

DÉFICIT PÚBLICO, A SUSTENTABILIDADE DO CRESCIMENTO DAS DÍVIDAS INTERNA E EXTERNA, SENHORIAGEM E INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE DO REGIME MONETÁRIO BRASILEIRO.

Affonso Celso Pastore¹

Resumo

A análise das relações entre o déficit público e a inflação, no Brasil, sofre a influência da demonstração de Sargent e Wallace, de que a política monetária, sozinha, não evita os efeitos inflacionários de uma política fiscal persistentemente expansionista. Quando os déficits primários persistem, e a taxa real de juros supera a taxa de crescimento econômico, a restrição orçamentária inter-temporal do governo é violada; e a simples expectativa de que a oferta de moeda crescerá pode produzir o aumento das taxas de inflação correntes. Este trabalho coloca a prova estas duas hipóteses, através de testes de raízes unitárias e de cointegração, não encontrando evidências de que a restrição orçamentária tenha sido violada, nem de que as taxas de inflação falhem em cointegrar com as taxas de expansão monetária. Os resultados, no entanto, não são uma evidência de que exista disciplina fiscal. O regime monetário brasileiro produz forte passividade monetária, quer porque o Banco Central em geral opera fixando ou a taxa real de juros ou a taxa real de câmbio. A passividade monetária acarreta a endogeneidade da senhoriagem, o que torna possível o cumprimento da restrição orçamentária inter-temporal através da monetização dos déficits, e não da disciplina fiscal, ao mesmo tempo em que conduz ao crescimento da oferta monetária sempre que “profecias” de que a inflação crescerá produzem a sua elevação. O trabalho explora em maior detalhe algumas características e algumas consequências das práticas monetárias e cambial, entre 1991 e 1995, que condicionaram aqueles resultados.

Abstract

Any attempt to examine the correlation between government deficit and inflation in Brazil must take into consideration Sargent and Wallace's statement to the effect that monetary policy alone cannot prevent the inflationary impact of a persistently expansionist fiscal policy.

When primary deficits persist and the real interest rate exceeds the rate of economic growth, the inter-temporal government budget restriction is violated

¹O autor agradece a Bernardo Blum, Daniela Baumohl e Gabriel Madeira pela assistência com os dados. Agradece as sugestões de João Marcos Marinho Nunes e de um árbitro anônimo desta Revista.

and the mere expectation that money supply will grow may drive up current inflation rates.

This paper checks these two assumptions through the unit root and cointegration tests. No evidence was found to indicate that budget restriction has been violated or that the rates of inflation fail to cointegrate with money supply expansion rates. The findings, however, do not point to any evidence of fiscal discipline. The Brazilian monetary system produces a strongly passive monetary behavior because the Central Bank generally operates by setting either a fixed interest rate in real terms or a fixed real exchange rate. A passive monetary policy turns seigniorage into an endogenous factor. At the same time, it boosts the growth of money supply whenever the self-fulfilling prophecies that inflation will grow indeed cause it to climb.

This paper explores in detail some feature and consequences of monetary and exchange practices between 1991 and 1995 underlying that outcome.

1. Introdução.

Grande parte das análises sobre a inflação brasileira admite que ela é um fenômeno fiscal. O diagnóstico sofre forte influência dos argumentos de Sargent e Wallace (1982) na sua "aritmética monetarista", que são expostos supondo duas fases. Na primeira — a fase de transição — a autoridade monetária resistiria às pressões para monetizar os déficits, o que com déficits primários persistentes e a taxa real de juros maior do que a taxa de crescimento econômico geraria o crescimento não sustentável da dívida pública. Na segunda — a fase final — aquela resistência desapareceria, crescendo a oferta monetária, porque não mais seria possível continuar elevando a dívida pública. Na ausência de um novo regime fiscal, no qual a restrição orçamentária intertemporal do governo passasse a ser atendida, os déficits seriam financiados com expansão monetária.

Na fase de transição de uma inflação fiscal encontraríamos três evidências empíricas. Primeiro o crescimento da dívida pública seria não sustentável. Segundo, o Banco Central controlaria a expansão monetária buscando o objetivo de manter estável o nível de preços, e não expandiria para monetizar os déficits, impedindo que a oferta de moeda mostrasse uma acomodação passiva. O poder exercido pelo Banco Central de controlar a oferta monetária, de um lado, e uma política fiscal expansionista, de outro, é que na presença de uma taxa real de juros maior do que a taxa de crescimento econômico

conduz ao crescimento não sustentável da dívida pública. Terceiro, se as expectativas forem racionais e os indivíduos observarem que o governo não obedece à sua restrição orçamentária intertemporal, esperarão que a oferta monetária cresça no futuro, e como a taxa de inflação no presente depende de todo o curso futuro das taxas de expansão monetária, as taxas de inflação começarão a se elevar desde já, sem que a oferta de moeda cresça, produzindo “bolhas racionais” nas taxas de inflação.

Na fase final a dívida pública voltaria a ter um crescimento sustentável, mas não porque o governo teria controlado ou eliminado os déficits públicos, e sim porque o regime monetário tornar-se-ia endógeno. O abandono do objetivo de estabilizar o nível geral de preços permitiria gerar a senhoriagem necessária para financiar os déficits.

Quando passar a monetizar os déficits, o Banco Central terá que alterar as suas regras operacionais, deixando de fixar uma trajetória pré-determinada para a oferta de moeda. Para gerar a senhoriagem suficiente terá que operar fixando a taxa real ou nominal de juros ou fixando a taxa real de câmbio, e com qualquer um destes procedimentos saltos nas taxas de inflação provocados por impulsos exógenos acarretam, depois de algum tempo, a elevação passiva da oferta monetária. Empiricamente as taxas de inflação não falham em causar as taxas de expansão monetária no sentido de Granger. Neste caso, ainda que os preços tenham se elevado impulsionados apenas pela “profecia” de que eles cresceriam, as taxas de inflação e de crescimento da oferta de moeda cointegrariam, não sendo possível captar a existência de bolhas racionais nas taxas de inflação.

Explorando estas evidências empíricas é possível saber se uma hipotética inflação fiscal se encontra na fase de transição ou na fase final. Como veremos as evidências empíricas no caso brasileiro são incompatíveis com a fase de transição, mas não são incompatíveis com a fase final.

No Brasil ocorreram déficits operacionais elevados entre 1985 e 1989, situando-se em média em torno de 5,1% do PIB, e superávits primários em torno de 0,6% do PIB. Neste período os déficits públicos e a sua forma de financiamento desempenharam um papel importante na explicação da inflação brasileira. Mas entre 1990 e 1993 ocorreram

superávits primários em média em torno de 2,6% do PIB, e os déficits operacionais declinaram para um nível inferior a 0,9% do PIB. É difícil com estes números explicar tanto a inflação quanto o crescimento da dívida pública verificados de 1990 em diante como derivados de causas predominantemente fiscais. Este não foi um período de inflação predominantemente fiscal, mas sim no qual ela decorreu de erros monetários e cambiais.

A elevação da dívida pública de 1990 até os primeiros meses de 1994 não foi devida aos déficits, mas à acumulação de reservas internacionais líquidas, sendo esta gerada pelas taxas domésticas de juros mais elevadas do que as taxas de juros externas acrescidas do risco-Brasil, ao lado da prática de reajustar a taxa nominal de câmbio em uma regra de paridade de poder de compra. Esta regra é em parte a geradora da inércia inflacionária, quer porque propaga para os preços dos bens internacionais quaisquer choques inflacionários, quer porque gera uma oferta monetária passiva.

Com os países devedores voltando a se integrar no mercado financeiro internacional, no início dos anos 90, a prática de manter as taxas reais de câmbio virtualmente fixas gerou um período de grande passividade monetária, no qual a velocidade da acomodação monetária cresceu. Entre 1991 e os primeiros meses de 1994 não existiu qualquer âncora nominal para prender o nível de preços, porque a âncora cambial não existia, dado que a taxa cambial nominal era indexada à inflação, e a âncora monetária não existia porque a moeda era passiva. O crescimento da dívida pública ocorreu porque o governo resolveu elevar as taxas domésticas de juros, possivelmente tentando com isso controlar a inflação. Os juros reais altos atraíram moeda estrangeira, obrigando o Banco Central a acumular reservas para impedir que a taxa de câmbio se apreciasse, e a vender uma quantidade ilimitada de títulos públicos para evitar que a arbitragem reduzisse as taxas domésticas de juros igualando-as às internacionais, o que elevou a dívida pública interna. A contrapartida fiscal dessa política foi o aumento da componente financeira do déficit operacional, introduzindo uma endogeneidade no déficit público.

Neste regime de política econômica, tanto quanto na fase final de uma inflação fiscal, a oferta de moeda também é passiva, as taxas

de inflação e de expansão monetária também cointegram, eliminando a presença de bolhas racionais na inflação, a senhoriagem é endógena, evitando o crescimento não sustentável da dívida pública. Os comportamentos das variáveis são idênticos aos verificados na fase final de uma inflação fiscal, mas desta vez a fonte do crescimento da dívida pública não está no déficit público. Ao contrário, é o crescimento do déficit público que deriva do aumento da dívida pública, que é causada pelas taxas reais de juros elevadas combinadas com uma taxa real de câmbio virtualmente fixa. As relações entre as variáveis são as mesmas, mas a ordem de causalidade é a inversa.

Este trabalho expõe estas duas hipóteses e busca evidências empíricas que as rejeitem. Na seção 2 são discutidas as bases para a construção de testes sobre o atendimento da restrição orçamentária intertemporal do governo. Na seção 3 é exposto o argumento de Sargent e Wallace especificando as evidências consistentes quer com a fase de transição, quer com a fase final. Na seção 4 são apresentados os testes sobre o atendimento da restrição orçamentária temporal, sobre a passividade da oferta monetária e sobre a existência de bolhas racionais nas taxas de inflação, para o período anterior a 1989. Na seção 5 analisamos o período entre o início de 1991 e os primeiros meses de 1994, observando que: a) nesta fase a inflação foi virtualmente independente do déficit público; b) o crescimento da dívida pública se deveu às taxas elevadas de juros que produziram a acumulação de reservas internacionais líquidas, e não foi uma consequência dos déficits primários, que foram praticamente inexistentes. Na última seção procedemos a um resumo das principais conclusões.

2. O atendimento da restrição orçamentária intertemporal.

Não é possível saber se a restrição orçamentária intertemporal vem sendo atendida observando em alguns anos, apenas, o crescimento da dívida pública e os déficits primários, ou ainda a diferença entre as taxas de juros e de crescimento econômico. Quando ocorre uma sequência de déficits poderá ocorrer em seguida uma sequência de superávits, e mesmo que a taxa de juros supere a taxa de crescimento econômico a restrição orçamentária intertemporal do go-

verno poderá estar sendo atendida a longo prazo. Os testes sobre o atendimento da restrição orçamentária intertemporal exploram as restrições impostas pela condição de sustentabilidade ao comportamento da dívida e dos déficits primários, dadas as taxas de juros e de crescimento econômico.

Com todas as variáveis expressas em valores nominais a identidade de financiamento do setor público é dada por

$$F_t = G_t - T_t + i_t B_{t-1} \quad (1)$$

e pode ser coberta com o aumento do estoque nominal quer da base monetária, quer da dívida pública,

$$F_t = (M_t - M_{t-1}) + (B_t - B_{t-1}) \quad (2)$$

Em (1) e (2) G_t está designando os gastos públicos exclusive o pagamento de juros sobre a dívida pública, T_t é a arrecadação tributária, B_t é o estoque da dívida pública ao final do período t , M_t é o estoque da base monetária e i é a taxa nominal de juros. Igualando e dividindo membro a membro pelo produto nominal, $Y_t = P_t y_t$, onde P_t é o nível geral de preços e y_t é o produto real, obtemos

$$b_t = [(g_t - \tau_t) - \sigma_t] + (1 + R_t)b_{t-1} \quad (3)$$

onde $(1 + R_t) = (1 + r_t)/(1 + \rho)$, ρ é a taxa de crescimento do produto real, r_t é a taxa real de juros obtida a partir de $(1 + r_t) = (1 + i_t)/(1 + \pi_t)$, com π_t designando a taxa de inflação em t . Em (3) o termo $d_t = (g_t - \tau_t)$ representa o déficit primário, e $\sigma = (M_t - M_{t-1})/Y_t$ é a senhoriagem gerada pela emissão de base monetária — o fluxo de base monetária criada em t — medida com relação ao produto nominal. A taxa de crescimento econômico é suposta exógena e constante. Quando $\rho = 0$ teremos $y_t = y$, constante, e $R_t = r_t$ para todo e qualquer t , com R_t designando neste caso a própria taxa real de juros. Se além de $\rho = 0$ convercionarmos que $y_t = 1$, a relação (3) estará exprimindo também a restrição orçamentária instantânea entre as variáveis reais, e não mais medidas em relação ao produto. Esta mesma interpretação será possível para todas as demais expressões adiante.

Quando $r < \rho$ supondo que os déficits primários sejam constantes e persistentes superiores à senhoriagem, $(d_t - \sigma_t) = (\bar{d} - \bar{\sigma}) > 0$, a dívida pública converge sempre para um valor finito de estado estacionário. Neste caso o crescimento da dívida pública será sempre sustentável, embora ela possa se estabilizar em um valor elevado².

Quando a taxa real de juros supera a taxa de crescimento econômico ($r > \rho$) a relação dívida/produto tem um crescimento ilimitado. Exprimindo o valor corrente da dívida em t em função dos valores esperados de dívida, dos gastos, da arrecadação e da senhoriagem em $t + 1$,

$$b_t = (1 + {}_tR_{t+1})^{-1} {}_t b_{t+1} - (1 + {}_tR_{t+1})^{-1} [({}_t g_{t+1} - {}_t \tau_{t+1}) - {}_t \sigma_{t+1}] \quad (3')$$

onde a notação ${}_t X_{t+j} = E(X_{t+j}/I_t)$ indica o valor da variável X esperado em $t + j$ dado o conjunto de informações existentes em t , admitindo que ${}_t R_{t+j}$ seja uma variável aleatória cujo valor esperado de $t + 1$ em diante seja constante, $E(R_{t+j+1}/I_t) = R$ para todo

²Com r e ρ constantes e com $\rho > r$ a equação (3) tem uma solução estável dada por

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1 + R)^j (d_{t-j} - \sigma_{t-j}) + (1 + R)^t b_0$$

onde b_0 é o estoque inicial da relação dívida/produto em $t = 0$. Se o déficit primário líquido de senhoriagem permanecer constante em $(\bar{d} - \bar{\sigma}) > 0$ a dívida pública converge para

$$b^* = \frac{(\bar{d} - \bar{\sigma})}{1 - (1 + R)}$$

e quanto maior for o déficit primário, dada a senhoriagem, maior será o valor de estado estacionário de b dados r e ρ . Substituindo a equação acima em (3) com R constante chegamos a

$$b_t - b_{t-1} = R(b^* - b_{t-1})$$

que descreve a trajetória de b_t rumo a b^* . A velocidade depende de R , e quanto maior o valor de ρ relativamente a r maior a velocidade de ajustamento. A dívida pública com relação ao produto pode crescer por um extenso período e atingir valores elevados, mas não pode ter um crescimento explosivo. Ela tende sempre para um valor finito

$j \geq 0$, uma hipótese que será mantida até advertência em contrário, e solucionando recursivamente para a frente a partir de t obtemos

$$b_t = - \sum_{j=t+1}^N (1+R)^{-(j-t)} [({}_t g_j - {}_t \tau_j) - {}_t \sigma_j] + \frac{(1+R)^t}{(1+R)^N} ({}_t b_N) \quad (4)$$

Em (4) o valor presente do fluxo dos gastos públicos, mais o estoque inicial da dívida pública em t é igual ao valor presente da soma dos fluxos da arrecadação tributária e da senhoriagem, mais o valor presente do estoque da dívida pública no momento N . Em um horizonte infinito para que o crescimento da dívida seja não explosivo é preciso que

$$\lim_{N \rightarrow \infty} (1+R)^{-N} ({}_t b_N) = 0 \quad (5)$$

Esta é a condição de sustentabilidade do crescimento da dívida pública quando $(1+R) > 1$, e quando ela for atendida o segundo termo do segundo membro de (4) se anula, conduzindo a

$$b_t = - \sum_{j=t+1}^{\infty} (1+R)^{-(j-t)} [({}_t g_j - {}_t \tau_j) - {}_t \sigma_j] \quad (6)$$

que é a restrição orçamentária intertemporal do governo em um horizonte infinito. Se a senhoriagem e a taxa de crescimento econômico forem nulas (6) mostra que o valor presente da sequência de déficits e superávits descontada pela taxa real de juros é igual ao valor da dívida pública em t .

Se a única fonte de financiamento do déficit for o aumento da dívida pública (e portanto $\sigma = 0$) e se partirmos de um déficit primário inicial e de um estoque inicial da dívida em t , para evitar que b_t tenha um crescimento explosivo os cursos de g_t e τ_t deverão ser tais que, depois de algum tempo, produzam-se superávits primários. O atendimento de (6) impõe, neste caso, que depois de uma sequência de déficits primários seja produzida uma sequência de superávits primários tal que o valor presente da sequência de superávits seja igual ao valor presente da sequência de déficits. Mantendo $r > \rho$, mas admitindo que uma parcela dos déficits possa ser financiada com

senhoriagem, chegamos ao caso mais geral, no qual b_t poderá crescer ilimitadamente, mas este não será um crescimento explosivo se ocorrer a uma taxa menor do que R . A condição de sustentabilidade será atendida, neste caso, se o valor presente da sequência de déficits menos o valor presente da sequência de superávits for igual ao valor presente do fluxo de senhoriagem nos dois períodos.

O atendimento de (5) não requer que a dívida pública convirja para um valor constante, podendo ocorrer mesmo que ela cresça indefinidamente, mas é claro que quaisquer regras fiscais que façam com que a dívida tenda para um valor constante conduzem àquele atendimento. Há várias destas regras³. Se o governo decidir manter o déficit operacional

$$d_t^0 = d_t + r b_{t-1} \quad (7)$$

constante em relação ao produto em $d_t^0 = d^0$, sem utilizar a senhoriagem ($\sigma_t = 0$), terá que elevar os tributos e/ou cortar os gastos públicos sempre que o fluxo de pagamento de juros sobre a dívida pública se elevar. Se a taxa de crescimento econômico for nula, substituindo (7) em (3) chega-se a

$$b_t - b_{t-1} = d^0 \quad (8)$$

e a relação dívida/produto terá um crescimento linear, com acréscimos constantes a cada período iguais a d^0 . Mesmo com $\rho = \sigma = 0$ esta regra conduz ao atendimento da restrição orçamentária intertemporal relevante, expressa neste caso por (6) onde impomos $\sigma = 0$, porque a condição de sustentabilidade $\lim_{j \rightarrow \infty} (\frac{1}{1+r})^j b_{t+j} = 0$ estará atendida, dado que o crescimento da dívida é linear e o fator de desconto é de ordem exponencial. Para manter o déficit operacional constante com relação ao produto foi necessário cortar o déficit (ou elevar o superávit) primário sempre que a componente financeira do déficit operacional ($r b_{t-1}$) se elevou.

Se o governo transformar o déficit primário em uma variável de controle, utilizando uma regra com realimentação como

$$d_t = \beta^{-1} b_{t-1} - \nu_t \quad (9)$$

³Ver por exemplo Spaventa (1987). A regra do aplainamento tributário ("tax smoothing") de Barro (1979) também é construída atendendo ao cumprimento da restrição orçamentária intertemporal.

com $\beta < 0$ e onde ν_t é uma variável aleatória estacionária, com média nula, variância constante e com auto-correlações $E(\nu_t \nu_{t-j}) = \gamma_j$ que dependem de j mas não de t , é possível desenvolver testes empíricos para a condição de sustentabilidade. Tomemos um caso no qual ela estará atendida, o que ocorre quando o valor de β for escolhido atendendo à desigualdade $[(1+r)/(1+\rho)] + \beta^{-1} < 1$, o que pode ser verificado diretamente substituindo (9) em (3). A regra (9) impõe que quando ocorrer o aumento da componente financeira do déficit operacional (rb_{t-1}) o superávit primário tenha que ser elevado para evitar o crescimento não sustentável da dívida pública. A obediência a (9) impõe que b_{t-1} e d_t tenham uma combinação linear cujo resíduo é estacionário, e por definição estas duas variáveis cointegram. Embora aquela regra impusesse a cointegração, a condição de sustentabilidade derivou da desigualdade $[(1+r)/(1+\rho)] + \beta^{-1} < 1$.

É possível mostrar, no entanto, que sob certas condições a cointegração entre b_{t-1} e d_t é a condição suficiente para o atendimento da restrição orçamentária intertemporal. Abandonemos a hipótese de que a senhoriagem é nula e suponhamos, seguindo Trehan e Walsh (1991), que os déficits primários menos a senhoriagem sigam o processo dado por

$$(1 - \lambda L)(d_t - \sigma_t) = A(L)\varepsilon_t \quad (10)$$

onde $A(L) = \sum_{j=0}^{\infty} a_j L^j$, com $\sum_{j=0}^{\infty} a_j^2 < \infty$; com ε_t sendo um ruído branco, e com o parâmetro λ satisfazendo a restrição $0 \leq \lambda < (1+R)$. O processo (10) é bastante geral. Se $\lambda = 0$ então $(d_t - \sigma_t)$ tem uma representação média móvel estacionária com média nula, e não mostra qualquer tendência, nem determinista, nem estocástica. Uma inovação representada por um valor de $\varepsilon \neq 0$ em t produzirá um efeito sobre $(d_t - \sigma_t)$, mas como a soma de quadrados dos a_j é finita este efeito se dissipa com o tempo, e $(d_t - \sigma_t)$ tende a reverter à sua média, que é nula. Já se $\lambda = 1$, $(d_t - \sigma_t)$ será um processo diferença estacionário [Nelson e Plosser (1982)], com a raiz unitária fazendo com que uma inovação tenha um efeito que não se dissipa. Valores de λ maiores do que a unidade são admitidos desde que sejam menores do que $(1+R)$.

Tomando (9) valendo agora para qualquer valor de $\beta < 0$, e não mais restrito a que $[(1+r)/(1+\rho)] + \beta^{-1} < 1$, explicitando b_{t-1}

no primeiro membro, substituindo o déficit primário por $(d_t - \sigma_t)$, fazendo $\beta\nu_t = C(L)\varepsilon_t$ e multiplicando membro a membro por $(1 - \lambda L)$ obtemos

$$(1 - \lambda L)b_{t-1} = \beta(1 - \lambda L)(d_t - \sigma_t) + (1 - \lambda L)\nu_t \quad (11)$$

e substituindo o valor de $(1 - \lambda L)(d_t - \sigma_t)$ em (11) vem

$$(1 - \lambda L)b_{t-1} = [\beta A(L) + (1 - \lambda L)C(L)]\varepsilon_t = D(L)\varepsilon_t \quad (12)$$

A partir de (12) chega-se a

$$\begin{aligned} \lim_{j \rightarrow \infty} (1 + R)^{-(j+1)} b_{t-1} b_{t+j} &= \lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{\lambda}{1 + R} \right)^{j+1} b_{t-1} \\ &+ \lim_{j \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^j \frac{\lambda^i}{(1 + R)^{j+1}} D(L)_{t-1} \varepsilon_{t+j+1-i} = 0 \end{aligned} \quad (13)$$

que mostra que a condição de sustentabilidade estará atendida se $\lambda < (1 + R)$ e se b_{t-1} e d_t cointegrarem.

Este é o teste proposto por Trehan e Walsh, que utiliza hipóteses menos restritivas do que os anteriormente propostos por Hamilton e Flavin (1986) e por Sargent (1987), cap. XIII⁴. Nele se a evolução de b_t e $(d_t - \sigma_t)$ for dada por (3), se a taxa real de juros esperada para os momentos futuros, dadas as informações existentes em $t - 1$, for constante, e se o déficit primário menos a senhoriagem seguir o processo (10) com $0 \leq \lambda < (1 + R)$, a restrição orçamentária intertemporal estará atendida se e somente se existir uma combinação linear entre b_{t-1} e $(d_t - \sigma_t)$ que é estacionária. A dívida pública e o déficit líquido da senhoriagem estarão ligados por

$$b_{t-1} = -\nu(d_t - \sigma_t) + B'(L)\varepsilon_t \quad (14)$$

⁴Este caso admite dois outros como particulares. Se por exemplo $\lambda = 0$ (10) e (12) mostram que b_{t-1} e $(d_t - \sigma_t)$ serão integrados de ordem zero. Hamilton e Flavin sugeriram um teste que consiste em verificar estas duas variáveis são integradas de ordem zero, e quando isto ocorrer, como vimos, a condição de sustentabilidade estará atendida. Este teste é equivalente ao desenvolvido por Sargent (1987), cap. XIII, baseado nas restrições que as ordens de integração impõem aos coeficientes das representações média móvel do processo bi-variado explicativo de b_{t-1} e $(d_t - \sigma_t)$.

onde $\nu = [(1 + R) - \lambda]^{-1}$, $B'(L)$ é um polinômio em L cuja soma de quadrados dos coeficientes é finita. Significa que b_{t-1} e $(d_t - \sigma_t)$ são cointegrados.

O sinal negativo à frente de $\nu(d_t - \sigma_t)$ em (14), mostra que a dívida em $t - 1$, de um lado, e a soma dos superávits primários e da senhoriagem, de outro, são cointegrados. *Quando ocorrer um aumento da dívida pública tem que ocorrer uma elevação dos superávits primários (ou uma redução dos déficits primários) e/ou da senhoriagem para produzir o atendimento da restrição orçamentária intertemporal.* A hipótese de que a restrição orçamentária intertemporal estará atendida é colocada a prova analisando se b_{t-1} e $(d_t - \sigma_t)$ cointegram. Se a dívida pública seguir um processo estacionário, $(d_t - \sigma_t)$ também terá que seguir um processo estacionário, e se b_t for não estacionária $(d_t - \sigma_t)$ também terá que ser não estacionário.

Quando $\rho = 0$ e $\lambda = 1$ teremos $\nu = 1/[(1 + R) - 1] = 1/r$, e (14) torna-se

$$rb_{t-1} = -(d_t - \sigma_t) + rB'(L)\varepsilon_t \quad (15)$$

Como, por (14) a condição de sustentabilidade está atendida, e como $[(d_t + rb_{t-1}) - \sigma_t]$ é o déficit operacional menos a senhoriagem, o teste de que a restrição orçamentária intertemporal é atendida recai no teste da hipótese de que o déficit operacional menos a senhoriagem é integrado de ordem zero.

Se o estoque da dívida pública somente se alterar com a variação dos títulos vendidos pelo Tesouro ao setor privado para financiar o déficit público, *a relação (3) mostra que a primeira diferença da dívida pública é o próprio déficit operacional menos a senhoriagem, e como a condição de sustentabilidade estará atendida se o déficit operacional menos a senhoriagem for integrado de ordem zero, o teste da sustentabilidade pode ser realizado verificando se a primeira diferença da dívida pública é integrada de ordem zero.*

Estes resultados foram obtidos supondo que a taxa real de juros esperada é uma constante. Se ela for abandonada, a sustentabilidade do crescimento da dívida pública não mais implica a cointegração entre b_t e $(d_t - \sigma_t)$ ⁵.

⁵Com taxas reais de juros esperadas estritamente positivas a condição requerida

Ainda que a propriedade de cointegração não possa mais ser utilizada, a estacionariedade do déficit operacional menos a senhoria-gem assegura que o estoque real da dívida pública cresce seguindo, no máximo, uma tendência linear. Ou seja, se $b_t - b_{t-1} = (rb_{t-1} + d_t) - \sigma_t$ for um processo estacionário em torno de uma média k , mesmo com taxas esperadas de juros não constantes, mas desde que elas sejam estritamente positivas, continua sendo válida a constatação anterior de que o crescimento da dívida pública é de ordem linear e que o fator de desconto é de ordem exponencial, e a estacionariedade da primeira diferença da dívida pública impõe que a condição de sustentabilidade está atendida⁶.

É a propriedade, de que a primeira diferença da dívida pública é integrada de ordem zero, o que significa que o déficit operacional é também integrado de ordem zero, e que portanto a condição de sustentabilidade da dívida pública está atendida, que será utilizada

para que a dívida não tenha um crescimento explosivo é

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E({}_t\mathcal{K}_{t+j}^{-1} b_{t+j} / I_{t-1}) = 0$$

onde ${}_t\mathcal{K}_{t+j} = \prod_{i=0}^j (1 + R_{t+i})$ é o fator de desconto entre os períodos t e $t + j$. Neste caso Trehan e Walsh mostraram que

$$b_{t-1} = -E\left\{\left(\frac{1}{{}_t\mathcal{K}_t} + \frac{\lambda}{{}_t\mathcal{K}_{t+1}} + \dots\right)(d_t - \sigma_t) + \left(\frac{1}{{}_t\mathcal{K}_{t+1}} + \frac{1}{{}_t\mathcal{K}_{t+2}} + \dots\right)A(L)\varepsilon_{t+1} + \dots I_{t-1}\right\}$$

e coeficientes constantes não podem mais ser obtidos de uma regressão entre os valores de b_{t-1} e $(d_t - \sigma_t)$, o que impede que se utilizem os testes baseados na cointegração.

⁶Trehan e Walsh mostraram que se $rb_{t-1} + d_t = (1 - L)b_t$ for estacionário em torno de uma média k , então

$$\lim_{j \rightarrow \infty} {}_{t-1}b_{t+j} = b_{t-1}^* + (j + 1)k$$

onde b^* depende de t mas não de j . No limite o crescimento da dívida é de ordem linear, e como com taxas de juros estritamente positivas o fator de desconto é de ordem exponencial, nesta hipótese sobre as taxas de juros a condição de sustentabilidade estará atendida.

nos testes.

3. A endogeneidade do regime monetário.

O argumento de Sargent e Wallace com $r > \rho$ é exposto colocando (3) na forma

$$b_t = d_t - \left[\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t y_t} \right] + \frac{1+r}{1+\rho} b_{t-1} \quad (3'')$$

Sabemos que até $t = T$ a dívida tem um crescimento não sustentável, e como de T em diante ela não pode mais crescer permanecerá constante em $b_T(\mu) = b_t = b_{t-1}$. O regime monetário altera-se em T , e daí para diante passa a ser produzida a senhoriagem necessária para financiar uma parcela dos déficits, evitando que a dívida continue seu crescimento explosivo. Substituindo valor constante da dívida de T em diante em (3)'' obtemos

$$b_T(\mu) \left(1 - \frac{1+r}{1+\rho} \right) = d_t - \left(\frac{M_t - M_{t-1}}{p_t Y_t} \right) \quad (10)$$

Admitindo uma hipótese ultra monetarista, adotada para impedir que qualquer déficit público que não seja financiado por emissão monetária possa ser inflacionário, restrição que é imposta especificando uma demanda de moeda insensível ao custo de reter moeda $M^d = \mathcal{K}(P y)$, supondo o equilíbrio com a oferta de moeda continuamente igual à demanda, $M = M^d$, e lembrando que $M_t = (1+\mu)M_{t-1}$ chegamos a

$$\frac{\mu}{1+\mu} = \frac{1}{\mathcal{K}} \left[d_t + \frac{r-\rho}{1+\rho} b_T(\mu) \right] \quad (11)$$

e como em estado estacionário $(1+\mu) = (1+\pi)(1+\rho)$ segue-se que

$$\frac{(1+\pi)(1+\rho) - 1}{(1+\pi)(1+\rho)} = \frac{1}{\mathcal{K}} \left[d_t + \frac{r-\rho}{1+\rho} b_T(\mu) \right] \quad (12)$$

A variável $\eta = [(1+\pi)(1+\rho) - 1] / (1+\pi)(1+\rho)$, do lado esquerdo de (12), cresce com o aumento da taxa de inflação π , dado um valor constante de ρ , e para um valor fixo de $\eta = \bar{\eta}$ a taxa de inflação

π , declina com o aumento de ρ . Como a expressão entre chaves no segundo membro de (12) cresce com a dívida pública conclui-se que quanto mais ela tenha crescido até T maior será a inflação depois de T . Da mesma forma dado um valor da dívida pública e do déficit primário a taxa de inflação será menor para uma taxa de crescimento econômico mais elevada.

Depois de T o crescimento da dívida pública passa a ser sustentável. Esta mudança não ocorre porque o regime fiscal se alterou, com a autoridade fiscal seguindo regras que permitam o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal, mas porque o regime monetário se modificou para produzir a senhoriagem necessária.

O conflito entre as políticas monetária e fiscal na fase de transição pode ser visto solucionando a equação (3) para trás,

$$b_{T-1} = + \sum_{j=0}^{T-2} (1+R)^j [(g_{T-j-1} - \tau_{T-j-1}) - \sigma_{T-j-1}] + (1+R)^{T-1} b_0 \quad (13)$$

que mostra o valor do estoque da dívida pública em $T-1$, o momento imediatamente anterior à alteração do regime de política econômica. Nela o valor de b_{T-1} será tanto maior quanto mais elevada for a sequência das diferenças entre os déficits primários e as senhoriagens antes de T , quanto maior for o estoque inicial da dívida pública em $t = 0$, e quanto maior for a taxa real de juros relativamente à taxa de crescimento econômico. Se o governo quiser manter um déficit primário constante com relação ao produto, uma expansão monetária menor antes de T impõe um valor mais elevado da dívida pública a partir de T , o que gera uma expansão monetária e uma taxa de inflação maiores depois de T . Se ele quiser uma expansão monetária gerando uma senhoriagem fixa, por exemplo, quanto maiores os déficits primários antes de T maiores os superávits futuros necessários para atender à restrição orçamentária intertemporal. A política monetária não pode ser determinada independentemente da política fiscal, e em geral se a política monetária for contractionista a política fiscal também terá que ser contractionista.

Se as expectativas não forem racionais, enquanto a autoridade monetária não estiver monetizando os déficits deveremos encontrar

inflações muito baixas. Neste caso a inflação somente cresce a partir de T , quando o regime monetário se modifica. Com expectativas racionais, no entanto, a inflação aparece antes.

Este resultado é obtido alterando a hipótese sobre a demanda de moeda, admitindo que ela é sensível ao custo de reter moeda, cuja componente dominante é a taxa de inflação esperada, expressa na forma

$$\ln M_t - \ln P_t = \beta_t + \alpha[\ln({}_tP_{t+1}) - \ln P_t] + \varepsilon_t \quad (14)$$

onde $\alpha < 0$ é a semi-elasticidade custo da demanda de moeda, ${}_tP_{t+1}$ é o nível geral de preços esperado em $t + 1$ dadas as informações disponíveis em t , ε_t é uma variável aleatória com média nula, variância constante e com $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-j}) = 0$ para todo e qualquer $j \neq 0$. Para tomar em consideração outras variáveis que podem comparecer na demanda de moeda com a característica de serem diferenciação estacionárias, admitimos que β siga um passeio aleatório,

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \omega_t \quad (15)$$

onde ω_t é um ruído branco.⁷

Com expectativas racionais teremos

$$\ln({}_tP_{t+1}) - \ln P_t = E[(\ln P_{t+1} - \ln P_t)/\Omega_t] \quad (16)$$

onde Ω_t é o conjunto de informações disponíveis em t . A solução para as taxas de inflação é dada por

$$(1 - L) \ln P_t = \left(\frac{1}{1 - \alpha}\right) \sum_{i=0}^{\infty} \left[\left(\frac{\alpha}{\alpha - 1}\right)^i (1 - L) \ln({}_tM_{t+1})\right] + \omega_t \quad (18)$$

⁷A demanda de moeda depende também da renda real, do estoque de riqueza ou do fluxo de renda permanente, da taxa real de juros, entre outras. Uma ou mais destas variáveis podem apresentar uma raiz unitária, embora possam ter representações ARIMA mais complexas do que o random-walk suposto no texto. Aquela hipótese serve, no entanto, para evidenciar que os logaritmos de M e P podem não cointegrar devido à omissão daquelas variáveis, mas que as suas primeiras diferenças podem cointegrar ainda que aquelas variáveis sejam omitidas.

Como $\alpha < 0$, $(\alpha/\alpha - 1)$ será menor do que um, e a solução de (18) será estável se

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^t \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1}\right)^i (1 - L) \ln({}_tM_{t+i}) = 0 \quad (19)$$

que é a condição que elimina todas as demais trajetórias das taxas de inflação deixando apenas uma, que é a de ponto de sela. Se a regra fiscal impuser ao estoque nominal de moeda um curso que estabilize a taxa esperada de expansão monetária, a taxa de inflação também se estabilizará. Uma alteração no déficit público que faça antever um salto único e para sempre na magnitude da taxa de expansão da oferta monetária provocará um salto imediato da taxa de inflação que se estabilizará no novo valor. Nestes dois casos a regra fiscal conduz à estabilidade da taxa de inflação. Mas se taxa de crescimento esperada do estoque nominal de moeda for de ordem maior do que $(\alpha/\alpha - 1)$, teremos uma taxa de inflação crescendo com uma trajetória indeterminada.

Antes de T , a autoridade monetária tem o poder de controlar a oferta de moeda, exercendo-o. Se o Tesouro vender títulos públicos para pagar a parcela das despesas não cobertas pela arrecadação tributária, elevará as taxas de juros, mas o Banco Central não realiza as compras de mercado aberto que eliminariam este aumento. Com expectativas racionais se os indivíduos observarem o crescimento não sustentável da dívida pública, esperarão o crescimento da oferta de moeda, o que faz com que a inflação cresça agora. O resultado é que as taxas de inflação se elevarão sem que as taxas de expansão monetária cresçam, e as taxas de inflação e de expansão monetária não cointegrarão. Na fase de transição, conseqüentemente, o crescimento da dívida pública não pode ser sustentável, as taxas de expansão monetária não deverão ser causadas, no sentido de Granger, pelas taxas de inflação passadas, e taxas de inflação e de expansão monetária não deverão cointegrar.

O teste aqui delineado é equivalente na observação ao de uma bolha racional, ou da existência de profecias auto-realizáveis nas taxas de inflação, e consiste em verificar se as taxas de expansão monetária

e de inflação cointegram⁸.

Na fase final a restrição orçamentária intertemporal estará sendo atendida, porque a senhoriagem passou a ser produzida evitando o crescimento explosivo da dívida pública. Este resultado pode ser obtido com o Banco Central fixando a taxa (real ou nominal) de juros, ou fixando a taxa real de câmbio seguindo uma regra de paridade de poder de compra. Nos dois casos a oferta de moeda será passiva e as taxas de expansão no sentido de Granger. A passividade monetária endogeneiza a senhoriagem, permitindo o atendimento da restrição orçamentária intertemporal.

⁸Teste como este foram aplicados à hiperinflação alemã sempre rejeitando a presença de bolhas racionais. Ver a esse respeito Casella (1989). Ver também Diba e Grossman (1988), e Campbell e Schiller (1987). Adicionando um termo Ψ_t a (18) chegamos a

$$(1 - L) \ln P_t = \left(\frac{1}{1 - \alpha}\right) \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1}\right)^i (1 - L) \ln({}_t M_{t+i}) \right] + \omega_t + \Psi_t$$

e esta também será uma solução se

$${}_t \Psi_{t+1} = \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1}\right)^{-1} \Psi_t$$

Um valor não nulo de Ψ_t reflete a existência de uma bolha. A expressão acima tem que satisfazer à equação a diferenças finitas estocástica de primeira ordem,

$$\Psi_{t+1} = \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1}\right)^{-1} \Psi_t + z_{t+1}$$

Diferenciando a equação acima uma vez chegamos a

$$\left[1 - \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1}\right)^{-1} L\right] (1 - L) \Psi_t = (1 - L) z_t$$

onde L é o operador de defasagens. Se z_t for um ruído branco, o processo gerador de $(1 - L)\Psi_t$ não é nem estacionário nem invertível. A presença de uma bolha faz com que a ordem de integração de $(1 - L) \ln P_t$ seja diferente da ordem de integração de $(1 - L) \ln M_t$, permitindo que se possa colocar à prova a existência de bolhas através da técnica da cointegração. Se não existir uma bolha as taxas de inflação e de expansão monetária devem cointegrar. Se existir uma bolha as ordens de integração serão diferentes e elas não devem cointegrar.

Existem vários exemplos de como a senhoriagem se endogeneiza. Qualquer déficit público requer a venda de títulos pelo Tesouro, o que lhes deprime os preços e eleva a taxa de juros. Ainda que o Banco Central seja proibido de comprar títulos públicos nos leilões do Tesouro, se ele operar fixando a taxa de juros terá que comprar em mercado aberto os títulos previamente vendidos pela autoridade fiscal. Um mecanismo semelhante ocorre quando ele fixa a taxa real de câmbio. Neste caso a venda de títulos por parte do Tesouro eleva a taxa doméstica de juros, atraindo a entrada de reservas internacionais, que são compradas pelo Banco Central para sustentar a taxa de câmbio (real ou nominal), o que novamente expande passivamente a oferta monetária.

Suponhamos que o Tesouro realizasse os gastos e não os pagasse, financiando-se com os atrasos junto aos seus fornecedores de bens, de obras ou de serviços. Estes teriam que recorrer ao sistema financeiro doméstico ou ao internacional, liquidando ativos ou tomando recursos emprestados. Admitamos que recorressem ao mercado financeiro doméstico buscando empréstimos em cruzeiros. Os bancos teriam que elevar a oferta de certificados de depósitos, aumentando suas taxas reais de juros, com a arbitragem conduzindo, caso o Banco Central não interviesse, à elevação da taxa de juros dos títulos públicos. Se ele fixasse a taxa de juros dos títulos públicos, no entanto, teria que comprá-los em mercado aberto. As taxas de juros dos títulos privados superiores às dos títulos públicos induziriam o setor privado não bancário a vender estes últimos para comprar os primeiros. Do lado ativo do balanço do Banco Central não apareceria nenhum financiamento ao Tesouro, mas apareceria *um resgate* de títulos da dívida pública igual ao déficit financeiro com atrasos, e do lado do passivo apareceria uma expansão de base monetária de igual valor. Contrariamente ao que se poderia esperar observando a existência de déficits a *dívida pública em títulos públicos se reduziria em vez de se elevar*, e portanto a restrição orçamentária intertemporal não estaria sendo violada⁹. A emissão de base monetária, ou a senhoriagem endógena,

⁹Se o total gastos realizados e devidos, mas não pagos, aos fornecedores do governo, for incluído no estoque da dívida pública, ela não terá declinado. Nos cálculos da necessidade de financiamento do setor público estes atrasos têm que

financiaria os déficits.

Suponhamos agora que o Banco Central abandonasse a política de sustentar as taxas domésticas de juros, mas operasse fixando a taxa real de câmbio, com o Tesouro se financiando com atrasos. Quer a internação de ativos de residentes aplicados no exterior, quer a internação de empréstimos, ambas induzidas pela taxa doméstica de juros acima da taxa internacional, produziria um excesso de oferta de divisas. Se o Banco Central não intervisse comprando divisas a taxa cambial se apreciaria. Mas a manutenção da taxa cambial aproximadamente fixa obrigaria o Banco Central a comprar o excesso de oferta de moeda estrangeira, e a moeda doméstica seria criada na exata medida do déficit financiado por atrasos. No ativo do Banco Central não apareceria um financiamento ao Tesouro, e desta vez não existiria um resgate e nem uma expansão da dívida interna: *a dívida interna em títulos públicos permaneceria constante*. A restrição orçamentária intertemporal não teria sido violada, ocorrendo apenas acumulação de reservas e a correspondente expansão de base monetária¹⁰.

Nos dois casos ocorreria um déficit público, embora ele não se manifestasse como um déficit de caixa. A dívida pública interna em títulos se reduziria no primeiro caso e não se elevaria no segundo, e a condição de sustentabilidade do seu crescimento estaria atendida. Mas em ambos os casos o financiamento dos déficits geraria a expansão da base monetária. A senhoriagem seria endógena e o Banco Central deixaria de se constituir em um executor independente de

ser explicitamente incluídos para não viesar aquela magnitude.

¹⁰Alguém poderia argumentar que flutuando a taxa de câmbio este problema desapareceria. A flutuação da taxa de câmbio elimina uma das duas fontes de passividade da oferta de moeda, mas esta continuará sendo passiva se a taxa (real ou nominal) de juros for mantida constante (ou aproximadamente constante), ainda que seja colocada em um nível alto (ou mesmo "extremamente" alto). Nossa argumentação depende apenas da oferta monetária ser passiva, e isto ocorre mesmo que a taxa de câmbio flutue quando a taxa real de juros é fixa ou aproximadamente fixa, ou seja, quando o Banco Central opera defendendo os preços dos títulos. Quando ela for passiva independentemente da magnitude da taxa real de juros a senhoriagem será endógena, e as decisões da autoridade fiscal em elevar déficits produzirão crescimento passivo da oferta monetária e a inflação, ainda que a restrição orçamentária intertemporal do governo não esteja sendo violada.

política econômica.

Estes são exemplos do fenômeno que Brunner (1989) batizou de endoginização do regime monetário. Nele o crescimento da dívida pública voltaria a ser sustentável, a expansão monetária passaria a ter acomodação passiva, e em qualquer uma das duas as evidências de causalidade de Granger dos preços para a moeda apareceriam. Finalmente teriam que desaparecer as evidências de bolhas racionais nas taxas de inflação. Ou seja, se “profecias” de que as taxas de inflação crescerão adiante, impulsionarem para cima a própria taxa de inflação em t , ocorrerá um aumento da demanda pelo estoque nominal de moeda, mas como a autoridade monetária segue procedimentos que produzem a acomodação monetária, a oferta de moeda crescerá com as taxas de inflação, e as duas passarão a cointegrar¹¹.

4. As evidências empíricas sobre a endogeneidade do regime monetário, no Brasil, no período anterior a 1989.

Nesta seção expomos os testes de sustentabilidade do crescimento da dívida pública, de existência de bolhas na inflação, desdobrados nos testes de raízes unitárias e de cointegração entre as taxas de inflação e de expansão monetária, e sobre a causalidade no sentido de Granger. Os testes sobre a existência de bolhas nas taxas de inflação cobrem o período anterior aos choques de estabilização iniciados em 1986, que introduziram grande instabilidade nos parâmetros das funções estimadas. Para o atendimento da restrição orçamentária intertemporal o período é o anterior a 1989, o ano no qual foram tornados indisponíveis 80% dos ativos financeiros. A análise de 1990 em diante é realizada em seguida, juntamente com evidências sobre os regimes monetário e cambial.

4.1. A sustentabilidade das dívidas interna e externa.

Nos gráficos 1, 2 e 3 estão os estoques reais da dívida pública interna em títulos públicos e da dívida externa, o déficit operacional,

¹¹ Sargent e Wallace (1973) constataram que na hiperinflação alemã as taxas de inflação não falhavam em causar as taxas de expansão monetária no sentido de Granger. Este resultado é consistente com a ausência de evidências de bolhas racionais nas taxas de inflação durante aquele episódio.

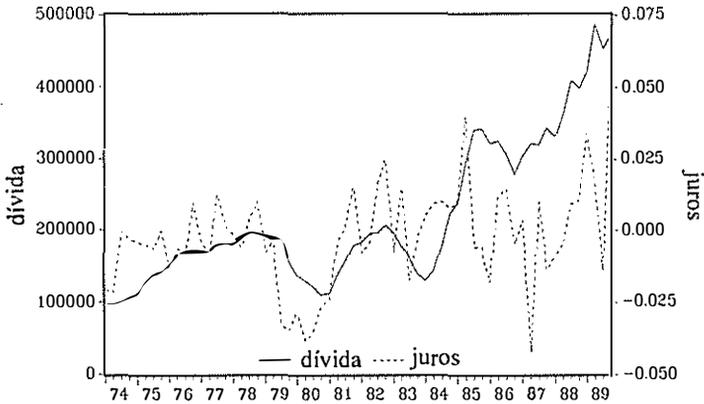


Gráfico 1.

Dívida pública interna em títulos públicos e taxas de juros domésticas

o déficit primário, a senhoriagem, a taxa real doméstica de juros e a taxa “libor” de juros internacionais. Os dois déficits e a senhoriagem estão medidos em proporção ao produto, a dívida interna está expressa em cruzeiros constantes de 1980 e a dívida externa em dólares correntes. Existem dados mensais e trimestrais para as dívidas interna e externa, as taxas de juros e a senhoriagem, mas as séries para os déficits primário e operacional são mais curtas, com observações anuais, impedindo os testes de cointegração.

A dívida externa não é integralmente pública e em seu estoque existem também débitos do setor privado. A taxa real de juros interna é a das operações de “over-night”, e não dos rendimentos reais dos títulos públicos. Os “yields” reais dos títulos públicos são superiores à taxa de juros do “over-night”, e não está garantindo que quando esta taxa é negativa os “yields” também sejam. Truncamos as séries em 1989 devido ao ato de tornar indisponíveis os ativos financeiros ocorrido em 1990.

Embora o déficit público possa ser financiado com dívida interna ou externa, e portanto uma das fontes de crescimento de qualquer

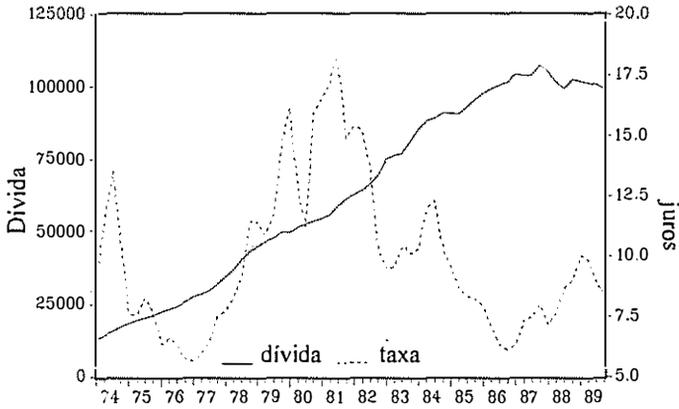


Gráfico 2.
Dívda pública interna em títulos públicos e taxas de juros domésticas

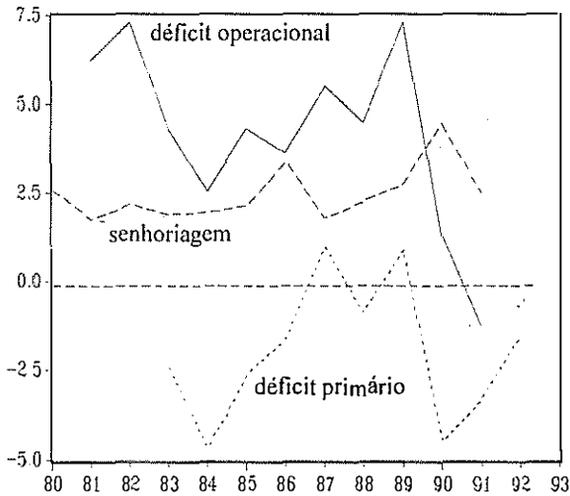


Gráfico 3.
Déficit público e senhoriagem

uma das duas dívidas seja a mesma, as condições de sustentabilidade são diferentes. Como a dívida externa é servida em dólares os superávits fiscais primários ou a senlorigem não podem gerar a sua sustentabilidade, que é proporcionada apenas pelos superávits comerciais no balanço de pagamentos.

A série dos juros reais internos mostra indicações de seguir um processo AR(2)¹², o que significa que os seus valores passados contém informações sobre o seu comportamento corrente, sugerindo que a hipótese de um valor esperado constante da taxa real de juros para $t+j$ não tem sustentação empírica. As flutuações do estoque da dívida em torno de sua tendência mostram uma correlação positiva com as taxas reais de juros, e estimando uma relação ligando a primeira diferença do estoque real da dívida pública em t aos seus próprios valores passados, e aos valores passados da primeira diferença das taxas reais de juros, verifica-se que as taxas reais de juros explicam significativamente as variações da dívida real¹³. Se os indivíduos tiverem

¹²O teste de Dickey-Fuller rejeita a hipótese de uma raiz unitária na taxa real de juros. O valor de Q de Ljung-Box para r é de $Q(20) = 26,17$, e estimado o processo AR(2)

$$(1 - 0,200L - 0,327L^2)r_t = e_t$$

$$(1,414) (2,327)$$

o valor de Q para os resíduos declina para $Q(20) = 15,84$.

¹³A relação estimada foi

$$\Delta b_t = const. + \sum_{j=-1}^p \delta_{1j} \Delta b_{t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{2j} \Delta r_{t-j} + e_t$$

onde $\Delta = (1 - L)$, e o número p de acréscimos da dívida real defasada incluídos foi escolhido para trazer os resíduos o mais próximo possível de um ruído branco. Obtivemos

$$\Delta b_t = 0,011 + 0,632\Delta b_{t-1} - 0,384\Delta b_{t-2} + 0,338\Delta b_{t-3} - 0,168\Delta b_{t-4} +$$

$$(1,117) (4,800) \quad (2,359) \quad (2,205) \quad (1,310)$$

$$2,377\Delta r_t + 1,988\Delta r_{t-1} + 1,384\Delta r_{t-2} + 1,878\Delta r_{t-3}$$

$$(4,304) \quad (2,878) \quad (1,925) \quad (2,984)$$

$$R^2 = 0,538; \quad DW = 2,281; \quad Q(10) = 10,553; \quad Q(20) = 22,068; \quad s_e = 0,067$$

informações sobre o comportamento dos déficits terão, também, informações sobre a evolução da taxa real de juros. Como vimos neste caso a cointegração entre $(d - \sigma)$ e b perde o sentido, o que nos restringe aos testes sobre a presença de raízes unitárias no nível e na primeira diferença da série da dívida interna.

Nas tabelas 1 e 2 são apresentados os testes de Dickey-Fuller aumentando para os níveis e para as primeiras diferenças dos estoques da dívida interna, quer em termos reais, quer em proporção ao PIB, com dados trimestrais para o período entre 1974 e 1989. Na tabela 3 os mesmos testes para os níveis e para as primeiras diferenças são repetidos para a dívida externa. Foram calculadas regressões na forma

$$\Delta^k b_t = a + b_t + (\delta - 1)\Delta^{k-1}b_{t-1} + \sum \delta_j \Delta^k b_{t-j} + \text{resíduos} \quad (20)$$

onde $k = 1$ ou $k = 2$ dependendo de estarmos testando as raízes unitárias nos níveis ou nas primeiras diferenças das variáveis, $(\delta - 1)$ é o coeficiente relevante para colocar à prova se existe ou não uma raiz unitária, e o número p de defasagens foi escolhido para deixar os resíduos o mais próximo possível de um ruído branco utilizando-se o teste Q de Ljung-Box. Em todas as regressões realizamos uma segunda estimativa do t de Dickey-Fuller eliminando aquela variável Δb_{t-j} que se mostrasse menos significativa, aparecendo estas estimativas logo abaixo da especificação completa. Todos os testes para os níveis das variáveis foram realizados incluindo uma constante e uma tendência linear.

Os *níveis* das duas dívidas, a interna e a externa, são não estacionários, mas nas primeiras diferenças estes resultados se alteram. Para a dívida pública interna nossos resultados confirmam os previamente encontrados por Welch (1991), para o Brasil, no período 1986/90, mostrando que não existem razões para se rejeitar a hipótese

A exclusão dos valores passados de Δr em $t - 1$, $t - 2$ e $t - 3$ conduz a um valor de $F = 5,202$ e a um quociente de verossimilhanças dado por $QV = 16,026$, ambos com uma probabilidade inferior a 1% de terem sido obtidos ao acaso. Os resultados mostram que as taxas reais de juros não falham em causar o estoque real de dívida pública interna no sentido de Granger. Os mesmos resultados são obtidos se este teste for realizado na especificação utilizada por Sims (1972).

Tabela 1.

Dívida Pública Interna em títulos públicos federais. Testes de Dickey-Fuller aumentando para raízes unitárias. Dívida pública em níveis. Dados trimestrais, período: de 1974.1 a 1989.4

	Dívida real	Dívida real	Dívida em proporção ao PIB	Dívida em proporção ao PIB
valores de t	-0,646 {-0,710} ^a	-0,312 {-0,561} ^a	-1,296 {-1,312} ^a	-0,754 {-0,911} ^a
valores críticos de MacKinnon				
1%	-4,121	-4,131	-4,135	-4,156
5%	-3,487	-3,492	-3,494	-3,499
10%	-3,301	-3,311	-3,314	-3,325
Q(10) probabilidade	5,291 (0,748)	3,280 (0,974)	2,900 (0,984)	2,548 (0,990)
Q(20) probabilidade	20,986 (0,398)	18,227 (0,572)	13,610 (0,850)	14,633 (0,797)
p	5	8	5	8
n	58	55	54	51

Notas: Todas as estimativas foram realizadas incluindo uma constante e uma tendência linear. Na primeira linha da tabela há duas estimativas do t de Dickey-Fuller. As da linha de cima incluem o número p de variáveis defasadas indicado na penúltima linha da tabela. As marcadas com {}^a foram realizadas excluindo a variável defasada em $t - 2$.

de que a primeira diferença da dívida é estacionária. A primeira diferença da dívida externa, contudo, mostra-se não estacionária¹⁴.

¹⁴Os coeficientes $(\delta - 1)$ e os valores da estatística t de Dickey-Fuller foram estimados recursivamente para verificar se em algum ponto do período analisado as primeiras diferenças das dívidas interna e externa mostraram uma não estacionaridade. A primeira diferença da dívida interna mostrou-se estacionária durante todo o período, e a primeira diferença da dívida externa alterna fases de estacionaridade e fases de não estacionaridade, mas esta última é característica predominante. A soma cumulativa de quadrados dos resíduos para a dívida in-

Tabela 2.

Dívida Pública Interna em títulos públicos federais
Testes de Dickey-Fuller aumentado para raízes uni-
tárias. Primeira diferença da dívida interna. Dados
trimestrais, período: 1974.1 a 1989.4

	Dívida real	Dívida real	Dívida real	Dívida em proporção ao PIB	Dívida em proporção ao PIB
valores de t	-4,562 {-5,123} ^a	-3,145 {-4,334} ^a	-2,153 {-3,389} ^a	-4,213 {-4,540} ^a	-3,587 {-3,731} ^a
Valores críticos de MacKinnon					
1%	-3,548	-3,555	-3,568	-3,555	-3,565
5%	-2,913	-2,916	-2,922	-2,916	-2,920
10%	-2,594	-2,595	-2,598	-2,595	-2,598
Q(10) probabilidade	3,588 (0,964)	2,984 (0,982)	2,887 (0,984)	1,940 (0,997)	1,176 (1,000)
Q(20) probabilidade	18,712 (0,541)	19,672 (0,478)	8,538 (0,988)	13,689 (0,846)	12,408 (0,901)
p	5	8	13	4	8
n	57	54	49	54	50

Notas: Os testes para as primeiras diferenças foram realizados sem incluir uma tendência, mas incluindo um intercepto. Na primeira linha da tabela há duas estimativas do t de Dickey-Fuller. As de cima foram realizadas incluindo o número p de variáveis defasadas indicado na penúltima linha da tabela. As assinaladas com ^a foram realizadas excluindo a variável defasada em $t - 2$.

Os resultados para a dívida interna contrariam a crença sobre o seu comportamento, mas são compatíveis com a hipótese de que o regime monetário no Brasil já foi endogeneizado, com a autoridade monetária seguindo uma política monetária acomodativa.

Nenhum dos procedimentos operacionais do Banco Central, que endogeneizam a senhoriagem, pode ser reproduzido do lado da dívida externa. De forma análoga à análise realizada anteriormente para a dívida interna mostra-se que *se a taxa de juros externa esperada*

terna situa-se sempre dentro do intervalo de confiança, mas para a dívida externa ela tem uma grande curvatura e foge significativamente para fora do intervalo.

Tabela 3.

Dívida Externa Testes de Dickey-Fuller aumentado para raízes unitárias. Nível e primeiras diferenças da dívida externa. Dados trimestrais, período de 1074.1 a 1989.4

	Dívida real (níveis)	Dívida real (primeira diferença)	Dívida em proporção ao PIB (níveis)	Dívida em proporção ao PIB (primeira diferença)
valores de t de Dickey-Fuller	-0,683 {-0,599} ^a	-1,377 {-1,784} ^b	-0,172 {-0,370} ^b	-1,514 {-2,066} ^b
Valores críticos de MacKinnon				
1%	-4,131	-3,522	-4,135	-3,557
5%	-3,492	-2,915	-3,414	-2,917
10%	-3,311	-2,595	-3,314	-2,596
Q(10) probabilidade	2,690 (0,988)	1,747 (0,998)	2,679 (0,988)	2,099 (0,996)
Q(20) probabilidade	12,128 (0,912)	11,435 (0,934)	10,763 (0,952)	10,888 (0,949)
p	8	7	5	5
n	55	54	54	53

Notas: Os testes nos níveis das variáveis foram realizados incluindo um intercepto de uma tendência linear. Nas primeiras diferenças das variáveis foi incluído apenas o intercepto. As estimativas do t de Dickey-Fuller assinaladas com {}^a excluem a variável defasada em $t - 5$, e as assinaladas com {}^b excluem a variável defasada em $t - 4$.

for uma constante, para que a dívida externa tenha um crescimento sustentável seu estoque e os superávits comerciais no balanço de pagamentos têm que cointegrar, o que significa que o governo tem que operar os instrumentos monetário, fiscal e cambial para reduzir a absorção relativamente ao produto, aumentando os superávits comerciais ou reduzindo os déficits comerciais sempre que a dívida externa se eleve. Pelo menos até o final de 1982, quando eclodiu a crise da dívida, o país mantinha déficits no balanço comercial e déficits ainda maiores nas contas correntes, e como as taxas internacionais de juros

cresceram e passaram por níveis extremamente elevados, é natural o resultado de que a dívida externa e os superávits comerciais não devam cointegrar.

Até 1982 o crescimento da dívida externa provavelmente não era sustentável, e a tentativa de torná-lo sustentável daí em diante ou agravaria a sustentabilidade do crescimento da dívida interna, ou conduziria a uma maior utilização da senhoriagem. As elevações das taxas reais de juros domésticos procurando colocar uma parcela crescente de títulos da dívida pública interna para substituir a fonte de financiamento externo, aumentam os déficits operacionais. A contrapartida da geração dos superávits comerciais seria ou o crescimento da dívida interna ou o aumento do recurso à senhoriagem. A dívida externa pode ter adquirido a condição de sustentabilidade quando ocorreu o esforço de elevação dos superávits comerciais, mas isto não poderia ter se passado automaticamente com a dívida interna, sendo requerida a correspondente alteração do regime fiscal.

Quando os empréstimos externos chegaram ao limite, persistindo os déficits primários no mesmo nível, ocorreu o crescimento adicional da dívida interna ou da inflação, porque a parcela do déficit que era coberta pelo endividamento externo teve que ser coberta ou com o endividamento interno ou com a senhoriagem. Se o governo quiser evitar o crescimento não sustentável da dívida interna, e não fizer o esforço de reduzir os gastos e/ou elevar a receita, terá que lançar mão de mais senhoriagem e de mais inflação.

4.2. Bolhas racionais na inflação e causalidade entre moeda e preços.

Nos testes apresentados nesta seção não encontramos as mesmas limitações anteriores quanto à disponibilidade de dados. Como os testes de cointegração e de raízes unitárias captam comportamentos característicos de movimentos de baixas frequências, optamos por trabalhar com as séries mais longas possíveis, embora enfrentando a inevitável presença de vários regimes de política econômica. No gráfico 4 são superpostas as séries das taxas trimestrais de inflação e de expansão monetária, do primeiro trimestre de 1944 ao segundo de 1994. No gráfico 5 está a série representativa das taxas de variação

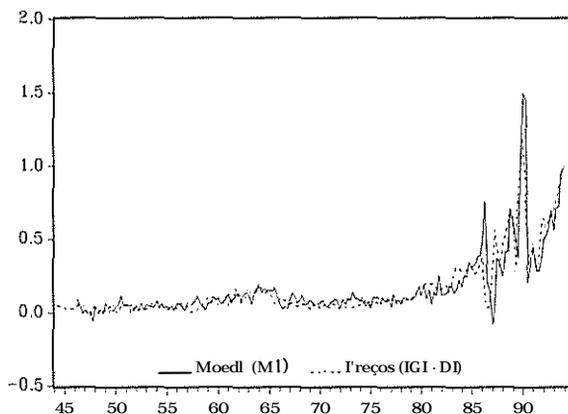


Gráfico 4.

Taxas trimestrais de inflação e de expansão monetária

da taxa cambial nominal. No período entre 1944 e 1985 pelo menos dois regimes distintos de política econômica deixariam sua marca impressa nestas séries.

Até 1968 o governo declarava operar mantendo a taxa cambial nominal fixa, mas a política monetária era expansionista e incompatível com este objetivo, obrigando-o a frequentes desvalorizações. A variância da taxa cambial nominal foi superior à do período seguinte, que se inicia em 1968 quando o país adotou o regime de mini-desvalorizações cambiais. Embora anteriormente a 1968 existisse mobilidade internacional de capitais, ela era de intensidade inferior à do segundo período.

O combate gradual à inflação iniciado em 1964 criou mecanismos de defesa objetivando reduzir os custos associados à inflação. A indexação dos ativos financeiros foi um desses mecanismos, surgindo os títulos públicos com cláusulas de correção inflacionária, proporcionando o financiamento dos déficits públicos com dívida pública, e dando ao Banco Central instrumentos para as operações de mercado aberto. Na metade dos anos sessenta os títulos públicos eram comprados pelos intermediários financeiros nos leilões primários, e

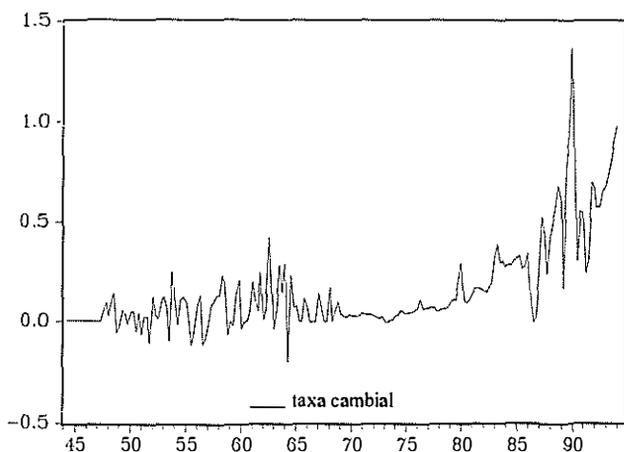


Gráfico 5.

Taxas trimestrais de reajuste da taxa cambial

repassados aos tomadores finais que os levavam até o vencimento, ou os vendiam no mercado secundário.

Uma das inovações financeiras foi a prática das instituições financeiras carregarem títulos públicos ou privados nos seus ativos, ganhando o respectivo “yield”, e financiando-se com depósitos remunerados de clientes. Com o crescimento dos déficits o governo passou a permitir aos intermediários financeiros maiores graus de alavancagem — a emissão de compromissos de recompra em maior volume relativamente ao seu capital e reservas¹⁵. Ela proporciona maiores lucros na intermediação, mas eleva os riscos, e com um sistema muito alavancado o Banco Central passou a operar com compromissos automáticos de recompra, evitando grandes flutuações nos preços dos títulos. Os compromissos de recompra do Banco Central transformaram-se, de fato, no instrumento operacional com o qual ele passou a produzir a sustentação do preço dos títulos públicos, ou da taxa de juros.

¹⁵A resolução 366 do Banco Central, que disciplinou os graus de alavancagem para efeito da emissão dos compromissos de recompra data de 1976.

Paralelamente o crescimento da oferta de fundos no mercado de eurodólares permitia uma nova fonte para o financiamento de gastos públicos e de empresas estatais. Com a taxa cambial real em níveis estáveis, era possível tomar empréstimos no exterior sem correr os riscos de uma desvalorização cambial, e com a criação dos depósitos em moeda estrangeira no Banco Central ele passou a assumir o risco de câmbio. Como consequência a elevação da taxa interna de juros induzia a tomada de empréstimos externos, crescendo as dívidas externa e a interna.

Existiu portanto um regime de política econômica anteriormente à primeira metade da década dos anos sessenta, no qual não havia nem a indexação de ativos financeiros nem a de preços e de salários, e a taxa cambial nominal era supostamente fixa, e outro que vai tomando corpo em torno da primeira metade daquela década, no qual já existiam títulos públicos indexados, generaliza-se a indexação de ativos financeiros, e o governo passa a reajustar a taxa nominal de câmbio seguindo uma regra de paridade de poder de compra e produzindo uma menor variância da taxa cambial real.

Observemos primeiramente as evidências sobre a presença de raízes unitárias nas taxas de inflação e de expansão monetária. Na tabela 4 estão os testes de Dickey-Fuller aumentando para a presença de raízes unitárias, no período de 1944 até 1985. Todas as estimativas foram obtidas a partir da expressão (20), incluindo uma constante e uma tendência linear.

As taxas de inflação e de expansão monetária foram definidas como a primeira diferença dos logaritmos das variáveis. As estimativas para as taxas de inflação foram realizadas tanto com $p=4$ quanto $p=8$, verificando-se que no segundo caso as estatísticas Q de Ljung-Box, tanto com 10 quanto com 20 observações, são mais indicativas de que os resíduos se aproximam de um ruído branco. Nas taxas de expansão monetária tivemos que atingir $p=12$ para baixar de forma mais sensível a estatística Q , mas mesmo nos demais casos os resultados são iguais. Tanto para as taxas de inflação quanto para as taxas de expansão monetária os resultados mostram que não existem razões para rejeitarmos a hipótese de que as séries mostram pelo menos uma raiz unitária. Na tabela 5 estão os testes de raízes unitárias para a primeira diferença das taxas de inflação. Aqui a especifica-

Tabela 4.

Testes de Dickey-Fuller aumentado sobre a existência de raízes unitárias nas taxas de inflação e de expansão monetária. Dados trimestrais, período de 1944.1 a 1885.4

	$\Delta \log P_t$	$\Delta \log P_t$	$\Delta \log M_t$	$\Delta \log M_t$	$\Delta \log M_t$
t de Dickey-Fuller	-1,028	-0,329	-0,490	-0,107	+0,452
Valores críticos de MacKinnon					
1%	-4,017	-4,019	-4,020	-4,022	-4,023
5%	-3,438	-3,439	-3,440	-3,440	-3,441
10%	-3,190	-3,191	-3,193	-3,195	-3,197
Q(10)	6,160	0,897	9,851	3,914	1,981
Probabilidade	0,802	1,000	0,454	0,951	(0,996)
Q(20)	10,974	6,423	18,711	13,587	7,072
Probabilidade	0,947	0,998	0,541	0,851	(0,996)
$p=n^o$ de var. def.	4	8	4	8	12
$n=n^o$ de observ.	162	158	154	150	146

Notas: Os testes para as taxas de variação foram realizados incluindo uma tendência e um intercepto. As taxas trimestrais de variação foram calculadas pela primeira diferença dos logaritmos das variáveis. O nível geral de preços no trimestre t foi estimado como a média geométrica dos níveis de preços mensais. Os dados monetários referem-se ao agregado M1 (a soma do papel moeda em poder do público mais os depósitos a vista). Todas as séries foram dessazonalizadas.

ção não inclui uma tendência. Eles rejeitam a presença de uma raiz unitária quer nas primeiras diferenças das taxas de inflação, quer nas das taxas de expansão monetária. Os dois testes em conjunto indicam a presença de apenas uma raiz unitária nas taxas de inflação e de expansão monetária.

Nossos resultados confirmam os anteriormente obtidos por Novaes (1991) para as taxas de inflação no Brasil. As taxas de inflação e de expansão monetária são processos diferença estacionários. No gráfico (6.a) apresentamos os resíduos recursivos, no gráfico (7.a) está a soma cumulativa de quadrados dos resíduos e no gráfico (8.a) estão os coeficientes de $(\delta - 1)$ estimados recursivamente. A especificação

Tabela 5.

Teste de Dickey-Fuller aumentado sobre a presença de raízes unitárias nas primeiras diferenças das taxas de inflação e de expansão monetária

	$\Delta^2 \log p$	$\Delta^2 \log p$	$\Delta^2 \log M$	$\Delta^2 \log M$
t de Dickey-Fuller	-6,209	-5,014	-6,524	-3,679
Valores críticos de Mackinnon				
1%	-3,472	-3,473	-3,474	-3,475
5%	-2,880	-2,880	-2,880	-2,881
10%	-2,576	-2,576	-2,577	-2,577
Q(10)	5,565	0,682	9,719	2,940
Probabilidade	(0,850)	(1,000)	(0,465)	(0,983)
Q(20)	10,335	5,834	18,371	11,486
Probabilidade	(0,962)	(0,999)	(0,521)	(0,933)
$p = n^{\circ}$ de variáveis defasadas	4	8	4	8
$q = n^{\circ}$ de observações	161	157	153	149

Notas: Para a definição das variáveis ver a nota da tabela anterior. Os testes para as primeiras diferenças das taxas foram realizados incluindo um intercepto mas não uma tendência.

utilizada foi a da coluna 2 da tabela 4, que mostra a presença de uma raiz unitária na taxa de inflação no modelo estimado com 8 defasagens para o período que se encerra em 1985. Nos gráficos (6.b), (7.b) e (8.b), respectivamente, as mesmas estimativas são realizadas para um período amostral maior, estendendo-se até o primeiro trimestre de 1994. Quando o período amostral é aumentado para incluir os anos finais, até 1994, ocorre uma grande instabilidade nos coeficientes estimados, ainda que sejam incluídas mais defasagens. Em vez de prosseguir por esse caminho optamos apenas por evidenciar essa instabilidade, deixando para a próxima seção o detalhamento das mudanças nos regimes de política econômica que caracterizaram aqueles últimos anos.

Apesar da ocorrência de dois regimes distintos de política econômica, entre 1944 e 1985, os coeficientes estimados mostram-se estáveis dentro no período, o que não ocorre de 1986 em diante. A estabili-

Resíduos recursivos

Período de 1944 a 1985

Período de 1944 a 1994

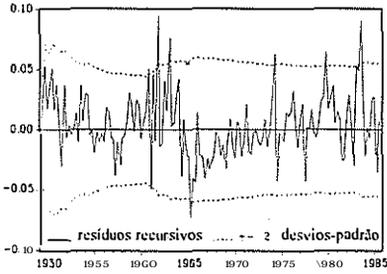


Gráfico 6a.

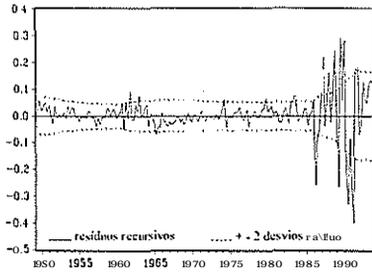


Gráfico 6b.

Soma cumulativa de quadrados dos resíduos

Período de 1944 a 1985

Período de 1944 a 1994

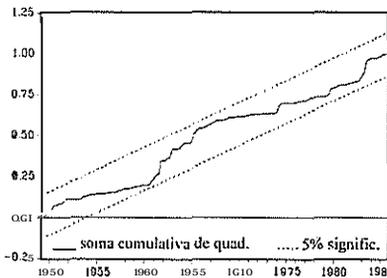


Gráfico 7a.

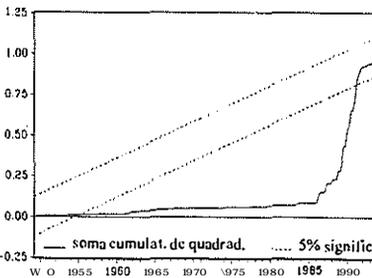


Gráfico 7b.

Coefficientes recursivos

Período de 1944 a 1985

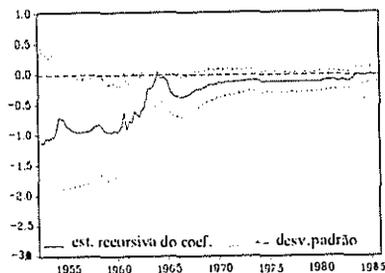


Gráfico 8a.

Período de 1944 a 1994

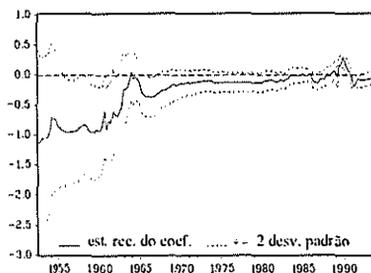


Gráfico 8b.

dade dos coeficientes mostra que as conclusões sobre a presença de raízes unitárias seriam as mesmas qualquer que fosse o sub-período analisado. Mas não são necessariamente as mesmas se caminhamos para os anos finais, de 1986 em diante.

Na tabela 6 estão os testes de cointegração entre as taxas de inflação e de expansão monetária pelo procedimento de duas etapas de Engle-Granger, e na tabela 7 estão os resultados utilizando o procedimento de Johansen. Ambos rejeitam a hipótese de que as duas séries são não cointegradas. No teste de duas etapas de Engle-Granger a inclusão de quatro defasagens apenas já produziu valores de Q de Ljung-Box indicativos de resíduos que se aproximam de um ruído branco, e este mesmo número de defasagens foi utilizado nas estimativas do vetor auto-regressivo base para o teste de Johansen.

O teste seguindo o procedimento de Johansen foi realizado com quatro especificações. Nos modelos I e II não é incluída nenhuma tendência nos dados e nos modelos III e IV é incluída uma tendência

Tabela 6.

Teste de cointegração entre $\Delta \log p$ e $\Delta \log M$ seguindo o procedimento de Engle-Granger

Variáveis	Vetor Cointegrante	t de Dickey-Fuller	Valores Críticos de MacKinnon	Q(10) probab.	Q(20) probab.
$\Delta \log P$	1,00000	-4,1947	1%=-3,9698	1,67	10,68
$\Delta \log M$	-0,86697		5%=-3,3768	(0,998)	(0,954)
			10%=-3,0729		
$\Delta \log P$	1,00000	-3,8736	1%=-4,4289	2,15	10,42
$\Delta \log M$	-0,68073		5%=-3,8427	(0,995)	(0,960)
tend.	-0,00045		10%=-3,5428		

linear nos dados, enquanto que na estimativa do vetor auto-regressivo base para o teste no modelo I não se inclui nem intercepto nem tendência, no modelo II inclui-se o intercepto mas não a tendência, o mesmo ocorrendo com o modelo III, e finalmente no modelo IV são incluídos intercepto e tendência. Os resultados obtidos através desse procedimento são extremamente robustos, mostrando-se independentes da especificação utilizada, e mostram que chegamos extremamente próximos aos resultados previstos pela teoria, de que os dois elementos do vetor cointegrante normalizado deveriam apresentar os mesmos valores com o sinal trocado, ambos em torno da unidade.

Os testes de causalidade de Granger foram realizados com duas especificações obtidas a partir de

$$\Delta^k \pi_t = c_0 + c_1 z_{t-1}^k + \sum_{j=1}^p b_j \Delta^k \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^q d_j \Delta^k \mu_{t-j} + \text{resíduos}$$

$$\Delta^k \mu_t = c'_0 + c'_1 z_{t-1}^k + \sum_{j=1}^p b'_j \Delta^k \mu_{t-j} + \sum_{j=1}^q d'_j \Delta^k \pi_{t-j} + \text{resíduos}$$

onde k pode assumir os valores 0 ou 1, e z_t é o resíduo da regressão por mínimos quadrados de $\pi_t = (1 - L) \log P_t$ sobre $\mu_t = (1 - L) \log M_t$. Quando $k = 0$ o termo em z_{t-1} desaparece, e como $\Delta^k = 1$ recaímos no teste direto convencional de Granger envolvendo um vetor auto-regressivo nas taxas de variação. Como π_t e μ_t cointegram, o teorema

Tabela 7.

Teste de cointegração entre $(1-L)\log P_t$ e $(1-L)\log M_t$ seguindo o procedimento de Johansen

	auto-valor	quociente de verosim.	valor crítico de 5%	valor crítico de 1%	número de cointe
modelo I	0,17603 0,01775	32,57529 2,75776	12,53 3,84	16,31 6,51	nenhum. No máximo 1
modelo II	0,19612 0,01804	36,42239 2,80401	19,96 9,24	24,60 12,97	nenhuma** No máximo 1
modelo III	0,18978 0,00215	32,74078 0,33214	15,41 3,76	20,04 6,65	nenhuma** No máximo 1
modelo IV	0,19046 0,01613	35,04316 2,50427	25,32 12,25	30,45 16,26	nenhuma** No máximo 1
Vetores cointegrantes normalizados					
	$\{(1-L)\log P_t\}$	$\{(1-L)\log M_t\}$	tendência	constante	
modelo I	1,00000	-0,92795 (0,05408)	não	não	
modelo II	1,00000	-1,09460 (0,09228)	não	-0,01826 (0,00893)	
modelo III	1,00000	-1,09752 (0,12826)	não	-0,01272	
modelo IV	1,000000	-1,12954 (0,12826)	5,49E-05 (0,00015)	-0,01067	

Notas: **indica a rejeição da hipótese ao nível de 5% de significância. Os modelos I e II foram estimados sem tendência determinista nos dados. Os modelos II e IV foram estimados supondo uma tendência linear nos dados. Nos quatro modelos estimados foi encontrado apenas um vetor cointegrante.

da representação de Granger mostra que existe um modelo de correção de erros cuja especificação é obtida quando fazemos $k = 1$, acima. Em ambos os casos valores de p foram escolhidos de forma a tornar os resíduos próximos de um ruído branco, e dar significado aos testes de exclusão de variáveis.

Na tabela 8 estão os resultados para o período, do primeiro trimestre de 1944 até o último de 1985, quando fazemos $k = 0$. Todos

os resultados mostram evidências fortes das taxas de inflação causando as taxas de expansão monetária mas não mostram evidências das taxas de expansão monetária causando as taxas de inflação. O teste direto de Granger realizado na forma convencional suporta a hipótese de passividade da oferta monetária.

Tabela 8.

Teste de Causalidade no sentido de Granger para as taxas de inflação e de expansão monetária no período de 1944 a 1985.

Hipótese nula	Valor de F	nº de observ.	valores de p e q	Q(10) probab.	Q(20) probab.
$\Delta M/M$ não causa $\Delta P/P$ no sentido de Granger	1,257	155	p=4 q=4	10,848 (0,361)	15,517 (0,746)
$\Delta M/M$ não causa $\Delta P/P$ no sentido de Granger	0,869	151	p=8 q=8	5,032 (0,889)	9,984 (0,983)
$\Delta M/M$ não causa $\Delta P/P$ no sentido de Granger	0,971	147	p=12 q=12	1,334 (0,999)	4,409 (1,000)
$\Delta P/P$ não causa $\Delta M/M$ no sentido de Granger	5,092	155	p=4 q=4	14,376 (0,157)	20,833 (0,223)
$\Delta P/P$ não causa $\Delta M/M$ no sentido de Granger	4,309	151	p=8 q=8	11,867 (0,294)	20,833 (0,407)
$\Delta P/P$ não causa $\Delta M/M$ no sentido de Granger	2,737	147	p=12 q=12	3,896 (0,952)	10,744 (0,953)

Na estimativa com base no vetor auto-regressivo com correção de erros, fazendo $k = 1$, optamos por tomar $p = 4$ ¹⁶. Na equação

¹⁶Os critérios de Akaike e Schwartz favorecem $p = 4$ contra valores de p mais elevados, embora com valores de p mais elevados as estatísticas Q de Ljung-Box declinem. Realizamos as estimativas com $p = 4$, $p = 8$ e $p = 12$, e em nenhuma

cointegrante base para a estimativa de z_t o coeficiente de μ_t estimado chegou a -1,094, com um desvio padrão igual a 0,092, incluindo também uma constante. Os resultados para a estimativa do modelo com correção de erros estão na tabela 9.

Como π_t e μ_t cointegram o termo de correção de erros, z_t , teria que comparecer com um coeficiente diferindo significativamente de zero em pelo menos uma das duas equações. Ele comparece na equação explicativa de $\Delta\mu_t$ com um sinal positivo e diferente de zero com menos de $\frac{1}{10}$ de 1% de significância. A implicação é que se uma inovação perturbar o equilíbrio de longo prazo entre os níveis das duas taxas, π_t e μ_t , são os valores de μ_t que se ajustam para restaurar o equilíbrio entre os níveis das duas taxas. As variações de μ teriam que responder positivamente a um choque que gerasse uma variação positiva em z , caso a moeda fosse passiva.

Um modelo de correção de erros que incorpora os desvios de uma regressão cointegrante tem uma interpretação interessante no que diz respeito à causalidade [Granger (1983); Miller (1991)]. Em um processo bivariado com uma especificação de correção de erros a causalidade no sentido de precedência temporal pode emergir de duas fontes: a) do conjunto dos coeficientes de $\Delta\pi_{t-j}$ ou de $\Delta\mu_{t-j}$; b) do coeficiente do termo de correção de erros defasado. O teste convencional de Granger ignora este último termo, e potencialmente a causalidade pode ser exercida através do termo de correção de erros somente.

A exclusão de todos os valores passados, incluindo z_{t-1} e os $\Delta\pi_{t-j}$ na equação explicativa dos acréscimos das taxas de expansão monetária, conduz a um $F = 3,673$, cuja probabilidade de ter sido obtido ao acaso é inferior a $\frac{1}{10}$ de 1%. A exclusão de todos os valores passados, incluindo z_{t-1} e os $\Delta\mu_{t-j}$ na equação explicativa dos acréscimos das taxas de inflação conduz a um $F = 0,812$, que tem uma probabilidade maior do que 60% de ter sido obtido ao acaso. Estas são evidências muito fortes de que a moeda falha em causar os preços, mas os preços não falham em causar a moeda.

Os testes analisados nesta seção apontam para a sustentabilidade do crescimento da dívida pública interna, embora não apontem

delas obtivemos resultados diferentes dos apresentados no texto.

Tabela 9.

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

Variáveis independentes	Variável independente $\Delta\pi_t$	Variável independente $\Delta\mu_t$
z_{t-1}	-0,072 (0,883)	0,507 (5,718)
$\Delta\pi_{t-1}$	-0,151 (1,373)	-0,506 (4,216)
$\Delta\pi_{t-2}$	-0,261 (2,579)	-0,372 (3,360)
$\Delta\pi_{t-3}$	-0,186 (2,012)	-0,240 (2,372)
$\Delta\pi_{t-4}$	0,099 (1,121)	-0,109 (1,125)
$\Delta\mu_{t-1}$	-0,071 (0,792)	-0,045 (0,457)
$\Delta\mu_{t-2}$	0,014 (0,175)	0,097 (1,096)
$\Delta\mu_{t-3}$	0,089 (1,154)	-0,074 (0,881)
$\Delta\mu_{t-4}$	0,057 (0,825)	0,321 (4,271)
R^2	0,179	0,532
Soma de quadr. dos resid.	0,110	0,132
Desv. Pad. da regressão	0,028	0,030
$Q(10)$ probabilidade	9,159 (0,517)	10,356 (0,410)
$Q(20)$ probabilidade	12,161 (0,910)	19,828 (0,469)

Notas: Os coeficientes logo abaixo das estimativas são os valores dos "t" de Student.

para a sustentabilidade da dívida externa. Eles indicam a ausência de bolhas racionais nas taxas de inflação e também a passividade da oferta monetária, que é uma condição que produz a endogeneidade da senhoriagem. A cointegração entre as taxas de inflação e

de expansão monetária é uma característica que poderia decorrer da inexistência de expectativas de que os déficits públicos produziram a expansão monetária futura, mas pode também decorrer da passividade da oferta monetária, ainda que existam profecias de que a inflação crescerá, o que conduz necessariamente à cointegração entre as taxas de inflação e de expansão monetária.

Uma última observação refere-se aos resultados dos testes de raízes unitárias. Vimos que não é possível rejeitar a presença de uma raiz unitária nem na taxa de inflação, nem na taxa de expansão monetária, e o problema consiste em interpretar este resultado. Em princípio ele poderia ocorrer mesmo que o Banco Central operasse controlando a quantidade de moeda, bastando que fixasse metas para a taxa de expansão da oferta de moeda a cada período, e se ao errar não retornasse à trajetória previamente estabelecida, planejando o período subsequente a partir do nível de fato atingido no momento anterior. Esta regra operacional produziria um processo explicativo da base monetária e de M1 com a característica de um "random-walk", mostrando uma raiz unitária que se projetaria, também, para a taxa de inflação. Se este fosse o mecanismo determinante das raízes unitárias encontradas no Brasil, no entanto, a direção de causalidade teria que ser a inversa, fluindo da moeda para os preços, e não dos preços para a moeda, como ocorre no nosso caso.

5. O regime monetário e a endogeneidade do déficit público entre 1990 e 1994.

Na tabela 10 estão os déficits entre 1985 e 1993. A partir de 1990 os déficits operacionais são menores do que no período anterior, mas somente em 1990 foi gerado um superávit primário que difere do padrão dos demais anos. Ele foi produzido pela antecipação de receitas tributárias e por cortes de gastos que não eram sustentáveis, e a queda do déficit operacional ocorreu, também, devido à diminuição dos juros sobre a dívida pública, graças a um imposto implícito produzido pela indisponibilidade dos ativos financeiros e pela subestimação da correção monetária, que reduziu o valor real daquele estoque em aproximadamente 40%. Nenhuma destas alterações caracteriza uma mudança de regime fiscal. Mas mesmo assim a pressão expansionista

dos déficits foi muito menor de 1990 em diante. Estes déficits não conseguem explicar o crescimento da dívida pública nem a emissão de base monetária ocorridos de 1990 em diante.

Os choques de estabilização a partir de 1986 introduziram forte instabilidade nos parâmetros dos processos explicativos das séries. Para entender melhor o que se passou nesse período é preciso trabalhar com dados menos agregados no tempo, revelando as mudanças nos regimes monetário e cambial.

No gráfico 9 estão as taxas quadrissemanais (as taxas mensais ao final de cada semana) do índice de preços ao consumidor estimado pela FIPE. Há duas escalas no eixo horizontal. A primeira é o número da observação, que se inicia em 1, e cresce de 1 em 1 a cada semana. Na segunda estão algumas datas correspondentes. A observação desta série não permite nenhuma informação em adição à constatação de que ocorrem vários choques, que reduziram as taxas de inflação temporariamente, retornando-se em seguida a inflações mais altas. Algo mais, no entanto, é revelado pelos testes de raízes unitárias.

Na tabela 11 estão os testes de raízes unitárias nas taxas de inflação quadrissemanais da FIPE, para o período de fevereiro de 1986 até julho de 1994, e para o sub-período de 1991 até julho de 1994. Em ambos não se pode rejeitar a presença de uma raiz unitária, mas as estimativas para o período como um todo são pouco confiáveis, como mostram os valores elevados da estatística Q , de Ljung-Box, e a grande instabilidade dos coeficientes.

A instabilidade é visível nos gráficos (10.a), (11.a) e (12.a), mostrando os resíduos recursivos, a soma cumulativa de quadrados nos resíduos e os valores dos coeficientes $(\delta - 1)$ estimados recursivamente. Uma quebra de estabilidade está localizada entre 1990 e 1991, indicando a presença de um outro regime de política econômica. Os gráficos (10.b), (11.b) e (12.b), ao lado, repetem as estimativas para o período a partir de 1990. Neste último período os dados continuam a suportar a presença de uma raiz unitária nas taxas de inflação, mas os parâmetros mostram, agora, uma maior estabilidade.

Com o auxílio dos resíduos recursivos é possível observar duas quebras estruturais nas séries. A primeira ocorre em torno da observação 220, no gráfico (10.a), com um grande salto negativo, que é

Tabela 10.

Déficit Público no Brasil. Dados expressos em proporção ao PIB.

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Total Nominal	28,6	11,3	32,3	53	83,1	29,6	27	44,1	56
Governo Federal e Banco Central	12,9	5,9	17,4	28,2	51	12,3	6,6	15,8	20,7
Governos Estaduais e Municipais	6,4	2,7	7,8	11,4	16,6	8,6	9,9	16,2	23,1
Empresas Estatais	9,3	2,7	7,1	13,4	15,5	8,7	10,5	12,1	12,2
Total Operacional	4,4	3,6	5,7	4,8	6,9	-1,3	0,2	1,9	0,7
Governo Federal e Banco Central	1,1	1,3	3,2	3,4	3,9	-2,3	0,1	0,6	0,6
Governos Estaduais e Municipais	1	0,9	1,6	0,4	0,6	0,4	-0,7	0,6	-0,2
Empresas Estatais	2,3	1,4	0,9	1	2,4	0,6	0,8	0,6	0,3
Total Primário	-2,6	-1,6	1	-0,9	1	-4,6	-2,8	-1,3	-1,8
Governo Federal e Banco Central	-1,6	-0,4	1,8	1	1,4	-2,7	-1	-1	-0,7
Governos Estaduais e Municipais	-0,1	0,1	0,6	-0,5	-0,3	-0,2	-1,4	-0,1	-0,7
Empresas Estatais	-0,9	-1,3	-1,4	-1,4	-0,1	-1,7	-0,3	-0,3	-0,4
Total Juros Reais	7	5,2	4,7	5,7	5,9	3,3	2,9	3,2	2,5
Governo Federal e Banco Central	2,7	1,7	1,4	2,4	2,5	0,4	1,1	1,7	1,3
Governos Estaduais e Municipais	1,1	0,8	1	0,9	0,9	0,6	0,7	0,7	0,5
Empresas Estatais	3,2	2,7	2,3	2,4	2,5	2,3	1,1	0,9	0,7

Fonte: Banco Central do Brasil.

seguido por uma sensível redução da variância dos resíduos. Esta primeira quebra ocorre no momento do "Plano Collor I". A segunda somente é visível no gráfico (10.b), e ocorre entre as observações 260 e 270, no ano de 1991.

Esta segunda mudança está associada à alteração no regime cambial. No gráfico (13) estão duas séries com dados diários: a primeira mostra taxas de desvalorização da taxa de câmbio, e a segunda as taxas de juros nas operações interbancárias. O gráfico (14) amplia o gráfico (13) apenas no sub-período de outubro de 1991 em diante, quando se alterou a conduta do Banco Central na fixação das taxas de juros e cambial. Até outubro de 1991 o Banco Central simulava um regime de câmbio flutuante. Embora não fossem perseguidas metas quantitativas rígidas para a expansão dos agregados monetários, procurava-se algum controle de sua expansão, o que limitava as intervenções no mercado de câmbio. No segundo período a estratégia foi alterada, e a taxa cambial nominal passou a ser corrigida seguindo uma regra de paridade de poder de compra, e ajustando-se a taxa de

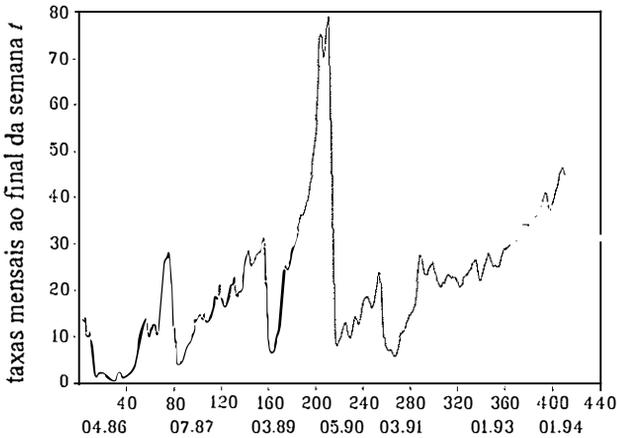


Gráfico 9.

Taxas Mensais de inflação ao final de cada semana

juros de “over-night” em um nível persistentemente superior ao da taxa de desvalorização da taxa cambial nominal. É clara a redução da volatilidade da taxa cambial, notando-se o cuidado com o qual o Banco Central procurou manter a taxa de juros diária acima da taxa diária de desvalorização da taxa cambial.

A transição do primeiro para o do segundo período não ocorreu de forma abrupta. A volatilidade dos reajustes cambiais reduziu-se durante 1991, e embora fosse significativamente superior à que ocorre depois da maxidesvalorização de outubro de 1991, ela já é inferior à verificada durante o ano de 1990.

A diferença extremamente elevada entre as taxas de juros interna e externa persistiu estável, a partir do final de 1991, produzindo forte estímulo à entrada de recursos externos, conduzindo ao crescimento da acumulação de reservas internacionais, como pode ser visto no gráfico 15 que superpõe os fluxos de compra líquida de divisas pelo Banco Central aos fluxos de acumulação de reservas internacionais.

Tabela 11.

Testes de Dickey-Fuller aumentando para raízes unitárias nas taxas quadrissemanais de inflação estimadas pela FIPE.

	1986/1994 $\{(1-L) \log p\}$	1986/1994 $\{(1-L)^2 \log p\}$	1990/1994 $\{(1-L) \log p\}$	1990/94 $\{(1-L)^2 \log p\}$
t de Dickey-Fuller	-3,156	-7,234	-2,504	-5,871
Valores críticos de McKinnon				
1%	-3,985	-3,985	-4,009	-4,009
5%	-3,423	-3,423	-3,434	-3,434
10%	-3,153	-3,153	-3,180	-3,180
$Q(10)$ probabilidade	41,622 (0,000)	25,151 (0,000)	5,437 (0,860)	4,487 (0,923)
$Q(20)$ probabilidade	58,622 (0,000)	50,902 (0,000)	16,699 (0,672)	16,383 (0,693)
p	4	4	8	8
n	405	404	191	191

Notas: Os testes para as taxas incluem uma constante e uma tendência linear. Para a primeira diferença das taxas é incluída apenas uma tendência.

A acumulação de reservas foi gerada pela taxa de juros interna acima da taxa externa, estando as taxas reais de juros ex-post mostradas no gráfico 16. No período anterior ao início de 1991 é impossível detectar um padrão de comportamento da taxa real de juros interna em relação às variações da taxa cambial. Mesmo antes de outubro de 1991, o momento no qual ocorre aquela taxa de juros altamente negativa mostrada no gráfico 16, em razão da mádesvalorização cambial, as taxas reais de juros vinham ensaiando um nível positivo, embora em nada semelhante ao que se verificou depois de outubro de 1991, que era no entanto mascarada pela excessiva volatilidade cambial. Por isso o país persistiu perdendo reservas antes de outubro de 1991. Depois da mudança, contudo, não existiam dúvidas quanto a este diferencial, nem quanto à sua associação positiva com a acumulação de reservas internacionais.

Resíduos recursivos

Período de 1986 a 1994

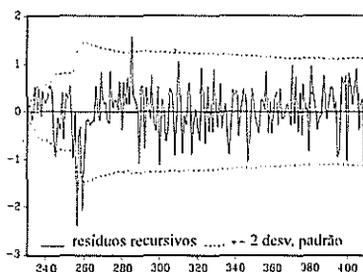


Gráfico 10a.

Período de 1990 a 1994

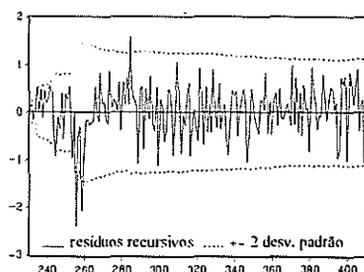


Gráfico 10b.

A taxa cambial real foi mantida suficientemente desvalorizada para produzir elevados superávits comerciais, e a variância da taxa cambial real foi minimizada, dada a regra de reajuste cambial. Com superávits comerciais elevados e com a adesão ao regime de taxas cambiais reais fixas os riscos de uma depreciação cambial foram reduzidos.

A compra de dólares necessária para sustentar a taxa cambial real expande a oferta de moeda. Se o Banco Central realizasse apenas uma venda isolada de títulos em mercado aberto, procurando elevar a taxa doméstica de juros acima da taxa internacional por algum tempo, compraria em seguida um fluxo contínuo de reservas, expandindo continuamente a oferta monetária até que a taxa doméstica de juros retornasse ao nível da taxa externa. A acumulação de reservas seria um fenômeno passageiro, existindo forças econômicas tendentes a eliminá-la. Mas o Banco Central evitou que as taxas de juros se iguallassem, e persistiu vendendo títulos públicos, mantendo elevada a diferença entre as taxas de juros.

Soma cumulativa de quadrados dos resíduos

Período de 1986 a 1994

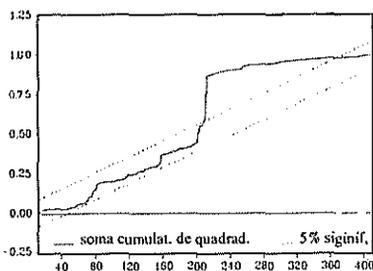


Gráfico 11a.

Período de 1990 a 1994

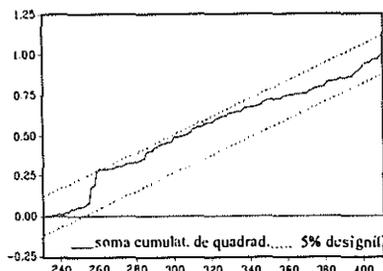


Gráfico 11b.

Neste caso teria que ocorrer uma associação estreita entre o aumento das reservas internacionais e o crescimento da dívida pública. As taxas externas de juros mais baixas do que as domésticas conduziram o setor privado a reter preferencialmente passivos denominados em moeda estrangeira, e ativos denominados em moeda nacional. Ocorre que os passivos de alguns são os ativos de outros. Uma emissão generalizada de passivos privados denominados em dólares gera um excesso de demanda de ativos denominados em cruzeiros, o que eleva os seus preços e reduz as taxas reais de juros, conduzindo à equalização entre as taxas de juros interna e internacional. Para que o diferencial entre as taxas de juros não fosse eliminado o governo teve que impedir que aquele excesso de demanda elevasse dos preços dos ativos denominados em cruzeiros, tendo que atuar como supridor dos ativos àquele preço.

A venda em mercado aberto de um fluxo de títulos públicos aproximadamente igual ao fluxo de passivos em dólares produziu uma estreita associação entre o crescimento das reservas internacionais e

Coefficientes recursivos

Período de 1986 a 1994

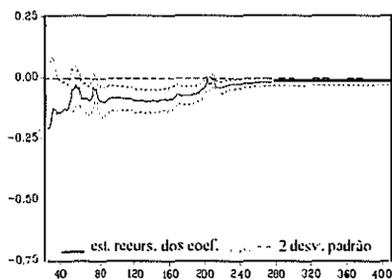


Gráfico 12a.

Período de 1990 a 1994

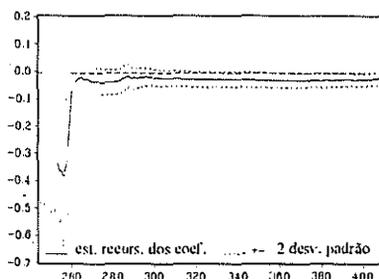


Gráfico 12b.

la dívida pública. Este efeito pode ser visto no gráfico 17, no qual são superpostos o efeito expansionista da acumulação de reservas e o efeito contracionista da venda de títulos públicos, ambos sobre a base monetária. Ambos estão expressos em dólares para evitar que a inflação mascarasse os movimentos. Os dois movimentos ocorrem instantaneamente e na mesma intensidade.

Neste regime monetário a elevação da taxa doméstica de juros apenas consegue contrair o crédito doméstico líquido, e não a quantidade de moeda, sendo um instrumento adequado para produzir a acumulação de reservas internacionais, e não para controlar o estoque de base monetária. A elevação da taxa de juros contrai o crédito doméstico e não a quantidade de moeda, e desde que a taxa real de câmbio persiste aproximadamente constante a oferta monetária será passiva, sendo causada, no sentido de Granger, pelas taxas de inflação, independentemente da altura na qual se fixe a taxa real doméstica de juros. As evidências empíricas para este período terão que mostrar também uma oferta de moeda passiva, mas devido à

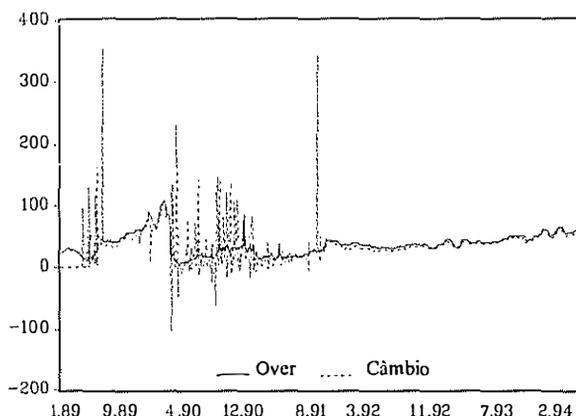


Gráfico 13.
Taxas diárias de desvalorização cambial
e taxas diárias de juros

constância da taxa real de câmbio e à velocidade do ajustamento dos fluxos financeiros internacionais, seria de se esperar um aumento do grau de passividade.

Na tabela 12 estão os testes de causalidade de Granger entre as taxas de inflação e de expansão monetária de 1986 em diante. Neste caso nos restringimos ao teste direto de Granger. Verifica-se que as evidências sobre a passividade são muito fortes, apesar do número significativamente menor de observações incluído nas séries.

Uma segunda consequência é a tendência à endogeneização do déficit público. Quando eleva as taxas de juros o governo tem que estar disposto a continuar vendendo títulos públicos, o que aumenta a componente financeira do déficit operacional, quer porque a dívida cresce, quer porque a taxa de juros se eleva. O déficit operacional e a dívida pública aumentam simultaneamente, mas não porque os déficits mais elevados obrigaram o Tesouro a vender mais títulos, e sim porque a política de juros domésticos elevados conduz à acumu-

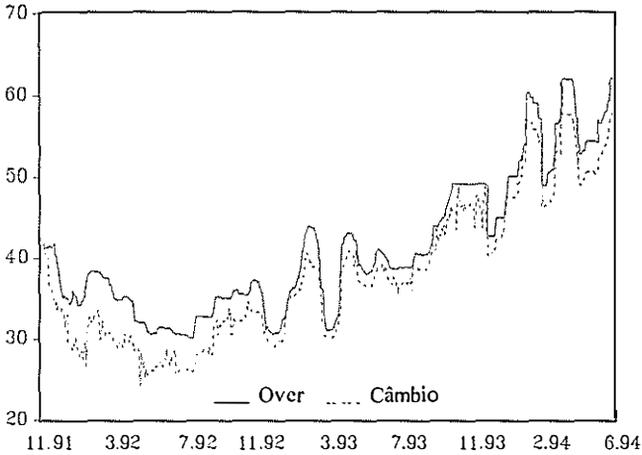


Gráfico 14.
Taxas diárias de desvalorização cambial
e taxas de juros diárias

lação de reservas e ao crescimento da dívida interna. O aumento dos déficits operacionais não é devido, neste caso, a algum desajuste nos instrumentos da política fiscal, e sim aos erros da política monetária.

Como a acomodação é praticamente total, a regra de reajuste cambial combinada com a indexação generalizada de preços e salários eleva o grau de inércia na inflação. Esta é a previsão dos modelos desenvolvidos por Taylor (1979) e Dornbusch (1982), que exploram os efeitos da acomodação monetária e da indexação cambial sobre o grau de persistência da inflação. Não é surpresa, neste caso, o aumento das evidências sobre a presença de uma raiz unitária nas taxas de inflação, nem que os testes de raízes unitárias nas taxas quadrissemanais de inflação da FIPE mostrem que a estabilidade dos coeficientes cresceu no período deste regime de política econômica. Nem poderia ser surpresa que a variância das taxas de inflação em t previstas pelas taxas passadas de inflação fosse significativamente

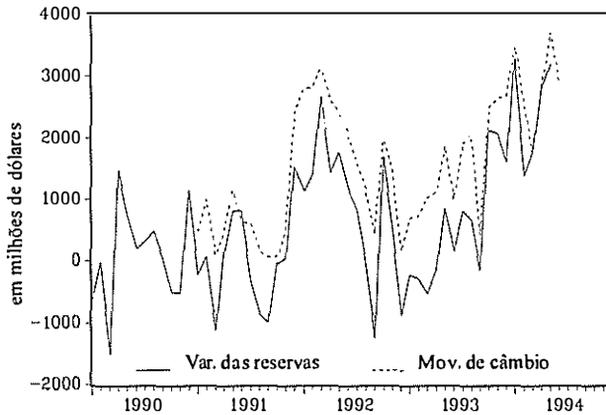


Gráfico 15.
Variação mensal de reservas e fluxos de compra e venda de moeda estrangeira

menor nos anos finais do período do que nos anos iniciais, como fica aparente da observação dos resíduos recursivos no gráfico (10.a). A inflação em t tornou-se significativamente mais dependente das taxas de inflação em períodos anteriores, o que somente foi possível com o aumento da passividade monetária.

Neste regime de política econômica a taxa de inflação teria que mostrar uma forte persistência, a moeda teria que ser passiva e o déficit e a dívida pública teriam que ser determinados endogenamente. Mas isto ocorreu como uma consequência de erros monetários e cambiais, e não como uma consequência de erros fiscais.

6. Considerações finais.

A análise de Sargent e Wallace mostrou que uma política monetária contracionista somente consegue evitar a expansão monetária proveniente de déficits públicos persistentes por algum tempo, e que as políticas monetária e fiscal têm que ser coordenadas. Os efeitos

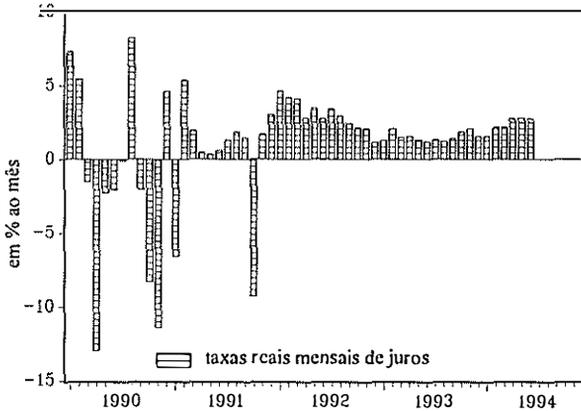


Gráfico 16.

Taxas reais de juros domésticas

da presença ou da ausência de coordenação têm sido analisados na literatura como um jogo não cooperativo de soma não nula entre duas autoridades econômicas independentes, que podem ter os mesmos objetivos, mas com pesos diferentes [Blinder (1983), Tambellini (1988)]. Naquelas análises é admitido que a autoridade fiscal prefira a expansão e que a autoridade monetária prefira a estabilidade, e chega-se a quatro resultados possíveis: a) a autoridade monetária é mais forte do que a fiscal e impede a monetização dos déficits, mas esta situação não se mantém a longo prazo a não ser que a política fiscal se altere, porque com $r > \rho$ a dívida pública tem um crescimento não sustentável; b) a autoridade fiscal é mais forte do que a monetária e a inflação se instala; c) as duas autoridades econômicas independentes se coordenam, e em geral aponta-se que o elemento central desta coordenação é a alteração do regime fiscal; d) a coordenação não é atingida e nenhuma das duas autoridades cede, uma solução que somente pode vigir temporariamente e que termina geralmente em mais inflação.

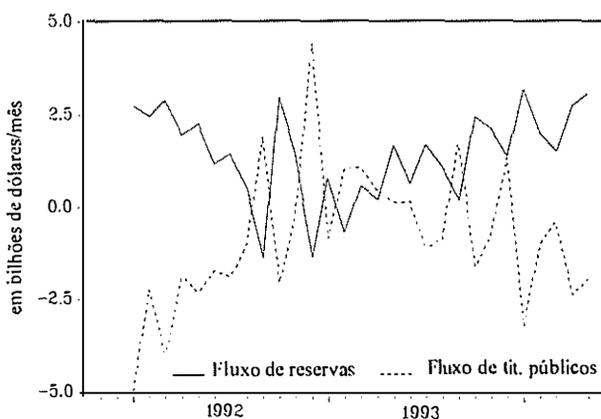


Gráfico 17.

Efeitos sobre a base monetária da compra de reservas e da venda de títulos em mercado aberto

No caso brasileiro o resultado deste jogo foi decidido antes do seu início, quando foi construído um regime monetário no qual a oferta monetária é passiva, e a autoridade monetária nunca adquiriu o poder de exercer algum controle sobre a expansão dos agregados monetários. A dívida pública não chegou a ter um crescimento não sustentável porque a endogeneidade do regime monetário resolveu este problema aumentando o peso da senhoriagem como uma fonte adicional de receitas.

Se quisermos combater a inflação fazendo apenas uma ampla reforma fiscal, sem alterar os regimes monetário e cambial, a suspeita é que a inflação não declinará e que os déficits públicos serão endogenamente reconstruídos.

Se o governo propusesse ao Congresso um aumento de impostos suficiente para eliminar os déficits operacionais, teria aberto um

Tabela 12.

Causalidade no sentido de Granger entre as taxas de expansão monetária e taxas de inflação período de 1986 a 1994.

Hipótese nula	Valor de F	nº de observações	valores de p e q	Q(10) probabilidade
$\Delta M/M$ não causa $\Delta p/p$ no sentido de Granger	1,198	33	p = 4 q = 4	5,373 (0,865)
$\Delta M/M$ não causa $\Delta p/p$ no sentido de Granger	0,908	33	p = 8 q = 8	6,443 (0,777)
$\Delta p/p$ não causa $\Delta M/M$ no sentido de Granger	8,426	33	p = 4 q = 4	6,795 (0,745)
$\Delta p/p$ não causa $\Delta M/M$ no sentido de Granger	4,448	33	p = 8 q = 8	4,718 (0,777)

espaço fiscal para que o Banco Central exercesse uma política monetária austera, elevando as taxas reais de juros. Admitamos que o regime cambial não seja alterado, e a taxa cambial continue sendo reajustada na paridade de poder de compra. A taxa doméstica de juros acima da internacional atrairia a entrada de recursos externos, e o Banco Central seria obrigado a acumular reservas para evitar a apreciação da taxa cambial. Para impedir que a expansão da base monetária gerada pela acumulação de reservas produzisse a equalização entre as taxas de juros interna e externa, teria que persistir vendendo títulos públicos indefinidamente. Os déficits operacionais seriam reconstruídos integralmente, quer porque a dívida pública estaria crescendo, quer porque as taxas reais de juros estariam elevadas. A inércia produzida pela taxa cambial indexada e pela passividade monetária continuaria a produzir uma inflação em um nível muito próximo ao anterior.

Para eliminar uma inflação como a brasileira não é necessário apenas uma reforma fiscal como geralmente se propõe. Se apenas ela for realizada a inflação não cederá. Para que a estabilidade de preços seja atingida os regimes monetário e cambial têm que ser alterados.

Referências

- Barro, R. 1979. "On the Determination of the Public Debt." *Journal of Political Economy* 87:940-971.
- Blinder, A. S. 1983. "Issues in the Coordination of Monetary and Fiscal Policy." In Havrilesky, T. M. (ed.) *Modern Concepts in Macroeconomics*. Illinois: Harlam Davidson.
- Brunner, K. 1989. "Fiscal Policy in a Macro Theory: A Survey and Evaluation." In Brunner, K. & H. Meltzer, Allan (eds.) *Monetary Economics*. Brasil: Backwell.
- Campbell, J. Y. & Schiller, R. J. 1987. "Cointegration and Tests of Present Value Models." *Journal of Political Economy* 95:1062-1088.
- Casella, A. 1989. "Testing for Rational Bubbles with Exogenous and Endogenous Fundamentals: The German Inflation Once More." *Journal of Monetary Economics* 21:109-122.
- Diba, B. T. & Grossman, H. I. 1988. "Rational Inflationary Bubbles?." *Journal of Monetary Economics* 21:35-46.
- Dornbusch, R. 1982. "PPP Exchange Rate Rules and Macroeconomic Stability." *Journal of Political Economy* 90:158-165.
- Granger, C. W. J. 1986. "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48:213-228.
- Hamilton, J. D. & Flavin, M. A. 1986. "On the Limitation of Government Borrowing: a Framework for Empirical Testing." *American Economic Review* 76:808-819.
- Miller, S. M. 1991. "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling." *Journal of Money, Credit and Banking* 23:139-154.
- Nelson, C. R. & Plosser, C. I. 1982. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidences and Implications." *Journal of Monetary Economics* 10:139-162.
- Novaes, A. D. 1991. "Um teste da Hipótese da Inflação Inercial no Brasil." *Pesquisa e planejamento Econômico* 21:377-396.
- Sargent, T. J. 1987. *Macroeconomic Theory*. (segunda edição). New York: Academic Press.

- Sargent, T. J. & Wallace, N. 1982. "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic." *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 6:1-17.
- Spaventa, L. 1987. "The Growth of Public Debt: Sustainability, fiscal Rules and Monetary Rules." *IMF Staff Papers* 34: 374-399.
- Sims, C. A. 1972. "Money Income and Causality." *American Economic Review* 62: 540-552.
- Tambellini, G. 1988. "Monetary and Fiscal Policy Coordination with High Public Debt." In Giavazzi, F. & L. Spaventa (eds.) *High Public Debt: the Italian Experience*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Taylor, J. B. 1979. "Staggered Wage Setting in a Macro Model." *American Economic Review, Papers and Proceedings* 69: 108-113.

