k = 2.6427$ .

Para o mesmo biênio, a taxa de inflação esperada de *steady state* –  $\mu = \pi = \pi^e$  – que geraria o equilíbrio estável deveria estar perto de 13.541% ao trimestre, e a de equilíbrio instável perto de 84.897%. Esses valores aparecem na tabela 6 juntamente com as simulações para os demais biênios – determinados de acordo com as *dummies* da equação (10) –, tomando em conta o multiplicador e a constante estimada para cada período.

Interessante comparar os resultados apresentados na tabela 6 com a figura 1, que apresenta as contrações na curva de imposto inflacionário derivadas das reduções do termo constante da demanda por moeda, o que implica aumentar os níveis de inflação estável e reduzir os de inflação instável. A contração na demanda por moeda ocorrida em 1984 coloca o máximo do imposto inflacionário arrecadável (1.8557%) do PIB próximo à coleta de senhoriagem efetivamente realizada (1.7008%), indicando que, no entorno de 1985, a parcela do déficit público operacional financiado com coleta de senhoriagem aproximava-se de seu limite, supondo o multiplicador médio do período 1976-1985.

Alterando-se a constante da demanda para  $c = 0.3429$ , o valor estimado para o biênio 1984/85, mantido o multiplicador do período 1976/77 e a taxa de inflação que maximiza a arrecadação do imposto inflacionário, o déficit público máximo financiável com senhoriagem seria 1.5055%, *i.e.*, a senhoriagem máxima arrecadável, o que implicaria que a autoridade monetária

(10). Os valores simulados foram obtidos da mesma forma, porém sem incluir na equação (10) as *dummies* de deslocamento.

estaria tentando coletar uma senhoriagem maior – igual 1.7000% do PIB – do que aquela suportada pela economia o que produziria um processo inflacionário descontrolado.

Dessa forma, faz sentido conjecturar que essa redução da capacidade de coletar senhoriagem é o que teria levado a autoridade monetária a produzir o declínio no multiplicador bancário; ver figura 2. Enquanto a queda no termo constante da demanda por moeda conduziu a uma redução no estoque desejado de moeda de 43.9166%, entre 1975 e 1984/85, o multiplicador bancário declinou em 39.3997%, representando um aumento de 65.0160% na proporção arrecadada pelo governo do imposto inflacionário gerado pelo estoque total de moeda (meios de pagamento), o que mais do que compensou o primeiro efeito<sup>31</sup>.

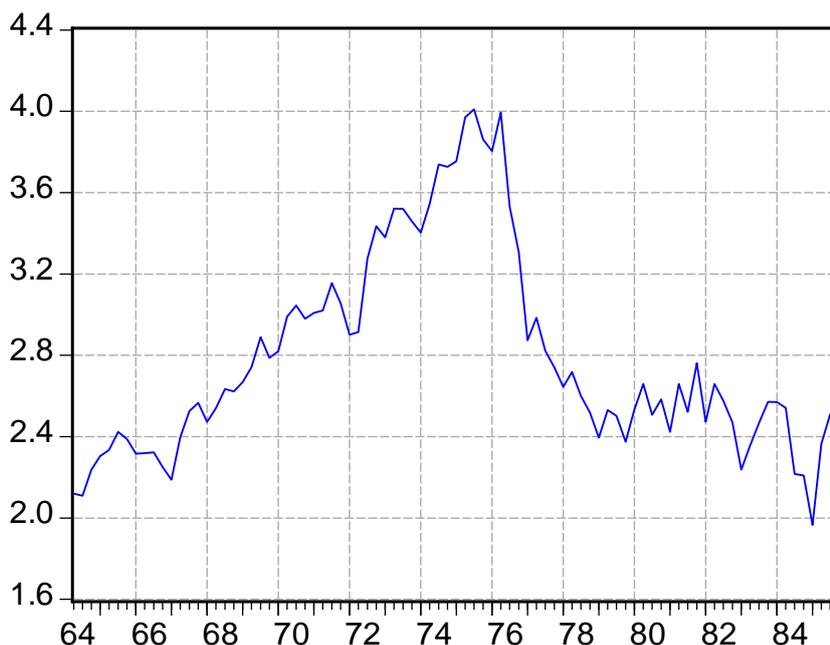
**Tabela 6: Equilíbrios de Steady State sobre a Curva de Imposto Inflacionário<sup>1</sup>**

Período	Multiplicador Bancário <sup>2</sup>	Constante da Demanda por Moeda <sup>3</sup>	Taxa de Inflação e de Expansão Monetária (%)			
			Observadas <sup>4/5</sup>		Estimadas com Base na Curva de Reação	
			$\mu$	$\pi$	Estável	Instável
1976/77	3.2574	0.5797	13.5153 (8.7696)	9.2764	13.5411	84.8974
1978/79	2.5357	0.5463	14.6857 (12.2247)	12.1946	10.2849	97.8536
1980/81	2.5810	0.5302	13.6633 (17.2739)	19.3432	10.9814	94.7503
1982/83	2.4767	0.4133	17.9089 (16.8717)	25.8921	14.9841	80.1839
1984/85	2.3627	0.3429	40.1048 (38.2187)	34.8206	19.2051	68.8130

(1) Senhoriagem como fração do PIB igual a 1.7008%; (2) Média do respectivo período; a média do período 1976-1985 é igual a 2.6427; e a média de 1975 é 3.8988; (3) Valores obtidos com base na equação (10); o valor de 1975 é 0.6115; (4) Médias verificadas no respectivo biênio; médias do período 1976-85:  $\Delta\%Base = 19.9456$ ,  $\Delta\%M1 = 18.6717$ ,  $\pi = 20.3054$ ; (5) Os valores entre parênteses referem-se às taxas de expansão dos meios de pagamentos.

<sup>31</sup> Se tivéssemos comparado os valores entre 1976-1977 e 1984-1985, a queda no termo constante seria de 40.8367% contra uma queda no multiplicador de 37.0118%, representando um aumento na participação na arrecadação do imposto inflacionário de 37.8685%. Acreditamos que a comparação 1975-1985 seja a mais correta.

FIGURA 2: Multiplicador Bancário



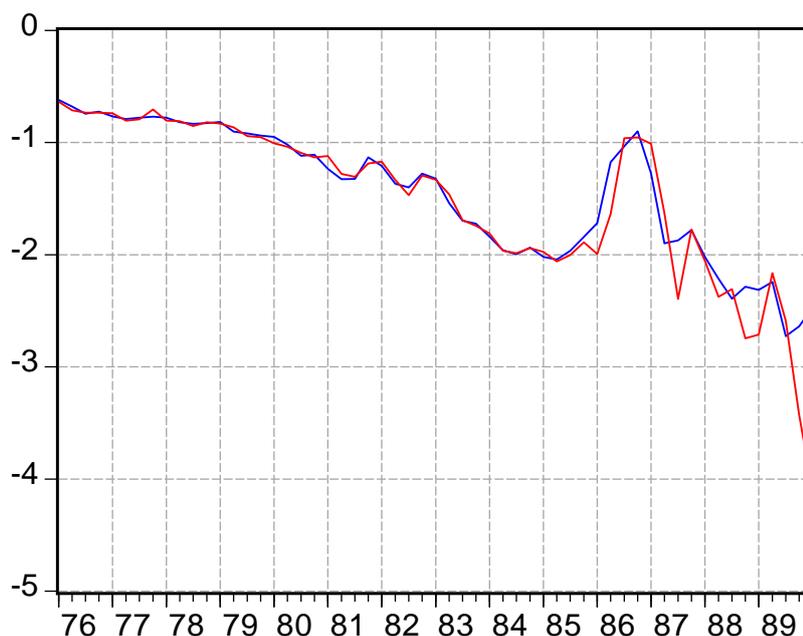
Provavelmente por essa razão é que as taxas de equilíbrio estável e instável mantiveram-se aproximadamente constantes, independentemente do período analisado. No entanto, essas estimativas são inferiores às calculadas por Cerqueira (1993), o que se deve à maior sensibilidade da demanda por moeda em relação à taxa de inflação esperada. Isso leva a concluir que a proximidade de um processo hiperinflacionário não estava tão distante quanto o sugerido pelo autor. No biênio 1984/85, porém, a taxa de expansão monetária trimestral observada – 40.1048% – estava distante da admissível pela economia – 68.813%.

Por outro lado, como demonstrado em Cerqueira (2006e), a autoridade monetária não vinha seguindo uma curva de reação como a indicada pela equação (5). Ao contrário, a expansão monetária não possuía nenhum tipo de realimentação da inflação e era fortemente exógena com respeito a essa variável, indicando que a política monetária era ativista. Isso permite concluir que a AM não seguia uma regra monetária desestabilizante, apesar de as contrações da demanda dificultarem a sua execução.

Ademais, não se pode negar que a economia esteve longe de uma escalada hiperinflacionária. Embora as taxas observadas de expansão monetária e de inflação apresentassem uma tendência crescente, seus valores estavam suficientemente distantes dos níveis de inflação instável, o que se pode visualizar na tabela 6.

Esses fatos são corroborados pelas previsões um passo à frente da demanda por moeda para o período 1986.1-1990.1, as quais aparecem na figura 3. Os valores extrapolados indicam que a demanda por moeda previu adequadamente os Planos Cruzados, anteviu mal o período “feijão com arroz” do ministro Mailson da Nóbrega e prenunciou uma hiperinflação começando em meados de 1989. Esse exercício corrobora a idéia de que o Plano Cruzado foi precipitado, já que os indícios de hiperinflação não existiam. Justamente por causa dos sucessivos choques heterodoxos – decorrentes do primeiro choque –, a taxa de inflação se acelerou e a economia foi entrando, em fins de 1989, em uma rota – possivelmente – hiperinflacionária. Este assunto será estudado na próxima seção.

FIGURA 3: Demanda por Observada (LMY) e Prevista (LMYF)



### 3. Análise do Período pós-1986

Nesta seção apresentamos um exercício similar ao realizado na anterior, incluindo na amostra o período 1986.1 a 1989.4. O ideal seria incluir também o primeiro trimestre de 1990, porém nesse caso não obtivemos êxito em estimar uma demanda por moeda devido aos efeitos do Plano Collor no mês de março<sup>32</sup>. No apêndice B apresentamos um teste de cointegração entre expansão monetária e taxa de inflação, para testar a presença de bolhas racionais no período. Buscamos, em seguida, uma intuição para os resultados obtidos.

#### 3.1 Aspectos Metodológicos, Estimação e Primeiras Interpretações

Ao se incluir na amostra o período 1986 a 1989, observa-se uma alteração radical na estrutura dos dados, devido à ocorrência de três congelamentos de preços e à aceleração da taxa de inflação, que se segue ao fracasso desses planos. O resultado é que a amostra passa a ter grandes *outliers*, até então inexistentes e cuja principal implicação é rejeitar as hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos de uma regressão. De outra parte, o tratamento utilizado através de *dummies* para mudanças de política em alguns momentos exacerba a existência da heterocedasticidade auto-regressiva; em outros, a correlação serial.

As heterocedasticidades condicional e não condicional, por sua vez, são um problema que se origina também da diversidade do período analisado, o qual apresenta no início uma longa fase de relativa estabilidade dos preços, seguida por outra de aceleração da taxa de inflação e surgimento de uma megainflação, desembocando numa sucessão de choques heterodoxos e numa explosão inflacionária.

<sup>32</sup> Da mesma forma, os experimentos com o período 1979.1 a 1989.4 conduziram a especificações com as variáveis intervenientes na demanda por moeda com sinais contrários ou não significativos.

Um tratamento para a presença de heterocedasticidade e correlação serial, na falta de maiores informações sobre a estrutura estocástica dos resíduos ou sobre a exata natureza da heterocedasticidade, é utilizar o estimador consistente de Newey-West (HAC) da matriz de covariância, ou o estimador de White no caso de os resíduos não serem serialmente correlacionados. Essas técnicas, no entanto, apenas corrigem a heterocedasticidade não condicional. Assim, tivemos de combiná-las com a especificação da variância dos resíduos com um processo GARCH, o que dificultou extremamente as estimações, dado que, em diversos experimentos, esse processo era explosivo, possuía coeficientes cuja soma era negativa, ou violava alguma condição de não-negatividade da variância condicional – caso dos processos CGARCH.

Por não existirem sinais claros de que as séries não cointegram no período 1966 a 1989 (ver Cerqueira, 1993), podemos seguir o procedimento de estimação usado na seção anterior: primeiro estima-se um modelo AD de segunda ordem e depois se pesquisa uma especificação parcimoniosa e com resíduos IID. Para tratamento dos *outliers*, criamos uma bateria de *dummies* e tentamos utilizar uma combinação delas. As *dummies* são as seguintes: (a) CRUZ: que assume o valor 1 no período 1986.1 a 1986.4; (b) D862: =1 no trimestre 1986.2<sup>33</sup>; (c) D8712: = 1 em 1987.1 e 1987.2; (d) D892: =1 em 1989.2; D893: =1 em 1989.3. Além disso, introduziu-se uma *dummy* de deslocamento começando em 1988.1<sup>34</sup>.

Da mesma forma que nos experimentos no procedimento de Johansen, a presença simultânea da taxa de juros e da taxa de inflação esperada no modelo AD implica, em muitos casos, que uma das variáveis tenha o sinal diferente daquele suposto pela teoria. Nos experimentos realizados partindo-se de um modelo AD com quatro lags, com as duas variáveis acima e incluindo ou não alguma estrutura estocástica dos resíduos, o procedimento de redução seqüencial conduziu a uma forma final em que as variáveis aparecem com elevadas ordens de defasagens e a taxa de juros possui sinal positivo<sup>35</sup>, indicando um baixo poder explicativo da especificação<sup>36</sup>. Somente se incluirmos a taxa de juros, a redução seqüencial leva a uma especificação em que a soma dos termos defasados da variável é positiva. Por essas razões, resolvemos não incluir a taxa de juros nas regressões reportadas e começar com um AD de segunda ordem.

Como temos por hipótese que a regra de formação das expectativas inflacionárias se altera após o Plano Cruzado e não é clara a melhor forma de construir uma série caso as expectativas sejam racionais, adotamos o senso comum de supor previsão perfeita a partir de 1986.2<sup>37</sup>. Assim, a série é adaptativa até 1986.1 (ver Cerqueira (2006e) e igual à taxa de inflação

<sup>33</sup> Esta *dummy* se relaciona ao período de auge do Cruzado, quando uma brutal expansão monetária gerou um *outlier* que só é eliminado com um duplo tratamento.

<sup>34</sup> Em todos os ensaios realizados, esta é a única variável *dummy* que capta adequadamente um deslocamento permanente da demanda por moeda no período pós-1986. Entre as razões que justificam este fato estão a ocorrência do Plano Bresser e do Plano Verão, que conseguiram temporariamente interromper as quedas no nível de monetização da economia iniciadas, respectivamente, no primeiro trimestre de 1987 e 1989, e o fato de o coeficiente de monetização já se encontrar bastante reduzido nesse período; assim, as quedas verificadas são relativamente pequenas em valores absolutos, o que dificulta a introdução das *dummies*.

<sup>35</sup> Ainda que diversos termos defasados aparecessem com sinais negativos, a soma total sempre era positiva.

<sup>36</sup> Interessante destacar que é justamente nessas equações sem significado econômico que os resíduos apresentam o melhor nível de branqueamento, especialmente no que concerne à não existência de heterocedasticidade.

<sup>37</sup> Outro método é estimar um modelo estrutural básico em espaço de estado para a taxa de inflação e utilizar a série não suavizada – *i.e.*, a esperança condicionada ao conjunto de informações em  $t-1$  – como *proxy* da inflação esperada; ver Harvey *et alii* (1994). Ou ainda, empregar a solução de expectativas racionais para a taxa de inflação através da estimação da estática de Engle-Granger, em que a variável do lado esquerdo é a taxa de inflação e do lado direito é o valor contemporâneo e os valores futuros da taxa de expansão monetária. Os dois procedimentos foram realizados, mas, por uma questão de tempo, seu uso será deixado para futuras pesquisas.

observada após esse trimestre. No processo AD estimado, a série entra com seu valor contemporâneo.

Assim, estimamos um ARMAX com dois lags, com todas as *dummies* de deslocamento mencionadas na seção 2, as *dummies* de mudança de regime e um processo AR(3) para controle da correlação serial dos resíduos. Nesta equação, a presença do conjunto completo de *dummies*<sup>38</sup> é essencial na busca por um modelo parcimonioso com resíduos sem estruturas. Nos testes de diagnósticos, observa-se a presença de heterocedasticidade, e a forma funcional não é bem aceita – o que podem ser sinais de sobreparametrização<sup>39</sup>. Com essas limitações em mente, simplificamos o modelo<sup>40</sup> e chegamos à equação (12), reportada na tabela 7 e às avaliações dos resíduos na tabela 8.

Devido à presença de heterocedasticidade, utilizamos o estimador de covariância e erros padrão de Newey-West e optamos por manter certas variáveis não significativas na regressão, dado que elas desempenham um papel fundamental na regressão onde a variável de demanda por moeda é coeficiente de monetização. Os resíduos não apresentam as melhores qualidades, porém são aceitáveis; não possuem correlação serial, nem há presença de heterocedasticidade auto-regressiva. A normalidade é rejeitada; porém, como os resíduos não são homocedásticos, esse teste perde o sentido.

Reparametrizando a equação conforme indicado na nota 10, testamos a hipótese de homogeneidade da demanda por moeda em relação à renda, aceita com um *p-value* de 0.7826 pela estatística F e 0.7020 pela qui-quadrado. A significância das *dummies* é indicada pelos *p-values* de F = 0.0069 e LR = 0.0022. A partir da hipótese de homogeneidade da renda, reestimamos a demanda por moeda e obtivemos a equação (13), reportada nas tabelas 7 e 9. Como mencionado, a presença de uma variância condicional auto-regressiva nos levou a especificá-la como um processo IGARCH(1,1) estável<sup>41</sup>.

**Tabela 7: Demanda por Moeda**

Variáveis	VAR. DEP: LMR <sup>1</sup>		VAR. DEP: LMY	
	EQUAÇÃO 12		EQUAÇÃO 13	
	Coef.	t-Statistic <sup>2</sup> P-Value	Coef.	z-Statistic <sup>3</sup> P-Value
C	-0.3083	-3.3420 0.0012	-0.1825	-5.9573 0.0000
SC2	0.0191	1.4025 0.1643	-0.0194	-2.1152 0.0344
SC3	-0.0056	-0.3176 0.7515	-0.0182	-1.9987 0.0456
SC4	0.0603	2.8455 0.0055	0.0275	3.5094 0.0004
D76	-0.0400	-1.3862	-0.0383	-4.7480

<sup>38</sup> Nenhuma das tentativas de incluir uma tendência ou mesmo duas (uma começando em 1976 e outra em 1987) no lugar das *dummies* de deslocamento conduziu a bons resultados quanto ao branqueamento dos resíduos e/ou ao sinal correto das variáveis.

<sup>39</sup> Por questões de espaço, essas estimações não foram reportadas e se encontram à disposição dos interessados.

<sup>40</sup> As reduções foram as seguintes: (i) eliminar os *lags* de segunda ordem do PIB e da moeda real e, em seguida, o de primeira ordem do PIB; (ii) eliminar a *dummy* CRUZ, que perde significância; (iii) eliminar a *dummy* d8712, que tirava significância das variáveis relevantes; (iv) eliminar o termo AR(2) e a *dummy* d862, que estavam causando correlação serial.

<sup>41</sup> A soma dos coeficientes dos componentes ARCH e GARCH é aproximadamente 1, com *p-values* F = 0.4280 e LR = 0.4228. Tendo em conta que o *drift*  $\omega$  é igual a zero – hipótese aceita com *p-value* 0.5222 –, então  $\sigma_t^2 \rightarrow 0$  quase certamente; ver teorema 1 em Nelson (1990). Isso quer dizer que o processo IGARCH(1,1) é estável, dado que sua distribuição vai se tornando mais e mais concentrada em torno de zero, com caudas progressivamente mais pesadas, o que não ocorre com um *random walk*; ver ilustração da densidade kernel na figura 4.

		0.1692		0.0000
D78	-0.0632	-1.2411 0.2179	-0.0246	-1.9240 0.0544
D80	-0.0731	-1.1176 0.2668	-0.0745	-2.5282 0.0115
D82	-0.1792	-2.6185 0.0104	-0.1133	-3.0301 0.0024
D84	-0.0376	-0.9312 0.3543	-0.0992	-2.4563 0.0140
CRUZ	----	----	0.3648	4.0954 0.0000
D88	-0.1234	-1.4788 0.1428	----	----
D893	-0.2287	-1.9645 0.0527	----	----
LY	0.4834	3.7204 0.0004	----	----
PIEPERF	-0.3702	-2.5384 0.0129	-0.2908	-3.2578 0.0011
LMR2(-1)	0.4981	3.7660 0.0003	----	----
LMY(-1)	----	----	0.6856	14.6902 0.0000
AR(1)	0.8039	3.8591 0.0002	----	----
AR(3_	-0.2654	-1.9717 0.0518	----	----
c	----	----	0.0001	0.6417 0.5211
$u_{t-1}^2$	----	----	0.3318	2.4964 0.0125
$\sigma_{t-1}^2$	----	----	0.7360	6.7476 0.0000

Notas: (1) Raízes Inversas do processo AR:  $0.63 \pm 0.80i$ ;  $-0.46$ ; (2) Matriz de covariância calculada com estimador de Newey-West HAC ( $\ell=4$ ); (3) Matriz de covariância calculada com estimador de Bollerslev-Wooldrige.

**Tabela 8: Diagnósticos dos Resíduos da Equação 12**

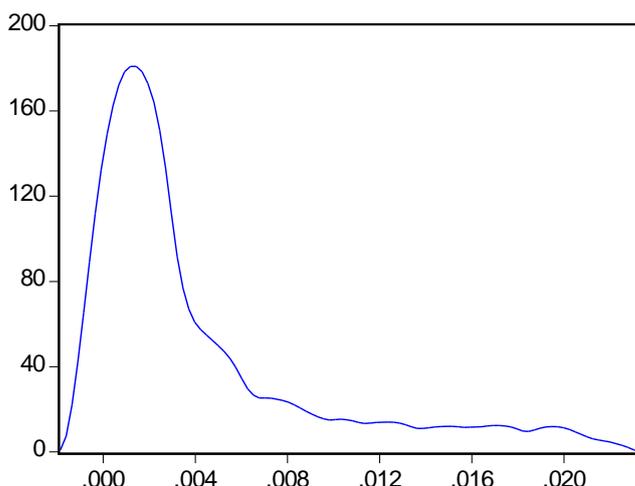
N=103	R <sup>2</sup> =0.9757	F=0.0000	SER=0.0705	AIC=-2.3257	SIC=-1.9164
DW=1.9790	Q(12)=0.3858	Q(24)=0.3492	LM(1)=0.9051	LM(2)=0.5047	LM(3)=0.5428
LM(4)=0.7000	LM(6)=0.3036	WHITE=0.0006	ARCH(1)=0.2152	ARCH(4)=0.3612	Q <sup>2</sup> (4)=0.0672
Sk=1.1845	Ek=9.5457	BJ=0.0000	RESET(2)=0.0157	RESET(3)=0.0000	BDS=0.0060

**Tabela 9: Diagnósticos dos Resíduos da Equação 13**

N=103	R <sup>2</sup> =0.9859	F=0.0000	SER=0.0729	AIC=-2.9469	SIC=-2.5632
DW=2.1146	Q(12)=0.7716	Q(24)=0.8266	ARCH(1)=0.3079	ARCH(4)=0.5163	Q <sup>2</sup> (4)=0.5185
Sk=-0.1814	Ek=-0.1146	BJ=0.7330	BDS=0.3972		

Na figura 4 aparece a distribuição *kernel* estimada da variância condicional calculada. Como se observa, todas as *dummies* são fortemente significativas, os resíduos são aproximadamente NIID e o teste BDS não indica a presença de não-linearidades. Finalmente, o teste de especificação de Hausman, com *p-values* de 0.5608 e 0.5327 respectivamente para as estatísticas F e LR, indica que as expectativas inflacionárias são exógenas com respeito à demanda por moeda.

FIGURA 4: Densidade Kernel (Epanechnikov,  $h = 0.0024$ ) da Variância Condicional da Equação (13)



Note que a *dummy* de deslocamento em 1988 (*d88*) foi expulsa da especificação final. Pela especificação 13, os efeitos das inovações financeiras ou os deslocamentos da demanda por moeda capturáveis através de *dummies* só são possíveis até o período 1984/85, o que não significa que as inovações financeiras não tenham prosseguido nos anos que se seguem ao Cruzado, apenas àquelas ocorridas ao longo de 1976 a 1985 se sobrepõem as que vêm depois, no que concerne aos seus efeitos contracionistas sobre a demanda por saldos reais. Como observado na nota 35, o coeficiente de monetização já tinha se contraído significativamente – em 1976 seu valor estava em torno de 50%, em finais de 1987 estava na casa dos 16% e em 1988 seu valor cai abaixo de 10%; ver figura A4<sup>42</sup>. Ademais, a inclusão do período 1986-1989 na amostra ressaltou a importância das *dummies* especificadas, quando se comparam os resultados da equação (13) com os da equação (10), referente ao período 1964-1985. Assim, ao nível de significância de aproximadamente 0%, podemos concluir que a partir de 1976 a demanda de moeda inicia um processo de contração, que se evidencia pela redução sistemática do seu termo constante, independentemente do custo de retenção monetária.

### 3.2 Uma Tentativa de Explicação do que Ocorreu após 1986

Pelo modelo da equação (13), verifica-se uma forte redução na semielasticidade custo da demanda por moeda, que passa de 2.5726 (pela equação 10), no período 1964-1985, para 0.9520, no período 1986-1989. Esses fatos nos sugerem as interpretações a seguir; ver tabela 10.

Tabela 10: Elasticidades da Demanda de Moeda de Curto e Longo Prazo

Equação	Elasticidade Renda		Semielasticidade Custo em Relação a $\pi_t^e$	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo
(12)	0.4834	0.9631	-0.3702	-0.7376
(13)	1.0000*	1.0000*	-0.2908	-0.9250

\* Valores impostos pela especificação do modelo.

A primeira é que, ao exacerbar as expectativas inflacionárias, a aceleração da inflação pode provocar a perda de importância das inflações passadas na formação das expectativas, sugerindo uma mudança de comportamento dos agentes econômicos de uma regra até então adaptativa para outra de previsão perfeita, o que foi incorporado na equação (13). A outra é que

<sup>42</sup> Para o primeiro trimestre de 1990, usamos a média do estoque de moeda dos dois primeiros meses.

a queda da sensibilidade da demanda por moeda em relação à taxa de inflação indica uma forte instabilidade dos parâmetros, apontando na direção da necessidade de futuramente se empregarem métodos de estimação não lineares, principalmente métodos que permitam parâmetros variáveis, como filtros de Kalman.

Por outro lado, esse resultado sugere que a desmonetização progressiva da economia derivada da aceleração da taxa de inflação (ver figura A4) indicava não só uma fuga da moeda em direção a outros ativos financeiros, como também que a demanda por encaixes reais para a realização de transações seriam cada vez menores. Assim, a demanda monetária não teria por que apresentar, a partir de dado instante, uma alta elasticidade custo, uma vez que a retenção de moeda se reduziu ao estritamente necessário para a efetuação de transações. Sendo assim, a aceleração da taxa de inflação perde impacto sobre a demanda de M1 e, portanto, sobre a demanda por base<sup>43</sup>. Desse modo, um aumento de 10 pontos percentuais na taxa de inflação trimestral conduz agora a uma redução entre 3.702% e 2.908% no estoque real de moeda, a curto prazo, e entre 7.376% e 9.250%, no longo prazo, enquanto esse mesmo aumento, no período 1964 a 1985, conduziria a uma queda de aproximadamente 24.249%.

A implicação da redução da semielasticidade custo da demanda por moeda sobre o padrão de instabilidade hiperinflacionária da economia é que tanto a taxa de inflação que maximiza o imposto inflacionário quanto a taxa de inflação alta de equilíbrio são agora maiores que as estimadas para o período 1964-1985. Com uma semielasticidade custo de longo prazo de 0.9250, a taxa que gera o máximo de imposto inflacionário, dado um crescimento nulo do produto, é de 108.1061% ao trimestre, correspondendo a taxas mensais e anuais, respectivamente, de 27.672% e 1775.6%! Isso permitiria financiar um déficit operacional de 7.077% do PIB integralmente com senhoriagem, se considerarmos a posição da demanda em 1976, e de 2.246% do produto em 1985, dado o mesmo multiplicador bancário, valor que, nas estimativas a partir da equação (13), corresponderia à senhoriagem máxima referente à posição de 1976. Pelas estimativas de 1976, não haveria por que financiar uma parcela do déficit através de emissão de dívida pública.

Devido à queda no coeficiente de longo prazo da taxa de inflação, os níveis de inflação alta situavam-se, pela equação (13), em torno de 310% ao trimestre: em relação à posição de 1976, esse valor seria de 405.029%, caindo, em 1985, para 216.195%, mantido o multiplicador constante e dado um nível de coleta de senhoriagem de 1.701% do PIB. Conseqüentemente, os riscos de uma explosão inflacionária estariam suficientemente distantes caso ocorresse qualquer distúrbio monetário ou choque de preços no período. Essa mudança radical da estrutura dos dados pode ser visualizada na figura 5 pela comparação das curvas de Laffer do imposto inflacionário calculadas a partir das equações (10) e (13) – utilizando as respectivas semielasticidades e constantes, e o multiplicador médio do período 1976-1985<sup>44</sup>.

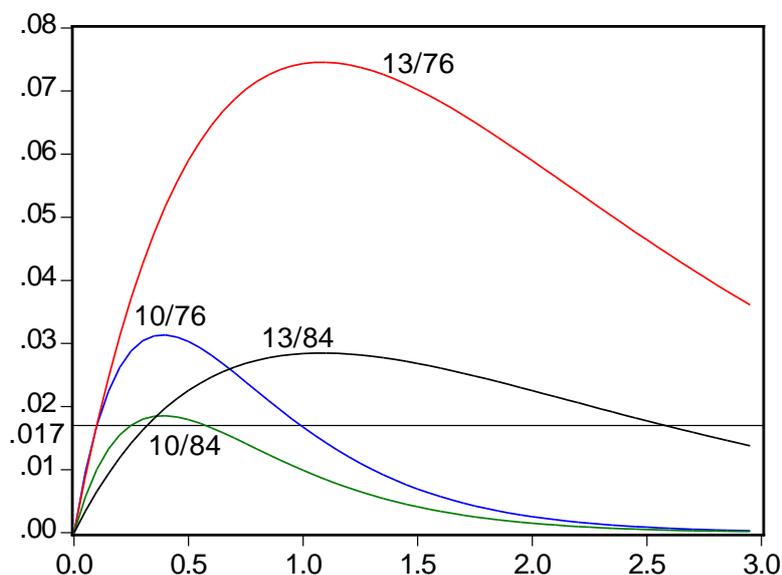
Na tabela 11 refazemos, para os anos 1985 a 1989, o exercício de estimação dos níveis de instabilidades inflacionárias, só que agora calculados com os valores de senhoriagem efetivamente observados, ao invés da média observada do período 1976-1988 de 1.7008%. Cabe mencionar que os valores usados da senhoriagem são as médias trimestrais de cada ano – e não as anuais, como os valores usados por Cerqueira (1993) –, posto que as estimativas foram feitas com dados nessa frequência. Vale também ressaltar que, como as contrações da

<sup>43</sup> O que reduziu progressivamente a capacidade do governo em executar a política econômica, ao ter de atuar sobre uma base monetária e um estoque de meios de pagamento cada vez menor.

<sup>44</sup> Embora reconheçamos que as diferenças dos resultados obtidos para o período 1964-1985 sejam muito grandes, não deixamos de realçar que a equação (13) captura os efeitos das inovações financeiras sobre a contração do termo constante da demanda por moeda. Nosso entendimento é que essa equação carrega uma grande influência do período 1986-1989, que parece dominar o restante da amostra. Por isto seus resultados talvez não se adéquem ao período 1966-1985. De outra parte, ela consegue captar uma instabilidade dos parâmetros que existiu no período e que acreditamos ter de fato ocorrido, apesar de não capturar outras contrações da demanda por moeda ocorridas após 1986.

demanda por moeda em tese se interrompem em 1985, o termo constante da demanda é fixo ao longo de todo o período seguinte. O que varia é o multiplicador e o nível de senhoriagem.

FIGURA 5: Curvas de Imposto Inflacionário Obtidas a partir das Equações (10) e (13)



Considerando a posição da demanda em relação a 1985, a senhoriagem máxima possível de ser arrecadada sobre a curva de imposto inflacionário era de 3.125% do produto. Porém, como a constante está fixa e a autoridade monetária prosseguiu na política de redução do multiplicador bancário, a senhoriagem máxima arrecadável cresceu e, com isso, em 1987, a curva de imposto inflacionário se desloca para cima, aumentando o nível de inflação instável, que passa de 290% ao trimestre para 320%, como ilustrado na figura 6. Conforme se observa, a política de redução do multiplicador mais do que compensou o aumento da senhoriagem, implicando que as curvas de imposto inflacionário passaram a descrever uma trajetória crescente.

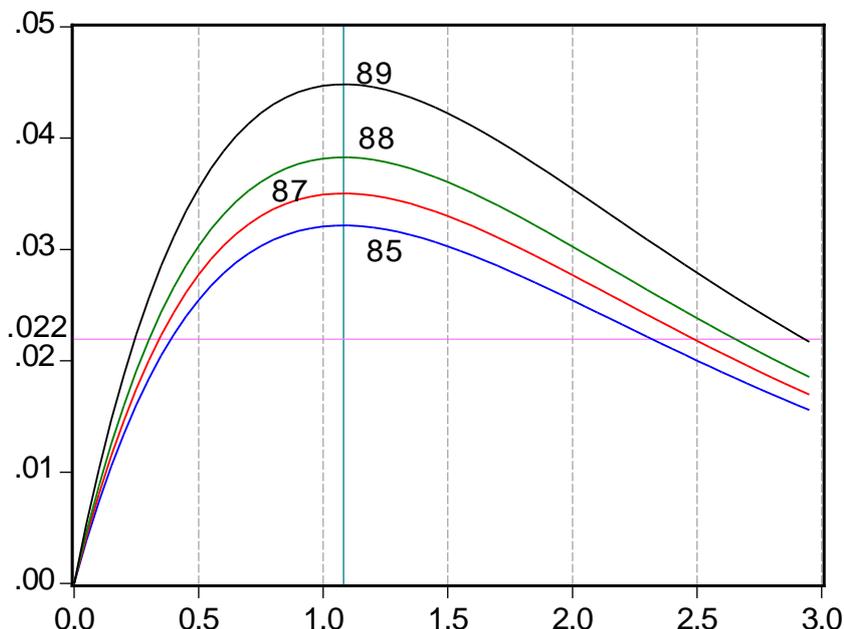
Em 1988 e 1989, com a elevação da senhoriagem e supondo constante o multiplicador no nível de 1987, a senhoriagem máxima arrecadável seria 3.4035% do PIB, enquanto os níveis de inflação instável cairiam para 270.112% em 1988 e 220.624% em 1989. No entanto, com a redução do multiplicador, esses níveis ficaram em 285.745% e 268.528%, respectivamente, em 1988 e 1989, o que mostra que essa política operava no sentido de manter a participação do governo na coleta do imposto inflacionário. Isso manteve praticamente estáveis os níveis de inflação instável entre 1985 e 1989. Pela tabela 11, observamos que os níveis efetivos da taxa de inflação e da expansão monetária de 1988 e 1989 estavam longe de um risco hiperinflacionário.

**Tabela 11: Equilíbrios de Steady State sobre a Curva de Imposto Inflacionário<sup>1</sup>**

Período	Multiplicador Bancário <sup>2</sup>	Senhoriagem Máxima	Constante da Demanda Por Moeda <sup>3</sup>	Taxa de Inflação e de Expansão Monetária (%)			
				Observadas <sup>4/5</sup>		Estimadas com Base na Curva de Reação	
				$\mu$	$\pi$	Estável	Instável
1985	2.3411	3.1245	0.1839	39.4856 (43.4567)	35.4681	25.8809	285.3632
1987	2.1491	3.4035	0.1839	35.2810 (25.6276)	52.6748	20.6246	315.5040
1988	1.9669	3.7188	0.1839	70.1447 (66.8428)	84.4140	25.7987	285.7846
1989	1.6794	4.3555	0.1839	123.8932 (112.1855)	117.9918	29.3994	268.5281

(1) Senhoriagem como fração do PIB médias anuais: SY85 = 1.6004%; SY87 = 1.4585%; SY88 = 1.9002%; SY89 = 2.4531; média do período igual a 2.1932%; (2) Média do respectivo período; (3) Valores obtidos com base na equação (13); (4) Médias verificadas no respectivo biênio; (5) Os valores entre parênteses referem-se às taxas de expansão dos meios de pagamentos; (6) A taxa de inflação que maximiza a arrecadação do imposto inflacionário é igual a 108.1061% ao trimestre.

FIGURA 6: Curvas de Imposto Inflacionário Obtidas a partir da Equação (13) (Eixo Horizontal é a Taxa de Inflação Esperada)



Assim, no decorrer do ano de 1988, eram ainda escassos os sinais de uma escalada hiperinflacionária. Apesar de as taxas de inflação e expansão monetária apresentarem uma tendência fortemente crescente<sup>45</sup>, a queda verificada na semielasticidade custo da demanda por moeda levou para bem longe os níveis de instabilidade. Sobre 1989, porém, sobram dúvidas.

Se considerarmos a senhoriagem coletada no último trimestre de 1989 – 3.106% do PIB –, verificamos que ela estava muito distante da senhoriagem máxima arrecadável de 4.356% e implicaria a redução da taxa de inflação instável para 222.883%, que também estaria longe da taxa observada. Não estava, porém, tão distante da taxa de inflação observada no último semestre – em torno de 201.089% –, evidenciando uma piora gradativa nesse ano das condições de financiamento do déficit público através da emissão monetária.

No entanto, se considerarmos a senhoriagem anual efetivamente coletada em 1989 – da ordem de 5.45% –, ela era maior do que o imposto inflacionário produzido pela economia: 4.356%. Nesse caso, a curva de reação – equação (5) – não mais cruzava o *locus* dos pontos de equilíbrio de estado estacionário, apesar da queda do multiplicador bancário, que elevou a participação do governo na arrecadação do imposto inflacionário em 17.329% – passando a proporção do total do imposto apropriada pelo governo a ser de 59.545%<sup>46</sup>. A diferença teria então, em tese, de ser coberta pela aceleração da expansão da base monetária, que deveria crescer a um ritmo superior ao do crescimento dos preços, detonando assim um processo hiperinflacionário<sup>47</sup>.

<sup>45</sup> No quarto trimestre de 1988, as taxas de expansão monetária e de inflação atingiam valores da ordem de 155% e 110.4%.

<sup>46</sup> Esta queda deve ser atribuída não exclusivamente a uma suposta racionalidade da autoridade monetária, mas também a mudanças no comportamento do público, que passou a reter maiores proporções dos seus encaixes monetários sob a forma de papel moeda. A relação papel moeda emitido/meios de pagamento era de 20.8% em 1980, 28.3% em 1988 e 36.8% em 1989.

<sup>47</sup> A senhoriagem é composta pelo imposto inflacionário e pela variação da base monetária real.

Desse modo, podemos deduzir, caso a regra de formação de expectativas seguisse um modelo *adaptativo*, que a partir de algum instante de 1989 a autoridade monetária passou a coletar uma senhoriagem desestabilizante, no sentido de que somente era possível obtê-la com uma taxa de expansão monetária sempre crescente. Quer porque a AM seguisse deliberadamente uma curva de reação como a equação (5), quer porque se chegou ao extremo em que a senhoriagem requerida para financiar os déficits era superior ao máximo do imposto inflacionário tolerável pela economia, a AM teria de persistir elevando a taxa de expansão monetária.

Essa afirmativa, no entanto, não encontra amparo empírico. Ao longo do período 1986.1 a 1990.1, a variação da base real como proporção do PIB para qualquer subperíodo pós-1986 que se escolha possui média zero. A título de exemplo, a média do período 88.4 a 89.4 é aproximadamente 0.00003, e o teste de que ela é zero é aceito com *p-value* de 0.9964<sup>48</sup>. De verdade, não existem evidências que permitam afirmar que a base monetária real estivesse crescendo no período 1988/89, o que é corroborado pelo fato de, em 1988, a taxa de expansão da base monetária estar em média inferior à taxa de inflação e, em 1989, elas serem praticamente iguais. Da mesma forma, o fato de o imposto inflacionário estimado ser inferior ao observado possivelmente se explica por ter sido calculado de forma agregada – com a taxa de inflação trimestral – e por erros de medida e/ou de estimação. As mesmas razões explicam a diferença, em 1989, entre o imposto inflacionário (5.0688%) e a senhoriagem (5.4511%).

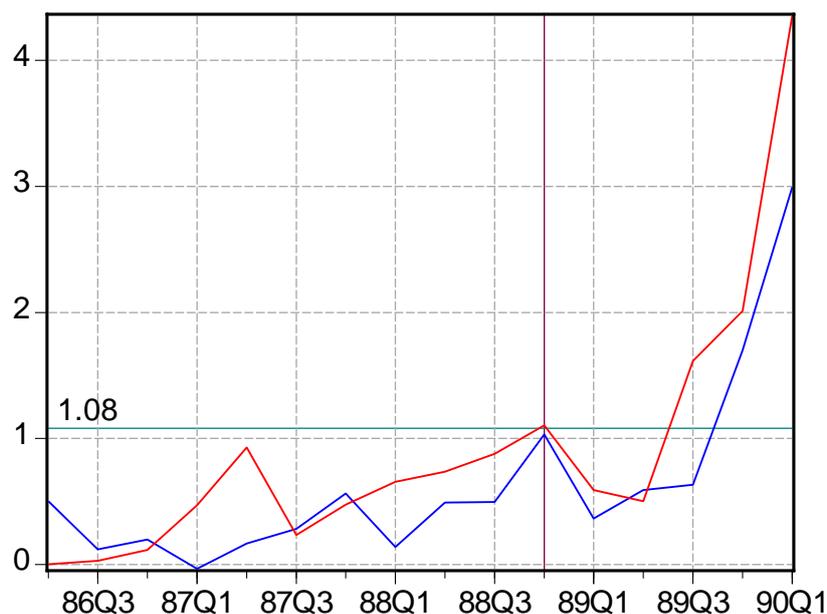
Por fim, não nos parece um procedimento estatístico apropriado utilizar um dado anual para fazer comparações com o que é estimado em frequência trimestral – em especial porque as unidades de medida se alteram, e fazer a transformação de uma frequência para outra no nosso caso não é possível. Por todas essas razões, o exercício realizado não será considerado válido.

Pela equação (13), a taxa de inflação que maximizava o imposto inflacionário era da ordem de 108% ao trimestre, inferior à taxa observada. Assim, a economia brasileira se deslocava, entre 1988.4 e 1990.1, ao longo do ramo descendente da curva de Laffer, com taxas de expansão monetária e de inflação em aceleração – processo interrompido temporariamente pelo Plano Verão; ver figura 7.

---

<sup>48</sup> Após 1987.2, o imposto inflacionário estimado com a equação (13) subestima sistematicamente o imposto inflacionário observado. Ou seja, o governo estaria arrecadando efetivamente mais imposto do que o indicado pela curva de demanda por moeda e, nesse caso, teríamos vivido uma hiperinflação desde o segundo trimestre de 1987, o que não foi o caso, como mostra o comportamento da variação da base real. Pela mesma razão, também não se suporta a tese de que a hiperinflação teria sido desencadeada no período 1988-1989, devido à discrepância entre imposto estimado e observado. A senhoriagem observada, portanto, cresceu relativamente à que seria obtida sobre a curva de Laffer, o que indica que a autoridade monetária teria acelerado a taxa de expansão monetária para produzi-la, o que, todavia, não ocorreu de fato.

FIGURA 7: Taxa de Expansão Monetária (Az.) e de Inflação (Ver.)



Essa situação é coerente, por exemplo, com o modelo de Cagan sob a hipótese de previsão perfeita. A partir do instante em que os agentes passam a seguir a nova regra de formação de expectativas, a inflação passa a convergir para o ponto de inflação alta. Dado um mesmo nível de coleta de senhoriagem, a autoridade tem de, ao longo desta trajetória, expandir continuamente a taxa de crescimento monetário, sem contudo desencadear um processo explosivo. Neste sentido, a AM segue uma curva de reação como a equação (5) e torna a moeda endógena, uma vez que a taxa de inflação se acelera pelas expectativas e pelo regime de indexação existente e, com isso, força a autoridade monetária a empurrar a expansão monetária para manter o mesmo nível de coleta de senhoriagem, gerando um círculo em que a criação de base realimenta o processo inflacionário.

No apêndice B testamos empiricamente a causalidade entre inflação e expansão monetária para o período 1986.03 a 1990.03, usando dados mensais. As duas variáveis cointegram com vetor  $(1, -1.5701, 0.0390)$ . A causalidade se dá no sentido da taxa de inflação para a expansão monetária: enquanto a taxa de inflação é superexógena com respeito à expansão monetária, o inverso não é verdade.

Essa conclusão tem várias implicações. A primeira é que, pelo fato de as variáveis serem cointegradas, descarta-se a possibilidade de ter ocorrido uma bolha racional inflacionária no período, mais precisamente em 1989; ver Diba e Grossman (1988a) e (1988b) e Hamilton e Whiteman (1985). Portanto, se houve uma hiperinflação ou uma megainflação, ela não foi causada por profecias auto-realizáveis. A segunda é que as expectativas nesse período são formadas de modo racional – ver Sargent e Wallace (1973) –, o que respalda a nossa estratégia de assumir previsão perfeita a partir do segundo trimestre de 1986. Nesse período, o esquema adaptativo de Cagan é racional e, conseqüentemente, o equilíbrio estável é agora a taxa de inflação alta. A terceira implicação é que a taxa de expansão monetária fica, a partir de 1986, endógena em relação às expectativas inflacionárias e à taxa de inflação.

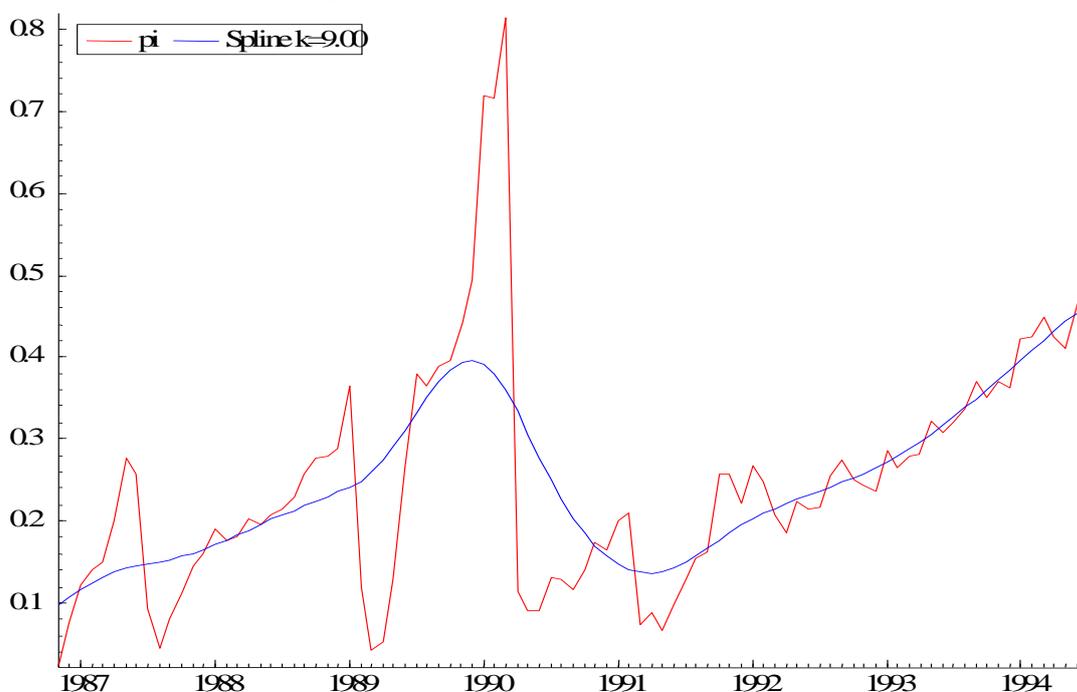
Assim, a taxa de inflação cresce simultaneamente ao processo de desmonetização e a uma rápida indexação da economia devido ao comportamento racional dos agentes. Nessa economia, os agentes estão adaptados a um regime de elevadas taxas inflacionárias e, por isso, a quantidade existente de moeda na economia é suficientemente pequena para não ocorrerem

surtos repentinos de fuga da moeda, dado que o grosso deste processo já aconteceu; ver figura A4. Numa economia como esta, descarta-se a possibilidade de surgimento de um processo hiperinflacionário.

Interessante observar que a taxa de inflação foi, nos anos de 1987 e 1988, em média superior à taxa de expansão monetária, sendo que em 1989 elas foram aproximadamente iguais; ver tabela 11 e figura 7. Ambas as taxas estavam se acelerando, descrevendo assim em dados a estilização de que a economia não se encontrava em *steady state*, mas se dirigia para ele.

No último trimestre de 1988, a taxa de inflação estava acima da inflação esperada, que maximizava o imposto inflacionário  $\pi_e^* = 108.106\%$  ao trimestre, equivalente a uma taxa mensal 26.321%. Com o Plano Verão, a inflação retrocede em 1989, mas volta, logo em seguida, para sua trajetória de crescimento, chegando a  $\pi_e^*$  em junho de 1989 – o que é mais fácil de visualizar pela série com frequência mensal plotada na figura 8 junto com uma função *spline* cúbica, sugerindo que, no segundo semestre de 1989, a economia brasileira se movia de fato no ramo descendente da curva de Laffer em direção à taxa alta de equilíbrio estacionário<sup>49</sup> – em torno de 268.528% ao trimestre e 54.463% ao mês.

FIGURA 8: Taxa de Inflação Observada e Tendência



Talvez essas sejam razões que ajudem a explicar por que a variação da base real foi, em média, negativa ou zero entre 1987 e 1989, indicando que a arrecadação do imposto inflacionário era superior ou igual à senhoriagem observada. Como a semielasticidade custo da demanda por moeda é menor que um, o crescimento da taxa de inflação estaria induzindo ao aumento da receita com o imposto inflacionário<sup>50</sup>, que em tese seria suficiente para cobrir com senhoriagem o déficit público.

A situação descrita é coerente também com o modelo de Cagan com parâmetros variáveis. Neste modelo, o reconhecimento de que o coeficiente de memória inflacionária ( $\beta$ )

<sup>49</sup> Essa hipótese não é recente na literatura internacional e aparece em diversos estudos sobre a hiperinflação alemã, entre os quais destacamos İmrohoroğlu (1993) e Easterly, Mauro e Hebbel (1992).

<sup>50</sup> Dada a equação (1) de demanda por moeda quando a taxa de inflação esperada é máxima, a elasticidade custo é igual a um. Isso ocorre quando  $\pi_e = 108.1061\%$ . Assim, em tese, até este ponto (ou seja, até 1989.4) a demanda é inelástica, e portanto a elevação de  $\pi_e$  aumenta a arrecadação do imposto inflacionário.

seja uma função crescente das expectativas inflacionárias torna instável a demanda por moeda. Sob expectativas racionais, este modelo é o mesmo que o descrito acima. Se as expectativas são adaptativas, ocorre um resultado semelhante. Desta forma, para uma economia com um elevado nível de cultura inflacionária e experiências com megainflações, a memória inflacionária se encurta no tempo e deixa os agentes permanentemente com suas expectativas acesas. Entra-se, com isso, numa armadilha em que a taxa de inflação esperada no instante zero  $\pi_0^e$  – por exemplo, no momento antecedente à percepção pelos agentes do fracasso de um plano de estabilização heterodoxo – é superior à taxa de inflação esperada  $\pi_*^e$ , que é tal que  $ab(\pi_*^e)=1$ <sup>51</sup>. Assim, se partimos de uma situação em que a taxa de inflação seja zero (Plano Cruzado), mas  $\pi_0^e > \pi_*^e$ <sup>52</sup>, então qualquer pipoco da inflação, mesmo na presença de uma queda do déficit público, leva a uma mais rápida queda na demanda por moeda do que a queda da oferta monetária, dado que a elevação das expectativas encurta a memória inflacionária e leva a economia a se reindexar rapidamente. Com isso, a inflação converge para a taxa elevada, puxada tanto pela rápida adaptação dos agentes à inflação alta, quanto pela não percepção dos custos econômicos da inflação.

Assim, no segundo semestre de 1989, motivada pelos fundamentos, e não por causa de uma bolha especulativa, a taxa de inflação estava em aceleração do lado errado da curva de Laffer, convergindo em direção ao seu equilíbrio estável de inflação alta igual a 268.528% ao trimestre – ou 54.463% ao mês. Em dezembro de 1989, a inflação atinge 49.388%. Ademais, a demanda por moeda cresce suavemente no último trimestre do ano – 3.318% –, indicando que não ocorria, até então, fuga da moeda. Por esta linha de raciocínio, teríamos vivido em 1989 não uma hiperinflação, apenas uma megainflação<sup>53</sup>.

Em janeiro de 1990, porém, a inflação salta para 71.900%, atingindo em março desse ano 81.320%, o que, como dissemos, não foi motivado por uma bolha, já que a inflação e o crescimento monetário cointegram entre 1986.03 e 1990.03. O que teria então acarretado esse crescimento de 46% na taxa de inflação em apenas um mês?

Uma primeira hipótese é a de que pode ter ocorrido nos parâmetros da demanda por moeda uma alteração que tenha tornado a curva de reação ainda mais côncava. Dada uma redução na semielasticidade custo, mantidos constantes o termo constante e o nível coletado de senhoriagem, a curva de reação rodaria no sentido anti-horário, o que faria a taxa de inflação convergir para um novo equilíbrio mais alto – sob a hipótese de expectativas racionais. Nesse caso, teríamos uma justificativa para uma aceleração inflacionária adicional que explicaria o salto da inflação para 70% ao mês em janeiro de 1990.

De outro lado, observando as predições um passo à frente, a partir da equação (13), e a demanda por moeda observada<sup>54</sup>, constata-se uma queda significativa em 1990.1<sup>55</sup> – de

<sup>51</sup> A condição de estabilidade de Cagan impõe que, para a taxa de inflação baixa ser a de equilíbrio estável, é necessário que  $ab(\pi^e) < 1$ ; logo, se a desigualdade se inverte, a economia converge para a taxa alta.

<sup>52</sup> Se refizemos o teste de cointegração de Engle-Granger, usando dados trimestrais, da taxa de inflação corrente apenas contra a sua primeira defasagem, estimamos um coeficiente dessa variável igual a 1.4636, o qual é uma *proxy* do coeficiente de inércia  $b$ . Assim, uma estimativa de  $ab$  é igual a 1.3539, a qual é superior a 1, o que implica que a condição de estabilidade de Cagan não prevalece mais, dando suporte ao modelo proposto e indicando que a taxa de equilíbrio estável é a taxa de inflação alta.

<sup>53</sup> Nossas estimativas para o período 1966-1989, embora apontem caminhos diversos do senso comum, encontram respaldo em modelos teóricos. Sem dúvida, existem indícios de uma má especificação na equação (13), mas inequivocamente ela carrega em si informações como a instabilidade dos parâmetros, também apontada pelos testes de cointegração, e a mudança na regra de formação das expectativas por parte dos agentes econômicos.

<sup>54</sup> O cálculo da demanda por moeda em 1990.1 foi feito levando-se em conta apenas a média dos dois primeiros meses do ano, uma vez que o Plano Collor, implantado em 15 de março, teve efeitos dentro do próprio mês a ponto de provocar uma elevação da demanda por moeda no trimestre.

39.322%%, medida pelo coeficiente de monetização sem logs; o que é uma indicação de fuga da moeda para ativos financeiros, estoques etc. e uma razão factual para justificar a aceleração da inflação nesse trimestre.

No sentido contrário, porém, a coleta de senhoriagem caiu para 1.732% como fração do PIB<sup>56</sup> nesse trimestre, representando em relação ao trimestre anterior uma queda de 44.243% – que tem como consequência aumentar a carga de financiamento do déficit público sobre a dívida pública. Assim, os efeitos são semelhantes, permitindo especular que a queda no coeficiente de monetização teria sido motivada não pela contração da moeda, mas pela redução do crescimento da quantidade de moeda em circulação na economia.

A taxa alta de equilíbrio estável está agora na casa dos 63.945% ao mês, inferior às taxas observadas. Se o modelo de expectativas racionais está certo, a taxa de inflação deveria retornar, passado algum tempo, a esse patamar<sup>57</sup>.

Garcia (1996), citando Sachs e Larrain (1993), afirma que, de dezembro de 1989 a março de 1990, a economia brasileira teria experimentado uma hiperinflação por causa de um medo generalizado de um *default* da dívida pública. Se tivesse existido um receio de falência governamental a ponto de os indivíduos se recusarem a comprar títulos públicos – o que teria impedido o financiamento dos déficits –, poder-se-ia chegar ao extremo em que as recompras do Banco Central conduziriam à monetização dos déficits e de parte da dívida. A percepção do risco de *default* obrigaria o governo a pagar um prêmio de risco para manter o mesmo estoque de títulos públicos nas mãos dos indivíduos, o que implicaria contrair a demanda por títulos para cada nível de taxa real juros.

Essa questão é esclarecida pelo estudo apresentado em Cerqueira (2006c), reportado no apêndice C e cujo objetivo é apresentar evidências de um aumento na demanda por títulos públicos no período 1988/89. Os valores preditos para a demanda por títulos públicos dentro e fora da amostra aparecem plotados junto com os valores observados na figura 9. Na medida em que um risco de *default* tivesse aparecido em algum ponto em torno de 1988, os valores dos estoques da dívida pública estimados pela equação (C2), tomando-se o período que se encerra em 1986.1, teriam de superestimar os valores efetivamente observados a partir de 1988<sup>58</sup>. Não é isso, entretanto, o que dizem os dados. As previsões com base na equação (C2) continuam produzindo valores muito próximos do ocorrido, mesmo fora do período amostral, como se pode observar na figura 9. São evidências que negam a hipótese do temor de uma falência governamental.

O que existem, ao contrário, são evidências de um aumento da demanda de títulos, dada a taxa real de juros. Reestimando a demanda para o período 1966 a 1989, na mesma especificação da equação (C1), mas introduzindo a variável tempo para descrever seus deslocamentos potenciais, chegamos aos resultados apresentados nas equações (C3 e C4). A variável tempo – T – comparece com o sinal positivo, e não negativo, indicando que a demanda se expande dadas as taxas reais de juros presente e passadas, em vez de contrair-se, como indicaria a hipótese dos risco.

---

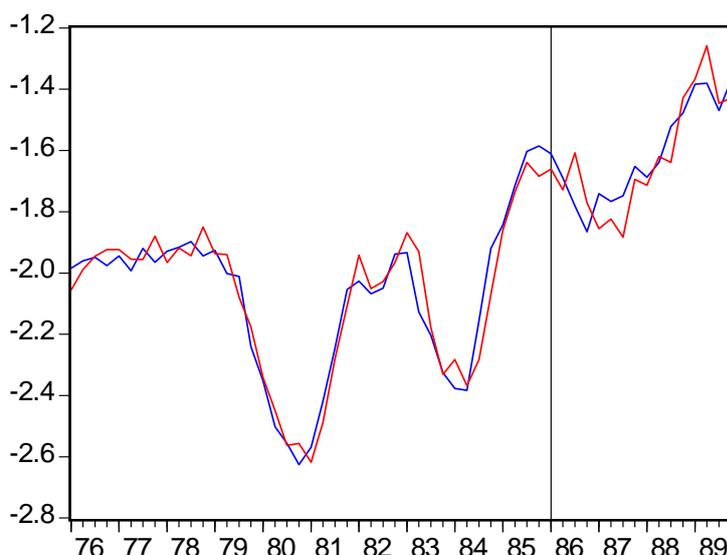
<sup>55</sup> Porém não tão forte quanto a predita pela demanda por moeda, que antevê quedas consecutivas desde o terceiro trimestre de 1989, num total acumulado de 57.927%.

<sup>56</sup> Os cálculos seguem o mesmo procedimento que o realizado para a demanda por moeda.

<sup>57</sup> Note que um aumento no termo constante na demanda por moeda ou uma redução do grau de senhoriagem coletado, sob expectativas racionais, reduz a taxa de inflação alta.

<sup>58</sup> O conteúdo informacional dessa equação transcende os resultados utilizados. Por ela, pode-se perceber a elevada elasticidade da demanda por títulos em relação à taxa real de juros, mostrando que a taxa de juros de *overnight* foi um instrumento eficiente para induzir a colocação títulos da dívida. Por essa evidência, não se pode rejeitar a hipótese de um efeito riqueza sobre o consumo, o que nos leva a descartar a proposição da equivalência ricardiana nesse período.

FIGURA 9: Demanda por Títulos Públicos: Valores Observados (az.) e Estimados (verm.)



Esse resultado deveria ser esperado, uma vez que as inovações financeiras, tornando os títulos substitutos da moeda, contraem a demanda de moeda, dados o produto e a taxa real de juros. Como os riscos de moratória interna contraem a demanda por títulos, então, se foram percebidos, foram também dominados pelos efeitos das inovações financeiras. Ante a perspectiva de uma hiperinflação e de uma eventual percepção de crescente probabilidade de moratória interna, não constatamos um processo de fuga dos ativos financeiros emitidos pelo governo até 1989.

Entretanto, no primeiro trimestre de 1990, excluído o mês de março, o estoque de títulos públicos como fração do PIB caiu 29.287%. Isso sugere que os agentes teriam fugido da moeda e dos títulos públicos para comprar bens ou dólar. O que teria então aquecido a economia e explicado o salto da inflação nesse período e explodido a cotação do dólar paralelo? O PIB caiu 5.317% no último trimestre de 1989 e 7.649% no primeiro trimestre de 1990, e nesses meses o ágio do paralelo retrocedeu. Esses fatos não dão respaldo ao argumento.

Talvez uma rota mais profícua seja especular sobre um processo de remarcação preventiva de preços, após o fim das eleições presidenciais, motivado pelos receios de um novo congelamento de preços – mas não de ativos financeiros. Ou seja, a regra de formação das expectativas pode ter se alterado uma vez mais, passando a depender da ocorrência dos choques heterodoxos. Consideremos, então, o seguinte modelo, apresentado em Cerqueira (2006b).

Como mencionamos, a contração contínua da demanda por moeda reduziu sistematicamente a base monetária e o estoque de meios de pagamento, justificando de certa forma a redução observada da semielasticidade custo da demanda por moeda, que se tornou juros inelástica e deixou a curva LM mais inclinada. Assim, o grau de monetização da economia desceu a um ponto tal, que os agentes passaram a ser pouco influenciados pela elevação da taxa de inflação. No limite, a demanda de moeda se reduz a uma equação de Cambridge. Por outro lado, diante de uma situação em que são aplicados choques heterodoxos sucessivos, a regra de formação de expectativas de Cagan perde qualquer sentido, e os agentes passam a apostar que a inflação se acelere constantemente depois do choque.

Sendo assim, consideremos o seguinte modelo, consistente com essas duas situações e com a hipótese da taxa natural de desemprego:

$$\pi = \pi^e + \gamma h, \quad \gamma > 0 \tag{14}$$

$$m = p + h \tag{15}$$

$$\dot{\pi}^e = C_n, \tag{16}$$

onde  $h = y - \bar{y}$  é o hiato do produto,  $C_n$  é uma constante positiva, presumivelmente tanto maior quanto a ordem histórica  $n$  do choque, *i.e.*,  $C'_n > 0$ , e todas as variáveis estão expressas em logaritmos. A equação (14) representa a curva de Phillips; (15), a equação quantitativa; e (16), a regra de formação de expectativas.

Suponhamos que, em  $t = 0$ , a taxa de inflação esperada e a oferta real de moeda estejam constantes, *i.e.*,  $\dot{\pi}^e = \mu = 0$ . Nesse caso, o Banco Central quer e consegue manter o controle sobre a expansão monetária. A trajetória do produto é obtida a partir da combinação das equações acima, integrando a equação de expectativas e em seguida resolvendo uma equação diferencial, cujo resultado é dado por:

$$h = k\bar{e} + \frac{C_n}{\gamma} \tag{16}$$

A partir dessa equação e sabendo que  $\dot{h} = -\pi$ , obtém-se a dinâmica da taxa de inflação dada por

$$\dot{\pi} = k\bar{e} + \frac{C_n}{\gamma}. \tag{17}$$

Consideremos que, em  $t = 0$ , se faça um choque heterodoxo tal, que a inflação caia a zero; e suponhamos que  $k < 0$ . Pela equação (17), a inflação descreverá, após o choque, a trajetória indicada na figura 10. Dessa forma, movida pelas expectativas, a inflação após o choque, gradativamente, convergirá para o patamar de equilíbrio. E, como  $C'_n(n) > 0$ , o patamar de convergência será, a cada novo choque, progressivamente mais alto. Com esse comportamento das expectativas, a aplicação sucessiva de choques heterodoxos conduz à aceleração da taxa de inflação. Conseqüentemente, se a economia vive um constante regime de choques, no estilo dos aplicados à economia brasileira, a credibilidade dos planos e do governo se esvai, a inflação cresce aos saltos e se forma uma rota hiperinflacionária.

Pela equação (16), com uma situação tal como a descrita, o produto está em queda permanente. Então, se em meio à seqüência de choques se implanta uma política monetária acomodatória – tal como ocorrido ao longo do período pós-1986 – de modo a interromper a

queda do produto, *i.e.*, tal que  $h = 0$ , da equação (14) e usando o fato de que  $\int_0^t \dot{\pi}^e ds = C_n t$ ,

temos que

$$\pi = \pi^e = C_n t. \tag{18}$$

Ou seja, a economia entra em uma rota hiperinflacionária, enquanto o lado real da economia está em equilíbrio, dado que a moeda está endógena ( $\mu = \pi$ ) para que  $h = 0$ .

De fato, o produto real cresceu a taxas relativamente moderadas – entre 1.337% (média trimestral anualizada) e 2.197% (variação média anual) ao ano – nos anos que antecederam a 1990. Por outro lado, como ficou evidenciado, a taxa de expansão monetária foi gradativamente acelerada – ver tabela 11 – e estava endogeneizada. Ademais, vivia-se em um ambiente de progressivo descrédito do governo e das autoridades econômicas e com a implantação de sucessivos choques econômicos perturbadores. Esses choques acabaram afetando a cabeça dos agentes de tal forma que eles presumivelmente alteraram o processo de formação das expectativas, tornando-as sensível aos choques heterodoxos. Este conjunto de elementos

acabou por desencadear o processo megainflacionário ou hiperinflacionário pelo qual passou a economia brasileira no início de 1990<sup>59</sup>.

Esse processo é interrompido temporariamente pelo Plano Collor. Reparemos que, pela figura 8, a inflação seguia até 1990 uma tendência tal que ocorre uma mudança violenta de regime que a faz entrar em outra rota ascendente a partir de 1991, muito parecida com a descrita pela equação 18; ver Cerqueira (2006b).

#### 4. Conclusões

Neste ensaio examinamos o comportamento da demanda por moeda nos períodos 1964.2 a 1986.1 e entre 1964.2 e 1989.4. Devido à dificuldade de encontrar uma relação de cointegração entre as variáveis e porque estávamos interessados em estudar somente a equação de demanda por moeda, optamos por uma especificação mais intuitiva com as séries em níveis, seguindo uma tradição da literatura internacional.

Concluimos, para o primeiro período, que as inovações financeiras ocorridas levaram à contração na demanda por moeda, dificultando a coleta de senhoriagem pela autoridade monetária. No entanto, postulamos que a AM reagiu reduzindo o multiplicador bancário, o que permitiu manter a fração do imposto inflacionário arrecadado pelo governo, sem endogeneizar a oferta monetária. Além disso, ficou descartado o risco de ocorrer uma hiperinflação por volta do início de 1986, induzindo-nos a concluir que a implantação do Plano Cruzado, sem um planejamento adequado, foi uma atitude precipitada da autoridade econômica. Para a economia, as conseqüências foram nefastas, uma vez que o fracasso do plano acelerou ainda mais a taxa de inflação, desorganizou o sistema de preços relativos e o lado real da economia e deu origem a uma família de planos semelhantes, cuja função era interromper uma escalada inflacionária, para, em seguida aos seus fracassos, aumentar o patamar e acelerar a taxa de inflação.

No estudo do período 1964.2 a 1989.4, concluimos que a expansão monetária era endógena e que a regra adequada de formação de expectativas inflacionária era a racional. Dado esse fato, estimamos a demanda por moeda para o período e obtivemos diversos resultados interessantes. Primeiro, ficaram mais enfatizadas as contrações na demanda por moeda entre 1976 e 1985 – e que nenhuma outra quebra importante foi detectada após essas datas<sup>60</sup>. Segundo, a semielasticidade custo da demanda caiu de forma significativa quando se incorporou à amostra o período 1986.2-1989.4, denotando uma dominância dessa fase sobre todo o período. A queda desse coeficiente alterou radicalmente a estrutura das curvas de Laffer do imposto inflacionário, elevando a senhoriagem máxima arrecadável e os níveis de taxa de inflação alta. Com isso, os riscos de uma hiperinflação estavam distantes em 1988. Se em 1989 os riscos eram maiores, a variação da base monetária era próxima de zero, o que não suporta, no marco do modelo adaptativo de Cagan, uma hiperinflação, apesar da queda contínua dos saldos reais. Terceiro, como a partir do último trimestre de 1988 a taxa de inflação superava a

<sup>59</sup> Decifrar o dilema se vivemos ou não uma hiperinflação é mais uma questão que deixamos em aberto para futuras pesquisas. Isso passa, provavelmente, por reconhecer as limitações do modelo quanto a sua capacidade de explicar de que modo uma economia como a brasileira entra em um processo hiperinflacionário, independentemente da regra de formação de expectativas que se use. Sendo assim, além da hipótese de parâmetros variáveis, pode-se pensar em outros modelos ou especificações de demanda por moeda que considerem uma equação em diferenças, ou um outro desenho para a série de expectativas inflacionárias, ou outra estimativa para o PIB consistente, ou que considerem relevante um conceito mais amplo de moeda, ou um modelo que aborde a questão por outro ângulo, como o descrito no final desta seção.

<sup>60</sup> Considerando a instabilidade dos parâmetros observada, isso nos sugere a hipótese de estarmos operando nos limites do modelo. Assim, os resultados devem ser olhados com cautela. A questão da má especificação não parece residir apenas na exclusão ou inclusão desta ou daquela variável, mas remonta à adequação da estrutura completa do modelo para captar o que ocorreu nesse período. Contudo, a solução dessa questão é assunto para futuras pesquisas.

taxa que maximizava o imposto inflacionário e estava em aceleração, dado termos concluído que as expectativas eram racionais, então postulamos que, motivada pelos fundamentos, a taxa de inflação em 1989 se descolava do lado errado da curva de Laffer em direção à taxa alta de equilíbrio estacionário, o que é corroborado pelo fato de que a expansão monetária cointegrava com a taxa de inflação entre 1986.02 e 1990.3, e que portanto a ocorrência de uma bolha racional inflacionária estava descartada. Dessa forma, concluímos que a economia não viveu uma hiperinflação em 1989.

No entanto, como em janeiro de 1990 a taxa de inflação disparou para além da taxa de equilíbrio estacionário e não retrocede, as conclusões são ambíguas. Houve fuga da moeda e dos títulos públicos no início de 1990, porém não é imediata a relação entre esses fatos e a aceleração da inflação, especialmente quando se tem em conta que o coeficiente de monetização da economia já era muito pequeno, o que permite concluir que a demanda por moeda tinha convergido para uma equação de Cambridge. Assim, abre-se a hipótese de ter ocorrido alguma mudança radical de parâmetros. Dessa forma, postulamos que os agentes econômicos passaram a incorporar em suas expectativas inflacionárias a ocorrência de choques heterodoxos. Conjecturamos, assim, que o receio de um novo congelamento levou à remarcação preventiva de preços. Pelo modelo apresentado, estávamos à beira de uma hiperinflação, ou passando por uma megainflação. Se considerarmos que a economia funcionava sem pânico nem dolarização devido ao vigoroso sistema de indexação, talvez possamos concluir que, dados os casos clássicos de hiperinflação, a economia brasileira não viveu essa experiência.

Nossa contribuição neste estudo foi termos estimado uma demanda por moeda parcimoniosa e intuitiva e, com ela, concluído que os riscos de uma hiperinflação em 1986 eram inexistentes; portanto, a série de choques que começa com o Plano Cruzado foi um equívoco de política econômica. Mostramos também que a aceleração inflacionária em 1989 não podia ser considerada uma hiperinflação, mas uma megainflação que se dirigia para o equilíbrio de *steady state* de taxa de inflação alta. Por fim, oferecemos como interpretação que a escalada inflacionária do início de 1990 se deveu a uma remarcação preventiva de preços ante o medo de um novo congelamento.

## 5. Referências Bibliográficas

Albuquerque, P.H. & Gouvea, S. (2002). "Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil", *Proceedings of Latin American Meeting of the Econometric Society*, São Paulo.

Andima (1997). "Séries Históricas: Taxas de Juros – Um Amplo Estudo sobre o Mercado Aberto no Brasil". Rio de Janeiro: Andima.

Andrews, D.W.K. & Ploberger, W. (1994). "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative", *Econometrica*, 62(6), 1383-1414.

Barbosa, M.L. (1992). *Inovações Financeiras e Parâmetros Variáveis: Um modelo para o caso brasileiro*, Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia, PUC, RJ.

Bai, J. & Perron, P. (2003a). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.

Bai, J. & Perron, P. (2003b). "Critical Values for Multiple Structural Change Tests", *Econometrics Journal*, 6, 72-78.

Blanchard, O. & Fisher, S. (1989). *Lectures on Macroeconomics, cap. 4. Cambridge: The MIT Press.*

Bruno, M. (1989). "Econometrics and the Design of Economic Reform", *Econometrica*, 57(2), 275-306.

Bruno, M. & Fischer, S. (1990). “Seigniorage, Operating Rules, and the High Inflation Trap”, *The Quarterly Journal of Economics*, May, 353-374.

Cagan, P. (1956). “The Monetary Dynamics of Hyperinflation.” In Friedman, M. (ed.) (1981). *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: The University of Chicago Press.

Campbell, J.Y. & Perron, P. (1991). “Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots.” Cambridge: NBER Macroeconomics Annual Conference.

Campos, J., Ericsson, N. & Tran, H. (1990) “Pc-Give and David Hendry’s Econometric Methodology”, *Revista de Econometria*, 10(1), 7-117.

Cerqueira, L.F. (1993). Demanda por Moeda, Regressões Espúrias e Níveis de Instabilidade Hiperinflacionários, *Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia, PUC, RJ*.

Cerqueira, L.F. (1999). “Monte Carlo Procedure for Unit Root Testing: New Evidence on Brazilian Time Series Stationarity”, *Archétypon* 8(24), 116-161.

Cerqueira, L.F. (2006a). “Exogeneity of Money Supply in Brazil from 1966 to 1985”, a ser publicado no próximo número da revista *Economica*.

Cerqueira, L.F. (2006b). “Expectativas, Déficit, Senhoriagem e Inflação”. In Cerqueira, L.F. (2006), *A Macrodinâmica da Economia Brasileira, 1960-2005: Uma Avaliação Empírica do PIB Trimestral, Inflação, Expectativas & Demanda por Moeda, Dissertação de Doutorado, Instituto de Economia, UFRJ*.

Cerqueira, L.F. (2006c). “Dinâmica da Taxa Inflação no Brasil, de 1960 a 2005.” In Cerqueira, L.F. (2006), *op. cit.*

Cerqueira, L.F. (2006d). “Metodologia para a Periodização Endógena da Taxa de Inflação no Brasil e Aproximação de Seus Modelos Arima, 1960 a 2005”. In Cerqueira, L.F. (2006), *op. cit.*

Cerqueira, L.F. (2006e). “Atividade Monetária entre 1964 e o Início de 1986”. In Cerqueira, L.F. (2006), *op. cit.*

Cerqueira, L.F. (2006f). “Metodologia para a Recuperação do PIB Trimestral Utilizando Modelos Univariados e Multivariados em Espaço de Estado com Valores Omissos, Benchmarking, Variáveis Explicativas e Heterocedasticidade”. In Cerqueira, L.F. (2006), *op. cit.*

Diba, B.T. & Grossman, H.I. (1988a). “Rational Inflationary Bubbles?” *Journal of Monetary Economics* 21, 35-46.

Diba, B.T. & Grossman, H.I. (1988b). “Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?” *The American Economic Review*, 78(3), 520-530.

Dolado, J.J. & Lütkepohl, H. (1996). “Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems”, *Econometric Reviews* 15, 369-386.

Durbin, J. & Koopman, S.J. (2004). *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford: Oxford University Press.

Engle, R.F. & Lee, G.G.J. (1999). “A Long Run and Short Run Component Model of Stock Return Volatility”. In Engle, R.F. & White, H. (eds.) (1999). *Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W.J. Granger*. Oxford, NY: Oxford University Press.

Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”. In Engle, R. F. & Granger, C.M.J. (eds.) (1991). *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. New York: Oxford University Press.

Easterley, W., Mauro, P. & Schmidt-Hebbel, K. (1992). “Money Demand and Seigniorage-Maximizing Inflation”, unpublished paper.

Engle, R.F., Hendry, D.F. & Richard, J-F. (1983). “Exogeneity”. In Ericsson, N.R. & Irons, J.S. (eds.) (1994). *Testing Exogeneity*. Oxford: Oxford University Press.

Engsted, T. (1994). “The Classic European Hyperinflations Revisited: Testing the Cagan Model Using a Cointegrated VAR Approach”, *Economica*, 61, 331-343.

Ericsson, N.R. (1994). “Testing Exogeneity: An introduction”. In Ericsson, N.R. & Irons, J.S. (eds.) (1994), *op.cit.*

Fischer, S. (1982). “Seigniorage and the Case of National Money”, *Journal of Political Economy*, v. 90(2).

Garcia, M.G.P. (1996). “Avoiding Some Costs of Inflation and Crawling Toward Hyperinflation: The case of the Brazilian Domestic Currency Substitute”, *Journal of Development Economics*, 51, 139-159.

Giambiagi, F. & Pereira, P.L.V. (1990). “Déficit Público e Inflação: O Caso Brasileiro”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 20 (1), abril,

Gonzalo, J. (1994). “Five Alternative Methods of Estimating Long Run Equilibrium Relationships”, *Journal of Econometrics* 60, 203-233.

Granger, C.W.J. (1966). “The Typical Spectral Shape of an Economic Variable”, *Econometrica*. 34, 150-61.

Granger, C.W.J. (1986). “Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables.” In Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (eds.) (1991), *op. cit.*

Granger, C.W.J. & Newbold, P. (1986). *Forecasting Economic Time Series, 2<sup>nd</sup> edition*. San Diego: Academic Press.

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

Hansen, B.E. (1997a). “Approximate Asymptotic P-Values for Structural-Change Tests”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 60-67.

Hansen, B.E. (1997b). “Inference in TAR Models”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2(1), 1-14.

Hansen, H. & Juselius, K. (1995). *Cats in Rats – Cointegration Analysis of Time Series*. Evanston: Estima.

Harvey, A.C. (1990a). *The Econometric Analysis of Time Series*. Exeter: Philip Alan.

Harvey, A.C. (1990b). *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Imorohoroğlu, S. (1993). “Testing for Sunspots Equilibria in the German Hyperinflation”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 289-317.
- Inclan, C. & Tiao, G.C. (1994). “Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance”, *Journal of the American Statistical Association*, 89(427), 913-923.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*. New York: Oxford University Press.
- Griffiths, W.E., Hill, R.C. & Judge, G.G. (1993). *Learning and Practicing Econometrics*. Danvers, MA: John Wiley & Sons.
- Koopman, S.J., Harvey, A.C., Doornik, J.A. & Shephard, N. (2000). Stamp 6.3: Structural Time Series Analyzer, Modeller, and Predictor. London: Timberlake Consultants.
- Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Lütkepohl, H. (2004). “Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models”. In Lütkepohl, H. & Kräzig, M. (eds.) (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- MacKinnon, J. (1991). “Critical Values for Cointegration Tests.” In Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (eds.) (1991), *op.cit.*
- MacKinnon, J., Haug, A. & Michelis, L. (1999). “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- Maddala, G.S. & Kim, In-Moo (2002). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Changes*. Cambridge: Cambridge University Press.
- McCallum, B.T. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*, caps. 7, 8 e 9. New York: Macmillan Publishing Co.
- McCallum, B.T. (1996). *International Monetary Economics*, cap. 8. New York: Oxford University Press.
- Minella, A. (2003). “Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation”, *Revista Brasileira de Economia*, 57(3), 603-635.
- Nakane, M.I. (1994). *Testes de Exogeneidade Fraca e de Superexogeneidade para a Demanda por Moeda no Brasil*. Rio de Janeiro: BNDES.
- Nelson, D.B. (1990). “Stationarity and Persistence in the GARCH(1,1) Model.” In Engle, R.F. (ed.) (1999). *ARCH: Selected Readings*. New York: Oxford University Press
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1997). *Foundations of International Macroeconomics*, cap. 8. Cambridge: The MIT Press.
- Park, J.Y. & Phillips, P.C.B. (1988). “Statistical Inference in Regression with Integrated Regressions with Integrated Processes: Part I”, *Econometric Theory*, 4, 95-131.
- Park, J.Y. & Phillips, P.C.B. (1989). “Statistical Inference in Regression with Integrated Regressions with Integrated Processes: Part II”, *Econometric Theory*, 5, 468-497.
- Pastore, A.C. (1994/95). “Déficit Público, a Sustentabilidade do Crescimento das Dívidas Interna e Externa, Senhoriação e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro”, *Revista de Econometria* 14(2): 177-234.

- Pastore, A.C. (1997a). "Passividade Monetária e Inércia", *Revista Brasileira de Economia* 51: 1-51.
- Pastore, A.C. (1997b). "Senhoriagem e Inflação: O Caso Brasileiro", *Revista de Economia Aplicada*, 1(4), 583-621.
- QMS (2004). *Eviews 5*. Irvine, C.A. *Quantitative Micro Software*. LLC.
- Rossi, J.M. (1993). "Modelando a Demanda por Moeda no Brasil", *Texto para Discussão*, IPEA/Rio, Dezembro de 1993.
- Rossi, J.M. (1993). "O Modelo Hiperinflacionário da Demanda por Moeda de Cagan e o Caso do Brasil", *Texto para Discussão*, IPEA/Rio, Dezembro de 1993.
- Rossana, R.J. & Seater, J.J. (1995). "Temporal Aggregation and Economic Time Series", *Journal of Business and Economic and Statistics* 13(4): 441-451.
- Sargent, T. (1987). *Macroeconomic Theory*. San Diego: Academic Press.
- Sargent, T. & Wallace, N. (1973). "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation." In Lucas, R. & Sargent, T. (eds.) (1981). *Rational Expectations and Econometric Practice*. Minneapolis: The University of Minnesota Press.
- Sargent, T. & Wallace, N. (1982). "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic." In Sargent, T. (1986). *Rational Expectations and Inflation*. New York: Harper & Row.
- Simonsen, M.H. (1985). "A Inflação Brasileira: Lições e Perspectivas", *Revista de Economia Política* 5(4), 15-30.
- Sims, C.A., Stock, J.H. & Watson, N.W. (1990). "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica* 58, 113-144.
- Teixeira, N. (1991). *Demanda de Moeda no Brasil: A Comprovação do Seu Deslocamento*, Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia, PUC, RJ.
- Tourinho, O.A. (1995). "The Demand for Money in High Inflation Episodes: Brazil 1974-1992", *Pesquisa e Planejamento Econômico* 25, 1014-1039.
- Triches, D. (1992). *Demanda por Moeda no Brasil e a Causalidade entre as Variáveis Monetárias e a Taxa de Inflação: 1972/87*. Rio de Janeiro: BNDES.
- Valls Pereira, P.L. (1988). "Co-integração" uma Resenha com Aplicação a Séries Brasileiras", *Revista de Econometria* 8, jul/dez.
- Walsh, C.E. (1998). *Monetary Theory and Policy*. Cambridge: The MIT Press.
- Watson, M.W. (1994). "Vector Autoregressions and Cointegration." In Engle, R.F. & McFadden, D.L. (eds.), (1994). *Handbook of Econometrics IV*, pages 2844-2915. Amsterdam: Elsevier Science.
- Working, H. (1960). "Note on the Correlation of Differences of Average in a Random Chain", *Econometrica* 28, 916-918.

### Apêndice A: Os Dados

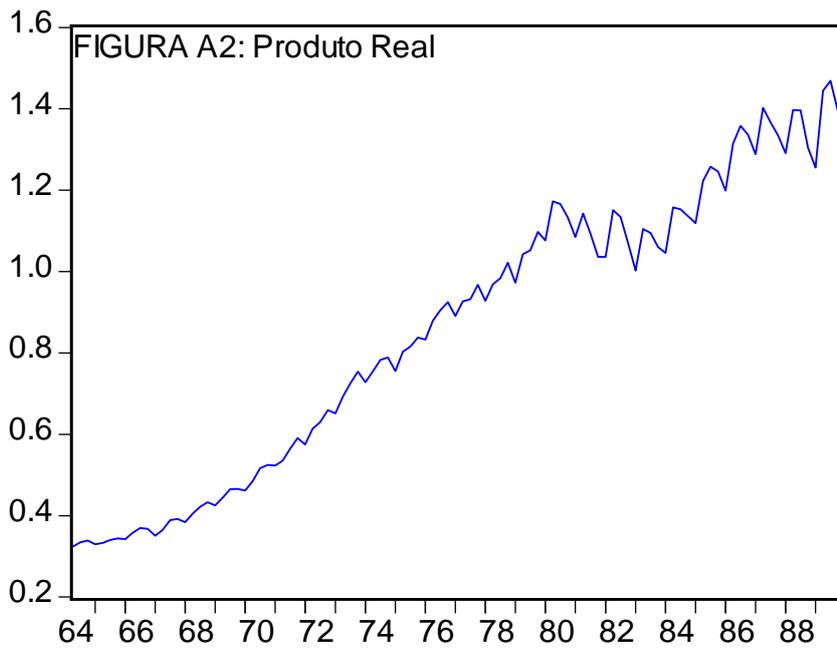
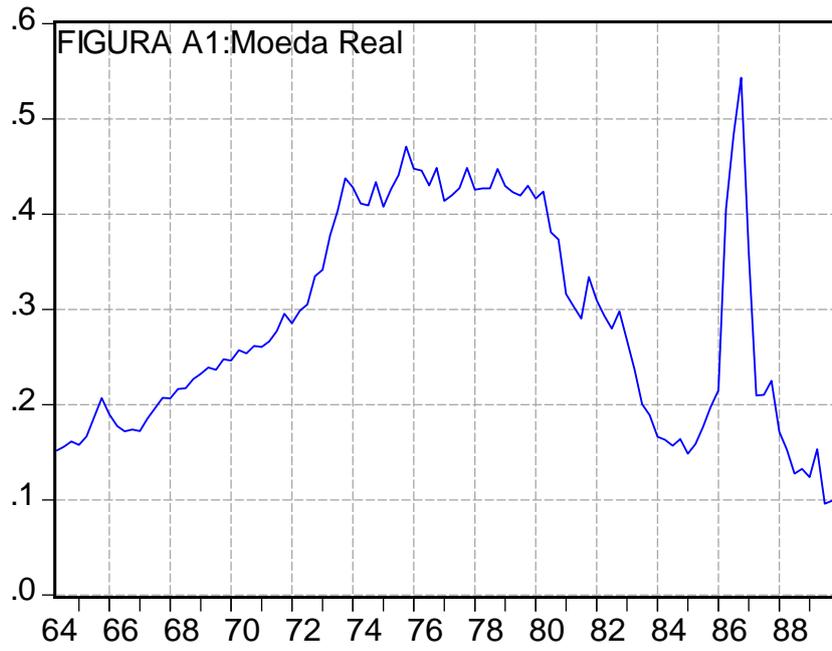
Nas figuras a seguir estão plotadas as séries utilizadas na pesquisa, a saber: (i) moeda real; (ii) produto real; (iii) taxa de inflação esperada formada adaptativamente (PIE) junto com a série que é adaptativa até 1986.1 e igual à taxa de inflação observada a partir desse trimestre (PIEPERF); (iv) coeficiente de monetização (M/PY).

### Apêndice B: Testes de Cointegração entre Taxa de Expansão Monetária e de Inflação

Neste apêndice são apresentados os resultados dos testes de cointegração para o período 1986.03 a 1990.03, bem como os testes de diagnóstico multivariados e univariados dos resíduos do sistema estimado com a imposição da restrição de um vetor de cointegração. As estatísticas reportadas seguem as convenções da literatura internacional; no lugar das estatísticas são informados os *p-values*  $\chi^2$  dos testes Q (Ljung-Box), LM (Breusch-Godfrey), White, ARCH-LM, Q<sup>2</sup> (McLeod-Li), BJ (Bera-Jarque), LUTK (Lütkepohl), DH (Doornik-Hansen), Urzua<sup>61</sup>. As estatísticas de avaliação do modelo R<sup>2</sup>, SER (erro padrão), LogL (log de verossimilhança), CorTr (correlação do traço) e os critérios de informação AIC e SIC são apresentados pelos valores estimados. São reportadas as duas maiores raízes da matriz companheira. Na tabela B1 aparecem os resultados do teste de cointegração. Abaixo das estatísticas figuram os valores críticos ao nível de 1% e os *p-values* associados; ver MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

---

<sup>61</sup> Esses três últimos testes são versões multivariadas de testes de não normalidade, que se distinguem pelo processo de fatoração da matriz de covariância dos resíduos para normalizá-los. No entanto, todas as estatísticas de testes multivariadas resultantes se resumem à estatística univariada de Bera-Jarque. O teste DH é invariante à ordem e à escala das variáveis no VAR. O Urzua possui uma alternativa específica, que é a distribuição exponencial quártica; ver Hansen e Juselius (1995), QMS (2004) e Lütkepohl (2004).



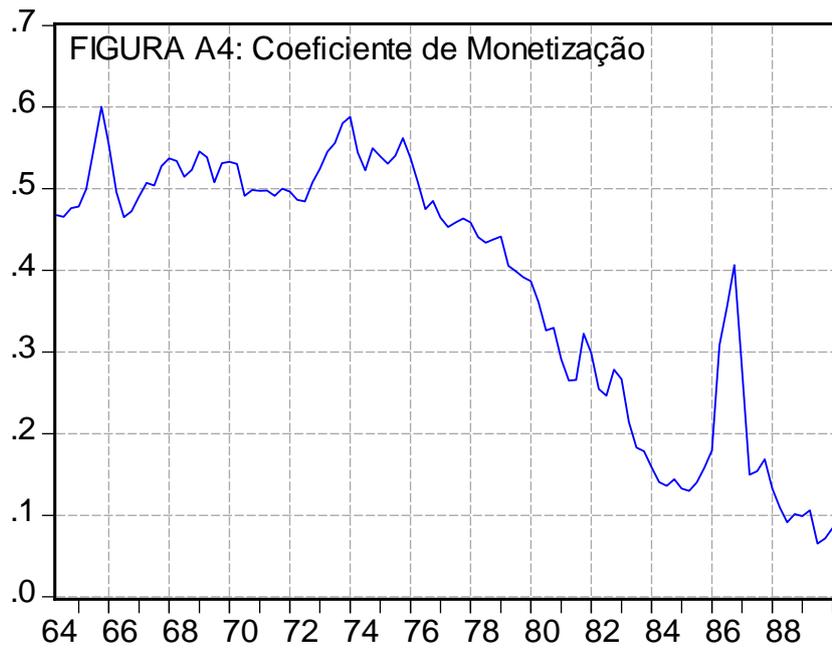
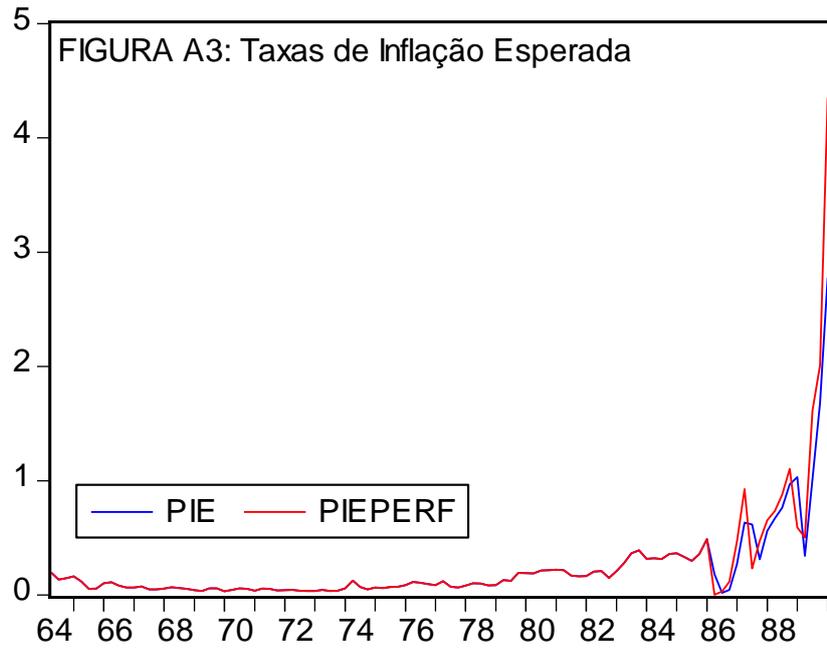


Tabela B1: Testes de Cointegração de Johansen

ESTATÍSTICAS DE TESTE				VETOR DE COINTEGRAÇÃO
Traço		λ-Max		(MOEDA, INFLAÇÃO, CONSTANTE)
r=0	r≤1	r=0	r≤1	
17.7294	0.0366	17.6927	0.0366	(1.0000, -1.5701, 0.0390)
(15.4971)	(3.8415)	(14.2646)	(3.8415)	
(0.0227)	(0.8482)	(0.0138)	(0.8482)	
<b>TESTE DE RESTRIÇÃO DE COINTEGRAÇÃO</b>				
RESTRIÇÃO: (1,-1,#) $\chi^2(1) = 5.4864$ ; P-VALUE = 0.0192				

Nota: O símbolo # significa que o parâmetro é irrestrito. Os autovalores estimados foram 0.3031 e 0.0008.

Na tabela B2 são apresentados testes de exogeneidade fraca usando a restrição de que existe um vetor de cointegração reportado na tabela B1, e os coeficientes de ajustamento são respectivamente  $(0, \alpha)$  e  $(\alpha, 0)$ . Embaixo de cada estatística, aparece o *p-value* correspondente. Na tabela B3 reportamos os testes de diagnósticos do modelo restrito com o vetor estimado e com o coeficiente de ajustamento da equação da taxa de inflação igual a zero. Pela tabela B2 concluímos que a taxa de inflação é fracamente exógena para os parâmetros de interesse do modelo condicional da expansão monetária, mas o inverso não é verdade. A tabela B3 indica que os resíduos do VECM estimado restrito apresentam boas propriedades estocásticas e o sistema é estável.

Tabela B2: Teste de Exogeneidade Fraca do Coeficiente de Ajustamento

HIPÓTESE NULA	ESTATÍSTICA DE TESTE / P-VALUE
MI é fracamente exógena para o parâmetro de interesse no modelo condicional PI	16.7268 (0.0000)
PI é fracamente exógena para o parâmetro de interesse no modelo condicional MI	0.6568 (0.4177)

Tabela B3: Testes de Diagnósticos do VAR (VECM) Restrito

TESTES MULTIVARIADOS					
N=49	LogL=154.0867	CorTR=0.3049	AIC=-5.8811	SIC=-5.4950	Q(2)=0.6404
Q(4)=0.4203	Q(6)=0.4731	Q(12)=0.7012	LM(1)=0.2476	LM(3)=0.1275	LM(6)=0.1732
LM(9)=0.2833	LM(12)=0.5874	WHITE=0.0297	LUTK=0.6410	DH=0.1896	URZUA=0.6540
$\rho_1=0.67044$	$\rho_2=0.2859$				
TESTES UNIVARIADOS – EQUAÇÃO 1: DPI					
R <sup>2</sup> =0.3150	SER=0.0431	AIC=-3.3896	SIC=-3.2738	Q(2)=0.6512	Q(4)=0.1076
Q(6)=0.1267	Q(12)=0.3034	LM(1)=0.1437	LM(3)=0.0752	LM(6)=0.2491	LM(9)=0.1407
LM(12)=0.1679	ARCH(1)=0.5125	ARCH(4)=0.0720	ARCH(12)=0.5283	Q <sup>2</sup> (4)=0.0381	Q <sup>2</sup> (12)=0.3346
WHITE=0.2361	Sk=-0.1893	Ek=0.8139	BJ=0.4393		
TESTES UNIVARIADOS – EQUAÇÃO 2: DMI					
R <sup>2</sup> =0.3097	SER=0.0631	AIC=-2.6088	SIC=-2.4543	Q(2)=0.7718	Q(4)=0.6387
Q(6)=0.3987	Q(12)=0.4342	LM(1)=0.9742	LM(3)=0.8394	LM(6)=0.5316	LM(9)=0.2759
LM(12)=0.3606	ARCH(1)=0.2176	ARCH(4)=0.5972	ARCH(12)=0.7804	Q <sup>2</sup> (4)=0.4142	Q <sup>2</sup> (12)=0.6739
WHITE=0.0517	Sk=0.2002	Ek=-0.4792	BJ=0.6716		

Na tabela B4 reporta-se o teste de causalidade de Granger e de exogeneidade forte. Concluímos que a taxa de expansão monetária falha em causar no sentido de Granger a taxa de inflação. Porém a hipótese de que a taxa de expansão monetária não G-causa a taxa de inflação é rejeitada. Além disso, a taxa de expansão monetária é superexógena com respeito à taxa de inflação.

Tabela B4: Testes de Causalidade Granger (P-Values) com Resíduos Gaussianos\*

TESTES	TESTE DIRETO GRANGER	
	MI	PI
PI $\nrightarrow$ MI		
F	0.0590	
LR	0.0475	
MI $\nrightarrow$ PI		
F		0.8216
LR		0.8130

\* O símbolo  $\nrightarrow$  significa “não causa no sentido de Granger”. Exogeneidade forte:  $PI \nrightarrow MI \begin{cases} F=0.0005 \\ LR=0.0002 \end{cases}$ ,  $MI \nrightarrow PI \begin{cases} F=0.6192 \\ LR=0.5933 \end{cases}$ .

### Apêndice C: Equação de Demanda por Títulos Públicos

Neste apêndice são reportadas as equações de demanda por títulos estimadas em Cerqueira (2006b). Inicialmente, estima-se uma curva de demanda por títulos públicos para o período 1966.1 a 1986.1, explorando a ligação entre o estoque da dívida pública e a taxa real de juros ( $r$ )<sup>62</sup>. Estima-se um modelo AD(4,4)<sup>63</sup> com a série dívida/PIB em diferenças e com a taxa real de juros em níveis; em seguida, através de uma análise de fatores comuns, chega-se a uma especificação mais parcimoniosa (equação C1). Depois, reparametriza-se a equação obtendo a equação (C2).

**Tabela C1: Estimativas de Demanda por Títulos Públicos**

Variáveis	C1		C2		C3		C4	
	1966.1 – 1986.1				1966.1 – 1989.4			
	Coef. P-Value	Coef. P-Value	Coef. P-Value	Coef. P-Value	Coef. P-Value	Coef. P-Value	Coef. P-Value	Coef. P-Value
C	0.0199 0.0155	-0.0598 0.2010	0.0151 0.0466	-0.2304 0.0184				
D(LDY(-1))	0.1470 0.1911	----	0.2403 0.0142	----				
LDY(-1)	----	1.1294 0.0000	----	1.1424 0.0000				
LDY(-2)	----	-0.1632 0.1431	----	-0.2300 0.0143				
RQ	0.8159 0.0006	0.7397 0.0018	0.7603 0.0000	0.6707 0.0001				
RQ(-1)	0.8171 0.0016	0.8070 0.0016	0.4082 0.0430	0.3574 0.0649				
RQ(-2)	-0.4305 0.0998	-0.3819 0.1403	-0.3986 0.0612	----				
RQ(-4)	-0.7389 0.0046	-0.7609 0.0032	-0.5264 0.0087	-0.5810 0.0025				
T	----	----	----	0.0010 0.0694				

**Tabela C2: Diagnósticos dos resíduos da equação D1**

Variável dependente: D(LDY) Período: 1966.1 a 1986.1

N=78	R <sup>2</sup> =0.4365	F=0.0000	SER=0.0678	AIC=-2.4752	SIC=-2.2939
DW=1.7799	Q(12)=0.5259	Q(24)=0.8585	LM(1)=0.4419	LM(3)=0.6985	LM(6)=0.4655
LM(9)=0.3373	LM(12)=0.4031	WHITE=0.2880	ARCH(1)=0.9936	ARCH(4)=0.8962	Q <sup>2</sup> (4)=0.8314
Sk=0.0942	Ek=1.6584	BJ=0.0108	RESET(3)=0.2185	RESET(4)=0.3448	BDS=0.3332

**Tabela C3: Diagnósticos dos resíduos da equação D2**

Variável dependente: LDY Período: 1966.1 a 1986.1

N=78	R <sup>2</sup> =0.9740	F=0.0000	SER=0.0667	AIC=-2.4915	SIC=-2.2800
------	------------------------	----------	------------	-------------	-------------

<sup>62</sup> A série de dívida pública em poder do público é a construída em Cerqueira (2006a). A trimestralização é feita pela média. A taxa real de juros é obtida a partir da taxa do *overnight* (Over) acumulada no trimestre e deflacionada pela taxa de inflação medida pela posição em final de período.

<sup>63</sup> Utilizou-se esta metodologia porque a relação dívida produto é I(1), enquanto a taxa real de juros é I(0), logo não há sentido em se buscar uma relação de cointegração entre elas. Ademais, Cerqueira (2006a) mostrou que a taxa de juros real causa a dívida pública no sentido de Granger, enquanto a hipótese inversa é rejeitada.

DW=1.8104	Q(12)=0.5307	Q(24)=0.8031	LM(1)=0.5194	LM(3)=0.7118	LM(6)=0.5227
LM(9)=0.3589	LM(12)=0.3857	WHITE=0.1629	ARCH(1)=0.7183	ARCH(4)=0.7915	Q <sup>2</sup> (4)=0.6119
Sk=-0.0394	Ek=1.0050	BJ=0.1918	RESET(3)=0.0900	RESET(4)=0.0008	BDS=0.2844

**Tabela C4: Diagnósticos dos resíduos da equação D3**

Variável dependente: D(LDY)

Período: 1966.1 a 1989.4

N=93	R <sup>2</sup> =0.3673	F=0.0000	SER=0.0700	AIC=-2.4174	SIC=-2.2540
DW=1.8496	Q(12)=0.2862	Q(24)=0.1800	LM(1)=0.6389	LM(3)=0.6120	LM(6)=0.6825
LM(9)=0.2893	LM(12)=0.3529	WHITE=0.6530	ARCH(1)=0.8348	ARCH(4)=0.8277	Q <sup>2</sup> (4)=0.8940
Sk=0.0438	Ek=1.4306	BJ=0.0187	RESET(3)=0.1189	RESET(4)=0.1670	BDS=0.0666

**Tabela C5: Diagnósticos dos resíduos da equação D4**

Variável dependente: D(LDY)

Período: 1966.1 a 1989.4

N=93	R <sup>2</sup> =0.9787	F=0.0000	SER=0.0683	AIC=-2.4551	SIC=-2.2645
DW=1.8455	Q(12)=0.7195	Q(24)=0.2353	LM(1)=0.4510	LM(3)=0.6335	LM(6)=0.8618
LM(9)=0.7534	LM(12)=0.6799	WHITE=0.7730	ARCH(1)=0.8305	ARCH(4)=0.9430	Q <sup>2</sup> (4)=0.8878
Sk=-0.4322	Ek=0.9927	BJ=0.0348	RESET(3)=0.0450	RESET(4)=0.0217	BDS=0.0172