

# UM TESTE DOS LIMITES DO PODER DA POLÍTICA MONETÁRIA

Fabiana Rocha

Do Departamento de Economia  
(Programa de Recém-Doutor) da USP

## RESUMO

O objetivo deste artigo é discutir os limites da política monetária no Brasil nos anos 80 e começo dos anos 90, ou, mais precisamente, demonstrar que durante esse período a escolha entre uma política monetária apertada ou frouxa era, em grande medida, ilusória (aritmética desagradável de Sargent e Wallace). O artigo tenta ainda verificar quão ilusória era essa escolha, determinado o *timing* da receita inflacionária. Os resultados indicam uma elasticidade da demanda por encaixes reais com respeito à inflação esperada próxima de zero. Assim, a equação da demanda expectacional se torna uma versão simples da teoria quantitativa. Neste caso, dadas as hipóteses sobre o regime monetário e a taxa de retorno dos títulos do governo, o poder de uma política monetária restritiva para combater a inflação fica bastante reduzido. Uma política monetária apertada pode, no máximo, rearranjar o *timing* do imposto inflacionário, resultando numa inflação mais baixa, hoje, à custa de uma inflação mais alta no futuro.

## PALAVRAS-CHAVE

política monetária restritiva, aritmética desagradável de Sargent e Wallace, *timing* do imposto inflacionário

## ABSTRACT

The purpose of this paper is to discuss the limits on the power of monetary policy in Brazil during the 80's and beginning of the 90' or, more precisely, to demonstrate that during this period the choice between a loose or tight monetary policy was to a great extent illusory (Sargent and Wallace's unpleasant arithmetic). The paper also tries to verify how illusory this choice is by determining the timing of revenue from money creation. The results indicate an elasticity of real money demand with respect to expected inflation close to zero. Therefore, the expectational demand for money becomes a simple version of the quantity theory of money. In this case, given the assumptions about the monetary regime and the rate of return on government bonds, the power of restrictive monetary policy to fight inflation is substantially reduced. Tight money can at most rearrange the timing of the inflation tax, resulting in a lower inflation today at the expense of a higher inflation rate in future.

## KEY WORDS

restrictive monetary policy, Sargent and Wallace's unpleasant arithmetic, timing of the inflation rate

### INTRODUÇÃO

Uma questão interessante para países que obtêm uma fração significativa da receita de seus governos e a criação de moeda diz respeito aos efeitos da mudança no *timing* do imposto inflacionário.

A resposta para esta questão é a essência da aritmética desagradável de Sargent e Wallace (1981), e altera radicalmente as percepções do poder da política monetária. Se o governo decide seguir uma política monetária mais apertada hoje, mas não muda os valores correntes ou prospectivos de seu gasto real e de seu imposto, o decréscimo na receita inflacionária corrente real deve corresponder a um aumento da dívida. O financiamento desta dívida mais alta implica maior receita inflacionária no futuro. Portanto, dada a necessidade do crescimento monetário futuro, a política monetária mais apertada não resultará em uma redução permanente na taxa de inflação. De fato, se taxas mais altas de expansão monetária são antecipadas, o poder da política monetária mais restritiva é ainda mais limitado no sentido de que não é capaz de entregar, mesmo que temporariamente, uma taxa de inflação menor.

O objetivo deste artigo é discutir os limites da política monetária no Brasil durante os anos 80 e começo dos anos 90 ou, mais precisamente, demonstrar que durante este período a escolha entre uma política monetária apertada ou frouxa era, em grande medida, ilusória. O artigo tenta ainda verificar quão ilusória é essa escolha, determinado o *timing* da receita inflacionária.

As conclusões do argumento da aritmética desagradável dependem de duas hipóteses cruciais. A primeira é de que a taxa real de juros seja maior do que a taxa de crescimento da economia. Isto é relativamente fácil checar. A segunda é de que o regime seguido seja caracterizado pela dominância fiscal. Isto corresponde a uma situação na qual políticas de gasto e taxação são exógenas e os déficits correntes requerem um aumento no valor presente da receita inflacionária para satisfazer a restrição orçamentária intertemporal do governo. O primeiro passo, portanto, é determinar se as duas hipóteses descrevem adequadamente a economia brasileira durante o período sob análise. Isto é feito nas seções 1 e 2. A fim de testar a dominância fiscal, seguimos a abordagem não estrutural usada por King e Plosser (1985). A estratégia é procurar uma relação dinâmica entre receita inflacionária e

déficits. A seção 3 testa se o componente expectacional é um determinante importante da demanda por moedas. Se este é o caso, como antes observado, é difícil usar política monetária para reduzir inflação, mesmo no curto prazo. Se este não é o caso, a autoridade monetária somente pode rearranjar o *timing* do imposto inflacionário por meio da conduta da política monetária. Uma política monetária apertada hoje implica, necessariamente, uma política monetária mais frouxa amanhã.

## 1. TAXAS REAIS DE JUROS VERSUS TAXA REAL DE CRESCIMENTO

Darby (1984), em seus comentários sobre o artigo de Sargent e Wallace, observa que é mais provável que a taxa de juros seja menor que a taxa de crescimento do PIB e, se este é o caso, um aumento permanente no déficit é possível mesmo se a oferta da base monetária não mudar. Ele examina dados dos Estados Unidos e, como a média histórica da taxa real de crescimento é maior que a média da taxa real de juros, conclui que seu modelo é mais apropriado.

Sargent e Miller (1984), em sua resposta a Darby, chamam atenção para dois pontos. Primeiro, que a diferença entre a taxa real de crescimento e a taxa real de juros depende das políticas monetária e orçamentária em vigor durante um período específico de tempo, de forma que não se deve esperar que esta diferença seja a mesma quando ocorre uma mudança de regime. Segundo, que a adoção de uma política de déficits orçamentários mais altos tende a aumentar a taxa de juros relativamente à taxa real de crescimento a fim de induzir as pessoas a reter mais dívidas.

Embora argumentos teóricos possam ser usados para justificar o modelo de Sargent e Wallace, o simples exame da evidência empírica é suficiente no caso brasileiro. De 1980 até 1992 a média aritmética dos rendimentos reais dos títulos do governo era 3,44%, enquanto o significado aritmético da taxa real de crescimento era somente 1,92%. Portanto, mesmo tomando o modelo formal literalmente, a primeira hipótese da “aritmética monetarista desagradável” é sustentada pelos dados brasileiros.

## 2. A COORDENAÇÃO DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL

### 2.1. Tipos de Regimes Monetários

Quando a administração das políticas monetária e fiscal não estão sob a responsabilidade de um único *policymaker* existe a possibilidade de uma disputa (um *game of chicken* ou conflito de Stackelberg) entre o Banco Central e a autoridade fiscal com respeito à política econômica.<sup>1</sup> A origem dos problemas de coordenação encontra-se na interação entre estes *policymakers*, resumida pela restrição orçamentária do governo. Esta, consolidando-se o Tesouro e o Banco Central, pode ser escrita como:

$$D_t = B_t - (1 + R_{t-1})B_{t-1} + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (1)$$

Onde  $D_t$  é a diferença entre os gastos reais do governo com bens e serviços ( $G_t$ ) e as receitas tributárias reais ( $T_t$ ),  $B_t$  é o estoque real da dívida pendente ao fim do período  $t$ , e  $R_{t-1}$  é a taxa real de juro sobre os títulos do governo em um período. A Equação (1) mostra que o déficit real do governo no período  $t$  deve ser financiado por uma combinação de nova base monetária e dívida sobre a qual incide juros.

Dividindo ambos os lados de (1) pelo PIB real ( $y_t$ ), e rearranjando, tem-se a seguinte expressão para a restrição orçamentária do governo:

$$\frac{B_t}{y_t} = \left( \frac{1 + R_{t-1}}{1 + \eta} \right) \frac{B_{t-1}}{y_{t-1}} + \left[ \frac{D_t}{y_t} - \left( \frac{M_t - M_{t-1}}{y_t P_t} \right) \right] \quad (2)$$

onde  $\eta_t = (y_t/y_{t-1}) - 1$  é a taxa de crescimento da renda real.

1. Outras boas referências, além de SARGENT & WALLACE (1981) são BLINDER (1982) e MASCIANDARO & TABELLINI (1988).

A Equação (2) torna claro as diferentes conexões possíveis entre as políticas monetária e fiscal. Suponha que a autoridade monetária prometa seguir uma política monetária apertada e a autoridade fiscal fixe impostos e gastos que impliquem um fluxo de déficits orçamentários. Não é possível às duas cumprirem suas respectivas políticas e, eventualmente, uma delas tem que se “render”. Se a autoridade monetária permanece forte (regime de dominância monetária), então correções fiscais fundamentais são necessárias. Se a autoridade fiscal permanece forte (regime de dominância fiscal), a política monetária deve conformar-se; a política fiscal domina no sentido de que ela especifica a necessidade de senhoriagem a longo prazo. Um regime monetário é, portanto, caracterizado pelo elo entre déficits correntes e monetização futura ou, mais precisamente, pela extensão para a qual a carga de satisfazer a restrição orçamentária intertemporal cai sobre a política monetária ou fiscal.

Aqui, procuramos uma caracterização mais direta da relação entre o Tesouro e o Banco Central que permita a determinação de eventuais mudanças de regime. Seguimos o enfoque não estrutural usado por King e Plosser (1985).<sup>2</sup> Como observado por eles, “*the advantage of this approach is that we do not have to take a strong position on the policy process and risk obtaining misleading results. But the disadvantage is that our tests may not be sufficiently powerful to discriminate among closely related policy regimes.*” (p. 190) A estratégia é procurar uma relação dinâmica entre receita inflacionária e déficits a fim de verificar se déficits reais passados (e outras variáveis fiscais) têm poder preditivo para a receita inflacionária corrente.

O objetivo é caracterizar a dinâmica de um vetor de variáveis políticas em termos de um vetor auto-regressivo. Este é dado por  $s_t$ , a mudança real na base monetária como uma porcentagem do PIB real;  $g_t$ , os gastos reais do

---

2. DWYER (1982) também usa uma abordagem não estrutural. Para uma investigação estrutural do elo entre receita inflacionária e déficits ver, por exemplo, BARRO (1978), NISKANEN (1978) e HAMBURGER & ZWICK (1981). DWYER considera que não há efeito do déficit sobre a compra de dívida da Receita Federal durante o período do pós-guerra. Barro e Niskanen não encontram evidência de que a Receita Federal responde aos déficits quando estimam equações de taxas de crescimento monetário usando uma medida do déficit como uma das variáveis explicativas para os períodos 1941-1976 e 1947-1976, respectivamente. Hamburger e Zwick consideram que os déficits têm tido um impacto significativo sobre o crescimento da oferta monetária dos Estados Unidos desde 1961, usando o modelo de oferta monetária desenvolvido por Barro.

Governo Federal como uma porcentagem do PIB real;  $\tau_t^\alpha$  as receitas reais do Governo Federal como uma porcentagem do PIB, e  $rd_t$ , a mudança no estoque real da dívida do Governo Federal como uma porcentagem do PIB real.

### 2.2. Os Dados

Os dados dos gastos federais, das receitas fiscais federais, da dívida federal, da base monetária, da inflação e das taxas de juros foram obtidas do Boletim do Banco Central do Brasil (vários números). Os dados do Produto Interno Bruto têm como fonte o IBGE. Os dados do desemprego foram obtidos da Conjuntura Econômica (vários números). Todos os dados são séries trimestrais para o período de Janeiro de 1980 a Junho de 1993. Embora algumas séries tenham um componente sazonal, trabalhamos com dados desajustados sazonalmente. Esta decisão é baseada no trabalho de Ghysels e Perron (1993), segundo o qual filtros sazonais causam um viés ascendente no estimador da soma dos coeficientes auto-regressivos, levando a uma redução no poder dos testes de raiz unitária. Este viés assintótico existiria também em modelos multivariados quando variáveis dependentes defasadas estiverem presentes

É importante observar que a série de gastos tem algumas limitações. Não inclui gastos com bens e desconsideram o Sistema de Previdência Social. No entanto, é a única série disponível para o período em análise, que não é anual. Além disso, gastos e receitas referem-se ao período em que eles efetivamente ocorreram (regime de caixa). Portanto, as diferenças entre os dois não é compatível com as medidas oficiais do déficit. Estas consideram o período ao qual a receita e gastos se referem (regime de competência). Por exemplo, os salários dos empregados públicos em Abril são considerados como gastos naquele mês, embora muitos empregados não sejam pagos até o começo de Maio.

O déficit real é igual à mudança no estoque real da dívida do governo  $\{(B_t/P_t) - (B_{t-1}/P_{t-1})\}$ , onde  $B_t$  é o estoque da dívida do governo e  $P_t$  é o nível de preços. Como observado por Barro (1983), a inflação distorce a medida do déficit do governo, estabelecida pelas contas da renda nacional. Multiplicando o déficit real pelo nível de preços temos o déficit nominal correspondente:

$$(B_t/P_t) - (B_{t-1}/P_{t-1}) = (B_t - B_{t-1})/P_t - [(P_t - P_{t-1})/P_t] [(B_{t-1}/P_{t-1})]$$

onde o primeiro termo é a redução no valor real do déficit de acordo com as contas da renda nacional e o último termo é a redução no valor real das obrigações do governo devido à inflação. A diferença entre os dois conceitos de déficit é grande quando a taxa de inflação é alta. Isto faz do déficit real a melhor medida para o caso brasileiro.

### 2.3. Teste para a Dominância Fiscal

Seguindo a estratégia empírica padrão para estimar sistemas de vetores auto-regressivos (VAR), em primeiro lugar cada série é testada individualmente para raízes unitárias. Isto é necessário devido ao problema de regressão espúria (GRANGER & NEWBOLD, 1974) e porque alguns testes de hipóteses baseados em um VAR estimado em níveis não terão a distribuição assintótica usual. Os resultados dos testes de Dickey-Fuller são resumidos na Tabela 1.<sup>3</sup>

TABELA 1  
TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Variáveis	$\tau$ Estatística	Defasagens	N. Observações
$s_t$	-2.84**	4	48
$rd_t$	-3.22*	2	50
$\tau_t^a$	-2.53	3	49
$(1-L)\tau_t^a$	-4.30*	4	47
$g_t$	-1.61	4	48
$(1-L)g_t$	-2.22	7	44
$(1-L)^2g_t$	-6.16*	4	46

Notas: Os valores críticos assintóticos para o teste t aos níveis de 10% e 5% são -2.57 e -2.86, respectivamente.

\* significa que a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada ao nível de 5%.

\*\* significa que a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada ao nível de 10%.

3. As regressões de Dickey-Fuller para todas as variáveis não incluem um termo de tendência. O número de termos defasados é escolhido para assegurar que os erros não sejam correlacionados.

Os resultados indicam que as séries do déficit real e a da senhoriagem são ambas estacionárias. A série de receita fiscal é estacionária somente nas diferenças de primeira ordem e a série de gastos somente nas diferenças de segunda ordem. Como receita e gasto têm diferentes graus de estacionaridade não é possível implementar um teste de co-integração para estas variáveis.

Se  $\tau_t^\alpha$  e  $g_t$  fossem co-integrados, então um modelo consistindo de  $(1-L)\tau_t^\alpha$  e  $(1-L)g_t$  poderia ser um sistema superdiferenciado. Neste caso, a representação de média móvel desse modelo não poderia ser invertida e, portanto, a representação VAR não seria possível.

A fim de determinar o número de defasagens no sistema VAR desenvolvemos um teste da razão de verossimilhança com uma correção para melhorar as propriedades para pequenas amostras.<sup>4</sup> Testamos a hipótese nula, cujos dados seguem um VAR( $p_0$ ) com  $p_0 \geq 1$ , contra a hipótese alternativa de um VAR( $p$ ) com  $p > p_0$ . A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes da razão de verossimilhança.

TABELA 2  
TESTES DA RAZÃO DE VEROSSIMILHANÇA

Defasagens	Estatística
1x2	39.877 (0.000)
2x3	46.375 (0.048)
3x4	13.568 (0.999)

Nota: Entre parênteses são apresentados os níveis de significância marginal.

Quando o VAR é estimado com uma e duas defasagens a hipótese nula é rejeitada. O mesmo acontece quando o VAR é estimado com duas e três defasagens. Somente quando o VAR é estimado com três e quatro defasagens é que a hipótese nula não é rejeitada. Portanto, a dinâmica parece estar completamente apreendida por um VAR com três defasagens.

4. Esta correção é devida a SIMS (1980, p. 17) e é igual ao número de variáveis em cada equação irrestrita no sistema.

Estimamos ambos os VAR em níveis sem restrições e um VAR estacionário. Como o VAR para os dados em níveis resulta em inferências similares às aquelas obtidas para o VAR em forma estacionária, as conclusões daí obtidas não dependem dos resultados a respeito da presença de raízes unitárias. As estimativas apresentadas são, no entanto, somente aquelas relacionadas à representação estacionária do sistema.<sup>5</sup> Elas são resumidas na Tabela 3.<sup>6</sup>

A senhoriagem parece ter uma contribuição marginal significativa na previsão da própria senhoriagem e do gasto do governo. Além disso, os gastos do governo e os déficits reais têm poder de previsão significativa para a receita inflacionária. Os gastos do governo parecem ser previstos pelos gastos passados e pela senhoriagem, enquanto que as receitas fiscais parecem ser previstas pelos déficits reais e pelas receitas passadas. Os déficits reais, no entanto, não parecem ser previstos por quaisquer das outras variáveis.

Os testes para erros AR(1) e AR(4) não mostram evidência de que a especificação é inadequada.

Muitas interações interessantes entre variáveis são contemporâneas. Em um VAR, estas relações são apreendidas nas correlações entre resíduos em diferentes equações. Uma idéia geral da importância dessas correlações pode ser dada pela transformação  $z$  de Fisher:

$$z = \ln [(1 + r)/(1 - r)] ,$$

onde  $r$  é a amostra de autocorrelação. A estatística  $n^{1/2} z$  é distribuída aproximadamente como uma  $N(0,1)$  em grandes amostras se a correlação verdadeira é zero. Com  $n=35$ , correlações maiores que 0,17 em valor absoluto são significativamente diferentes de zero ao nível de 5%.

---

5. KING & PLOSSER (1985), procurando alguma evidência internacional, encontraram uma associação positiva entre receita inflacionária e o déficit das contas da renda nacional como uma porcentagem do PIB no Brasil. No entanto, eles não investigaram interações dinâmicas entre estas variáveis.

6. A fim de tratar uma possível variação sazonal tentamos adicionar variáveis *dummy* para cada equação do sistema. Quando as *dummies* sazonais são incluídas o teste da razão de verossimilhança aponta uma defasagem igual a dois. Como as *dummies* somente são significantes na equação de senhoriagem nós apresentamos os resultados sem elas. É importante observar, entretanto, que as mesmas conclusões se mantêm se as *dummies* sazonais são incluídas.

TABELA 3  
 RELAÇÕES DINÂMICAS ENTRE VARIÁVEIS POLÍTICAS

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes			
	$s_t$	$(1-L)^2 g_t$	$rd_t$	$(1-L)\tau_t^a$
constant	0.677(0.317)	-0.533(0.473)	1.656(1.876)	-0.074(0.326)
$s_{t-1}$	0.386(0.183)*	0.340(0.273)	-1.407(1.084)	0.183(0.188)
$s_{t-2}$	0.232(1.175)	0.487(0.262)*	-0.151(1.038)	0.080(0.180)
$s_{t-3}$	-0.212(0.165)	-0.394(0.246)	0.258(0.264)	-0.215(0.170)
F(3,35)	2.744(0.058)	2.544(0.072)	0.614(0.610)	0.850(0.476)
$(1-L)^2 g_{t-1}$	-0.251(0.094)**	-0.774(0.140)**	-0.791(0.555)	-0.007(0.097)
$(1-L)^2 g_{t-2}$	-0.241(0.083)**	-0.850(0.124)**	-0.109(0.492)	0.004(0.086)
$(1-L)^2 g_{t-3}$	-0.144(0.081)*	-0.570(0.122)**	-0.710(0.483)	0.019(0.084)
F(3,35)	3.758(0.019)	19.146(0.000)	1.122(0.353)	0.032(0.992)
$rd_{t-1}$	-0.048(0.029)*	0.062(0.043)	-0.093(0.173)	-0.101(0.030)**
$rd_{t-2}$	0.089(0.035)**	-0.002(0.051)	0.066(0.205)	0.061(0.036)*
$rd_{t-3}$	-0.034(0.038)	0.025(0.057)	0.218(0.228)	0.014(0.040)
F(3,35)	4.280(0.011)	0.904(0.449)	0.444(0.723)	6.008(0.002)
$(1-L)\tau_{t-1}^a$	0.135(0.419)	-0.379(0.246)	0.210(0.978)	-0.649(0.170)**
$(1-L)\tau_{t-2}^a$	-0.095(0.168)	-0.397(0.250)	0.372(0.993)	-0.430(0.173)**
$(1-L)\tau_{t-3}^a$	-0.089(0.132)	-0.114(0.198)	-0.091(0.784)	-0.308(0.136)**
F(3,35)	0.567(0.640)	1.176(0.332)	0.087(0.967)	6.049(0.002)
AR(1)	1.86	2.15	1.78	2.00
AR(4)	1.87	2.08	2.41	2.13
$R^2$	0.83	0.74	0.25	0.67

Notas: Os erros padrões estão entre parênteses. Os coeficientes significantes aos níveis de 10% e 5% são denotados por \* e \*\*, respectivamente. Os testes estatísticos F denotados F(3,35) são os testes estatísticos associados com as hipóteses de que os três coeficientes precedentes são conjuntamente iguais a zero e têm a significância marginal dada entre parênteses. AR(1) e AR(4) são as estatísticas de Lagrange para testar a hipótese nula de inexistência de autocorrelação de primeira ordem e inexistência de autocorrelação de quarta ordem, respectivamente.

A matriz de correlação residual, apresentada na Tabela 4, sugere que a estimação conjunta pode ser apropriada. No entanto, como a correlação residual não é grande e os regressores são os mesmos em cada equação, espera-se apenas uma pequena melhora na eficiência, de forma que procedemos somente à estimação individual de cada uma das equações por mínimos quadrados.

TABELA 4  
MATRIZ DE CORRELAÇÃO RESIDUAL DE REGRESSÕES DINÂMICAS

Resíduos	Resíduos			
	$s_t$	$(1-L)\tau_t^a$	$rd_t$	$(1-L)^2 g_t$
$s_t$	1.00	0.33	-0.47	0.26
$(1-L)\tau_t^a$		1.00	-0.24	0.45
$rd_t$			1.00	-0.29
$(1-L)^2 g_t$				1.00

Notas: Computados dos resíduos de mínimos quadrados do VAR estimado. 0,17 é o valor crítico de 5% aproximado para um teste bicaudal de que a correlação é zero.

Parece, portanto, difícil não aceitar a existência de um regime de dominância fiscal para o Brasil. No entanto, como observado por King e Plosser (1985) “*an independent monetary policy is free to respond to real deficits as well as other variables. Without a specific model of monetary policy, it is difficult to distinguish between the two regimes. For example, there may be important omitted variables from our seignorage regression that cause our results to be biased.*” (p.179)

Outras variáveis que devem influenciar o comportamento do Banco Central são a taxa nominal de juros,  $R$ ; a taxa de crescimento do PIB real,  $\eta$ ; a taxa de desemprego,  $v$ ; a taxa de inflação  $\pi$ . Como antes, é preciso verificar se estas variáveis são estacionárias ou não. Os testes de Dickey-Fuller estão resumidos na Tabela 5. Todas as variáveis, exceto a taxa nominal de juros, necessitam ser diferenciadas uma vez para se mostrarem estacionárias.

TABELA 5  
TESTES PARA RAÍZES UNITÁRIAS

Variáveis	$\tau$ Estatística	Defasagens	N. Observações
$R_t$	-3.59*	2	50
$\eta_t$	-2.00	7	45
$(1 - L)\eta_t$	-6.88*	6	45
$u_t$	-1.91	5	47
$(1 - L)u_t$	-3.36*	5	46
$\pi_t$	-3.31	3	49
$(1 - L)\pi_t$	-4.41*	4	47

Notas: Para a taxa nominal de juros, a taxa de crescimento do PIB e a taxa de inflação as regressões de Dickey-Fuller incluem um termo de tendência. O valor crítico assintótico para  $\tau$  ao nível de 5% é -3,41. Para a taxa de desemprego, a regressão de Dickey-Fuller não inclui um termo de tendência. O valor crítico assintótico para  $\tau$  ao nível de 5% é -2,86.

\* significa que a hipótese nula de não-estacionaridade é rejeitada.

A receita fiscal real, como uma porcentagem do PIB real, é também estacionária quando diferenciada uma vez. Assim, devemos testar a possível existência de co-integração entre esta variável e outras variáveis que se mostraram estacionárias quando diferenciadas uma vez (taxa de crescimento do produto real, desemprego e inflação) para que seja obtida uma representação VAR adequada. A Tabela 6 mostra os resultados dos testes de co-integração baseados no procedimento da razão de verossimilhança desenvolvido por Johansen (1988). Uma defasagem de quatro períodos foi escolhida para os sistemas envolvendo a taxa de crescimento do PIB e a taxa de desemprego. Uma defasagem de cinco períodos foi escolhida para o sistema envolvendo a taxa de inflação. Estas defasagens foram selecionadas de forma a apreender, de maneira parcimoniosa, a principal dinâmica de curto prazo e resulta em resíduos não autocorrelacionados. Há, no entanto, evidências de resíduos não-normais.

TABELA 6  
TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Variáveis	Estatísticas do Autovalor		Estatísticas do Traço	
	$H_0:r \leq 1$	$H_0:r = 0$	$H_0:r \leq 1$	$H_0:r = 0$
$\tau^a \times \eta$	4.0202	13.7369	4.0202	17.7598
$\tau^a \times u$	2.2472	6.6921	2.2472	8.9393
$\tau^a \times \pi$	2.0492	11.1531	2.0492	13.2023

Notas: A estatística de Johansen testa a hipótese de no máximo um e zero vetores de co-integração, respectivamente. Para o teste de autovalor, o valor crítico de 5% para  $H_0:r \leq 1$  é 9,2430 e para  $H_0:r=0$  é 15,6720. Para o teste de traço o valor crítico de 5% para  $H_0:r \leq 1$  é 9,2430 e para  $H_0:r=0$  é 19,9640.

A hipótese de que não há co-integração (i.e.  $r = 0$ ) não é rejeitada quando são consideradas a taxa de crescimento do PIB, o desemprego e a inflação.

A taxa de juros é, portanto, incluída na regressão dinâmica da senhoriagem em níveis. A taxa de crescimento do PIB, o desemprego e a inflação são incluídas em diferenças de primeira ordem, mas uma vez que nenhuma destas variáveis se mostrou co-integrada com a receita real como uma porcentagem do PIB nenhum mecanismo de correção de erro necessita ser especificado. A Tabela 7 resume os resultados e repete os resultados da regressão dinâmica da senhoriagem apresentados originalmente na Tabela 3, linha 1.

TABELA 7  
SUMÁRIO DAS ESPECIFICAÇÕES ALTERNATIVAS DA  
REGRESSÃO DE SENHORIAGEM

Marginal F - statistics for lags								$R^2$	
	s	$(1-L)^2 g$	rd	$(1-L)\tau^a$	R	$(1-L)\eta$	$(1-L)\mu$		$(1-L)\pi$
$S_t$	2.74*	3.76**	4.28**	0.57					0.83
$S_t$	2.72*	3.92**	5.69*	0.71	6.79*				0.86
$S_t$	2.67*	2.97**	3.78**	0.57		0.14			0.83
$S_t$	2.65*	2.60*	4.16**	0.52			0.09		0.83
$S_t$	2.78*	3.82**	3.48**	0.63				0.39	0.83

Notas: Cada regressão contém três defasagens das variáveis indicadas, como na Tabela 3. Os testes estatísticos F, significantes aos níveis de 10% e 5%, são denotados por \* e \*\*, respectivamente.

A adição de qualquer das variáveis, exceto a taxa nominal de juros, reduz a capacidade de previsão dos déficits reais, embora a relação entre mudanças na dívida real e senhoriagem ainda permaneça válida. A taxa de crescimento do PIB, o desemprego e a inflação, entretanto, parecem não ser significantes.

Neste ponto, a estimativa de um VAR em níveis ou em primeira diferença importa substancialmente (Tabela 8). Quando se reestima a regressão dinâmica de senhoriagem com as variáveis adicionais em níveis, em vez de diferenças, a significância da capacidade de previsão dos déficits reais é substancialmente aumentada, exceto quando a taxa de crescimento do PIB real é incluída. Contudo, esta variável não parece ser significativa, enquanto a taxa de desemprego e a taxa de inflação parecem ser significantes.

**TABELA 8**  
**SUMÁRIO DAS ESPECIFICAÇÕES ALTERNATIVAS DA REGRESSÃO DE**  
**SENHORIAGEM - VARIÁVEIS ADICIONAIS EM NÍVEIS**

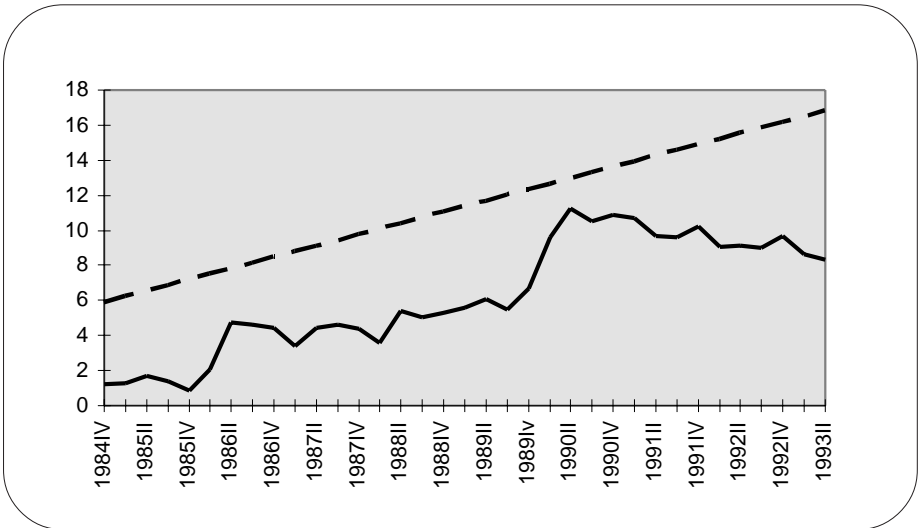
	Marginal F - statistics for lags							
	s	$(1-L)^2 g$	rd	$(1-L)\tau^a$	$\eta$	$\mu$	$\pi$	$R^2$
$s_t$	3.19**	3.90**	3.83**	0.69	1.65			0.84
$s_t$	2.90**	1.67	5.76**	0.42		9.89**		0.87
$s_t$	2.67*	4.98**	5.97**	0.84			9.08**	0.87

Notas: Cada regressão contém três defasagens das variáveis indicadas como na Tabela 3. Os testes estatísticos F, significantes aos níveis de 10% e 5%, são denotados por \* e \*\*, respectivamente.

Embora as conexões entre déficits e receita inflacionária pareçam indicar um regime de dominância fiscal, é importante verificar se este regime tem sido relativamente estável, ou, mais precisamente, se os resultados obtidos não são muito sensíveis ao período de amostra sob análise de forma que mudanças substanciais no regime possam ser detectadas em algum ponto. Portanto, duas questões permanecem abertas. Primeiro, se houve realmente mudanças significantes no processo de geração dos dados de senhoriagem. Segundo, no caso de uma resposta positiva para a primeira questão, em que período as mudanças foram observadas. A fim de responder estas questões a técnica CUSUM (BROWN *et alii*, 1975) é usada para identificar possíveis rupturas estruturais no processo fundamental de geração de dados. A regressão dinâmica de senhoriagem é primeiro reestimada e, então, resíduos recursivos são gerados, período após período, pela inclusão de observações trimestrais

no processo de estimativa. As somas cumulativas desses resíduos são traçadas no Gráfico 1. O gráfico não mostra nenhum sinal de instabilidade estrutural até 1990II, mas depois desse período o CUSUM começa a mostrar um movimento descendente.

GRÁFICO 1  
CUSUM DOS RECURSOS RECURSIVOS



### 3. POLÍTICA MONETÁRIA E INFLAÇÃO NUM REGIME DE DOMINÂNCIA FISCAL

Dadas estas duas hipóteses, Sargent e Wallace (1981) discutem as escolhas abertas à autoridade monetária. Os limites da política monetária, neste caso, passam a incluir sua inabilidade em afetar permanentemente a inflação. Quão forte estas limitações são depende da especificação da função da demanda por moeda.

Assumindo que temos uma versão da função da demanda por moeda usada por Cagan (1956) para descrever as hiperinflações clássicas:

$$\frac{M_t}{P_t Y_t} = \gamma(1) - \gamma(2) E \left[ \frac{P_{t+1}}{P_t} \right] \quad \gamma(1) > \gamma(2) \geq 0 \quad (3)$$

onde  $M_t$  é o estoque monetário no período  $t$ ,  $P_t$  é o nível de preço no período  $t$  e  $E_t$  é o valor da taxa esperada de inflação.

Resolvendo para  $P_t$  em termos dos valores futuros esperados de  $M_t$ , temos:

$$P_t = \frac{1}{\gamma(1)} \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{\gamma(2)}{\gamma(1)} \right)^j E_t \frac{M_{t+j}}{P_{t+j} Y_{t+j}} \quad (4)$$

Esta equação expressa o nível de preços corrente em termos dos valores monetários correntes e todos os valores monetários futuros como uma função do PIB nominal.

No caso especial de  $\gamma(2)=0$ , a equação (4) torna-se uma versão simples da teoria quantitativa, estabelecendo que o nível de preços no período  $t$  é diretamente proporcional ao estoque monetário.

No caso da demanda expectacional, uma política monetária mais apertada hoje pode realmente levar a um aumento no nível de preços e na inflação em cada período, no intervalo  $t$  a  $t+k$ . Uma vez que o nível de preços corrente depende dos níveis correntes e de todos os níveis futuros antecipados da oferta monetária, altas taxas de oferta monetária (expansão monetária) antecipadas no futuro tendem a aumentar a taxa corrente da inflação. Pela equação (4), quanto mais próximo da unidade é  $\gamma(2)/\gamma(1)$ , mais forte é o efeito de um aumento monetário futuro sobre o nível de preços corrente. Isto acontece porque quanto maior é  $\gamma(2)$  em relação a  $\gamma(1)$ , mais sensível é o nível de preços corrente com relação ao nível de preços futuros esperados (e, conseqüentemente, com relação aos valores monetários esperados) de acordo com (3).

No caso em que a teoria quantitativa vale, uma política monetária apertada eventualmente gera inflação no futuro. Se aumentos monetários futuros estão concentrados em um único período,  $t+k$ , o aumento monetário futuro requerido deve ser maior que a diminuição corrente, se a taxa de juros excede

a taxa de crescimento do produto real. Uma política monetária mais apertada abaixa a taxa corrente de inflação, mas à custa de inflação crescente no futuro.

Portanto, dadas as hipóteses sobre o regime fiscal e a taxa real de retorno sobre títulos do governo o poder da política monetária restritiva para combater a inflação é substancialmente reduzido. Uma política monetária apertada pode, no máximo, rearranjar o *timing* do imposto inflacionário, obtendo uma menor taxa de inflação, hoje, à custa de uma maior taxa de inflação no futuro.

Estamos interessados em verificar os limites do poder da política monetária em influenciar a inflação no Brasil. Em vista disto, devemos especificar um comportamento particular da demanda por moeda. Isto implica testar se a equação (3) é uma representação válida e, se este é o caso, se  $\gamma(2)$  pode ser considerado significativamente diferente de zero.

Para fazer isso usamos o procedimento econométrico desenvolvido por Taylor (1991) e Phylaktis e Taylor (1993). A principal vantagem deste procedimento é que ele não depende de qualquer hipótese sobre a forma das expectativas inflacionárias.

O modelo Cagan é escrito, ignorando o termo constante, como:<sup>7</sup>

$$(m - p)_t = -\alpha \Delta^e p_{t+1} + \zeta_t \quad (5)$$

onde  $m_t$  é o logaritmo natural do estoque monetário no período  $t$ ,  $p_t$  é o logaritmo natural do nível de preços,  $\zeta_t$  é um termo de erro aleatório assumido estacionário, captando o efeito das variáveis reais, como renda, sobre a demanda por moeda,<sup>8</sup>  $\Delta$  é o operador de diferenças de primeira ordem e  $e$  denota a previsão dos agentes no período  $t$ .

7. Isto segue rigorosamente o original.

8. Cagan argumenta que em processos inflacionários altos os encaixes monetários reais serão determinados basicamente pelas expectativas inflacionárias de modo que os componentes de  $\zeta_t$  têm uma influência menor.

A taxa esperada de inflação difere da taxa efetiva pelo erro de previsão  $\varepsilon_{t+1} = (\Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^e)$ , que também é assumido estacionário. Então, substituindo a inflação esperada pela efetiva em (5), obtemos:

$$\Delta p_{t+1} = -\alpha^{-1}(m - p)_t + \eta_{t+1} \quad (6)$$

onde  $\eta_{t+1} = (\varepsilon_{t+1} + \alpha^{-1} \zeta_t)$ .

Suponhamos que, sob condições de inflação alta e acelerada, o saldo monetário real e a inflação sejam processos não estacionários, mas estacionários quando tomados em diferenças de primeira ordem. Assumamos ainda que as variáveis reais omitidas, cujo efeito é apreendido por  $\zeta_t$ , sejam estacionárias e admitam uma representação Wold de forma que  $\eta_{t+1}$  seja também estacionário. Subtraindo  $\Delta_t$  de ambos os lados de (6), tem-se:

$$\Delta^2 p_{t+1} = -\alpha^{-1}(m - p)_t + \Delta p_t + h_{t+1} \quad (7)$$

Dado que os erros expectacionais são assumidos estacionários, independentemente de como as expectativas são formadas,<sup>9</sup> e  $\Delta p_{t+1}$  e  $\eta_{t+1}$  são ambos estacionários, a equação (7) implica que a combinação linear  $[-\alpha^{-1}(m-p)_t + \Delta p_t]$  deve ser estacionária. Saldos monetários reais e inflação são co-integrados com um parâmetro de co-integração - depois da normalização com relação aos saldos monetários reais - igual a  $\alpha$ . Isto é simplesmente a semi-elasticidade da demanda por saldos reais com respeito à inflação esperada. Portanto, Taylor (1991) e Phylaktis e Taylor (1993) sugerem testar a validade do modelo de Cagan, testando se saldos monetários reais e inflação são co-integrados.

---

9. TAYLOR (1991) investiga a plausibilidade da hipótese de erros de previsão estacionários (quando a variável prevista é  $I(1)$ ) para uma série de hipóteses alternativas sobre a formação de expectativas.

A Tabela 9 mostra os resultados dos testes de Dickey-Fuller para raízes unitárias no saldo monetário real e na série de taxa de inflação. Os resultados do teste para inflação são uma repetição dos resultados da Tabela 5. Ambas as séries parecem ser I(1). A hipótese nula somente pode ser rejeitada quando a inflação e as séries monetárias reais são diferenciadas de primeira ordem.

TABELA 9  
TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS 1980II-1993II

Variáveis	$\tau$ Estatística
$(m - p)_t$	-1.10
$\Delta(m - p)_t$	-3.09*
$\Delta p_t$	-3.31
$\Delta^2 p_t$	-4.41*

Notas: Para a taxa de inflação, as regressões de Dickey-Fuller incluem um termo de tendência. O valor crítico assintótico para o teste ao nível de 5% é -3,41. Para o log do estoque real de moeda as regressões de Dickey-Fuller não incluem um termo de tendência. O valor crítico assintótico para o teste ao nível de 5% é -2,86.

\* significa que a hipótese nula de não estacionaridade é rejeitada

Os testes de co-integração são então aplicáveis. Os resultados são apresentados na Tabela 10.

TABELA 10  
TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO E ESTIMATIVA

Estatística do Autovalor		Estatística do Traço		$\alpha$
$H_0: r \leq 1$	$H_0: r = 0$	$H_0: r \leq 1$	$H_0: r = 0$	
7.6396	8.8210	7.6396	26.4606	0.0225

Notas: O teste estatístico de Johansen, a hipótese de no máximo um e zero vetores de co-integração, respectivamente. O valor crítico de 5% para  $H_0: r \leq 1$  é 9.2430 para as estatísticas do autovalor e do traço e para  $H_0: r = 0$  é 15,6720 e 19,9640 para a estatística do autovalor e do traço, respectivamente.

O VAR inclui dois intervalos cada para saldos monetários reais e inflação, além de uma constante. Isto garante que os resíduos apresentem resultados insignificantes para os testes  $X^2$  para autocorrelação, embora não para normalidade. O VAR também inclui três *dummies* sazonais.

A hipótese de zero vetores de co-integração é rejeitada, enquanto a hipótese de, no máximo, um vetor de co-integração não é rejeitada. Portanto, parece que o modelo de Cagan é adequado para caracterizar a experiência monetária no Brasil durante os anos 80 e começo dos anos 90.

A Tabela 10 também lista a estimativa pontual de  $\alpha$ . O coeficiente estimado assume o sinal correto, mas sua magnitude não é plausível. A elasticidade da demanda por encaixes reais com respeito à inflação esperada é  $\alpha \Delta p_{t+1}^e$ . Assim, um valor de 0,0225 a uma taxa de inflação mensal esperada de 10% implica uma elasticidade aproximadamente nula. Esta magnitude é muito menor que as estimativas empíricas prévias para outros países e mesmo para o Brasil. Phylaktis e Taylor (1993) obtêm estimativas para  $\alpha$  de 12,7; 7,4; 16,9 e 11,8 para Argentina, Bolívia, Chile e Peru, respectivamente. Para o Brasil, durante o período 1971:1-1986:2, eles obtêm um valor de 11,2.<sup>10</sup>

A evidência sugere, então, que temos o caso especial onde a função de demanda por moeda de Cagan se reduz a uma simples versão da teoria quantitativa. A demanda por moeda parece não depender da taxa esperada de inflação. Assim, não está presente a força pela qual altas taxas de expansão monetária antecipadas no futuro tendem a aumentar a taxa corrente de inflação. Como discutimos anteriormente, é esta força que limita o poder da política monetária restritiva para proporcionar, ainda que temporariamente, uma inflação menor. Então, conclui-se que a política monetária tem ainda uma certa habilidade para afetar a inflação no Brasil. Contudo, uma política monetária mais restritiva tem efeitos apenas a curto prazo, implicando somente um rearranjo temporal do *timing* do imposto inflacionário. Uma taxa menor de inflação hoje pode ser atingida somente à custa de uma taxa maior de inflação no futuro.

Este resultado não pode, no entanto, ser interpretado como um argumento contra políticas monetárias restritivas. A única implicação é que a adoção de uma política monetária mais apertada deve acontecer em um ambiente institucional diferente. Este novo ambiente consiste de um regime monetário com baixo grau de dominância fiscal no qual a autoridade monetária “move” primeiro e fixa sua política independentemente. Neste caso, se o Banco Cen-

---

10. Se comparado às hiperinflações clássicas este valor também é pequeno. Cagan obtém estimativas entre 2,3 e 8,7 para a Polônia e Hungria, respectivamente. Taylor obtém resultados similares para estes dois países e valores de 3,8 e 5,3 para a Áustria e Alemanha.

tral prende-se a uma política monetária apertada, a despeito dos déficits crescentes, e não faz acomodações monetárias, a autoridade fiscal é obrigada a ajustar o orçamento. A importância desta direção reversa é sugerida pelo próprio Sargent (1993a): “*if the monetary authority could successfully stick to its guns and forever refuse to monetize any government debt, then eventually the arithmetic of the government’s budget constraint would compel the fiscal authority to back down and to swing its budget into balance.*” (p. 37)<sup>11</sup> Mecanismos monetários alternativos, que impõem verdadeiramente uma disciplina fiscal, devem incluir a adoção de uma regra de crescimento monetário confiável, o estabelecimento de taxas de câmbio fixas ou um padrão de moeda mercadoria e a implementação de um Banco Central independente.<sup>12</sup>

Embora a dominância monetária possa ser atingida ou pela adoção de uma regra ou por um Banco Central independente,<sup>13</sup> é verdade também que a adoção de uma regra monetária restringe enormemente a flexibilidade da autoridade monetária para responder a mudanças inesperadas na economia. De fato, a regra ótima *ex ante* é contingente a eventos exógenos. Entretanto, é impossível ou extremamente custoso, em termos práticos, especificar, a

---

11. É importante observar que enquanto no longo prazo o equilíbrio será atingido, no curto prazo as autoridades fiscal e monetária se testarão mutuamente para verificar quem realmente é “forte”.

12. De fato, todos estes mecanismos são também sugeridos por outras razões além de disciplinar a autoridade fiscal. Em jogos envolvendo um único *policymaker* e o setor privado um mecanismo de compromisso é necessário para reduzir o viés inflacionário resultante do comportamento intertemporalmente inconsistente do *policymaker*. Neste contexto, argumentos a favor da adoção de regras monetárias aparecem em KYDLANDE & PRESCOTT (1977), BARRO (1990), MCCALLUM (1988,1989) e a favor de um Banco Central independente são encontrados em GRILLI, MASCIANDARO & TABELLINI (1991), LOHMAN (1992) e CUKIERMAN (1992). Nos jogos onde diferentes *policymakers* estão no poder em diferentes períodos de tempo, o ciclo político resulta em viés inflacionário e excesso de volatilidade na economia. ALESINA (1988, 1989) propõe a adoção de uma regra “cooperativa” por diferentes partidos enforcados por um Banco Central independente, neste contexto. Portanto, existem motivos complementares que tornam a adoção de um mecanismo de pré-compromisso importante.

13. Apesar do indício de que compromissos externos têm desempenhado um importante papel na mudança de regimes durante as hiperinflações clássicas (SARGENT, 1993b), eles não são discutidos aqui. Os problemas associados com taxas fixas de câmbio e política monetária independente são ilustradas, por exemplo, na literatura sobre ataques monetários especulativos (FLOOD & GARBER, 1984). CUKIERMAN, KIGUEL & LIVIATAN (1992) discutem o grau de compromisso implícito em diferentes compromissos externos e os custos associados ao descumprimento de cada um deles.

*priori*, todas as contingências possíveis. Além disso, regras contingentes são difíceis de checar, e o *policymaker* pode sempre explicar uma taxa inesperada de inflação como resultado de alguma emergência, disfarçando, desta maneira, uma ruptura da regra. A consequência é que é melhor forçar o *policymaker* a estabelecer compromissos simples, isto é, adotar regras simples. Os ganhos do comportamento contingente são perdidos, mas sua fácil execução e cumprimento evitam o resultado discricionário. O dilema entre flexibilidade e compromisso, bem como os maiores custos associados ao abandono da regra, uma vez que ela representa uma forma mais forte de pré-compromisso, são os argumentos mais comuns usados a favor do estabelecimento de uma autoridade monetária autônoma. Além disso, há uma soma substantiva de evidências empíricas relacionando déficits fiscais e independência do Banco Central. Masciandaro e Tabellini (1988), analisando uma amostra formada pela Austrália, Canadá, Japão, Nova Zelândia e os Estados Unidos, concluem que a Nova Zelândia tem Banco Central menos independente, mas a mais alta média de déficits, o oposto sendo observado para os Estados Unidos. Parkin (1987) examina um grupo de doze países desenvolvidos e mostra que a Suíça, a Alemanha e os Estados Unidos, países com Bancos Centrais mais independentes, têm também a menor média de déficits a longo prazo e menor variância. Uma discussão completa das vantagens e desvantagens dos diferentes mecanismos para garantir dominância monetária é uma questão muito importante e interessante, embora esteja além do alcance deste artigo. De especial interesse é a coleção de evidências relacionando déficits fiscais e arranjos institucionais em países em desenvolvimento, uma vez que até agora os resultados são baseados somente na experiência de países desenvolvidos.

#### 4. OBSERVAÇÕES FINAIS

Neste artigo tentamos estabelecer os limites do poder da política monetária para controlar a inflação no Brasil. Dado o regime de dominância fiscal que parece ser seguido, um programa para restringir a inflação, reduzindo o crescimento monetário, resultará em fracasso completo, a menos que a perda real de receita inflacionária de hoje seja compensada por maiores impostos reais ou menores gastos reais do governo. Se assim não for, a única coisa que o governo brasileiro será capaz de fazer é reorganizar o *timing* da senhoriagem.

Como observado antes, este resultado não pode ser interpretado como um argumento contra uma política monetária mais restritiva. Implica simplesmente que a escolha desta política é inadequada dentro do arranjo institucional corrente. Os resultados devem, então, apontar a favor de um regime monetário caracterizado por um maior grau de dominância monetária.

A questão que permanece aberta, portanto, é como promover uma mudança de regime que esteja suficientemente concatenada para ser considerada confiável, e os efeitos desta mudança sobre indicadores monetário e fiscal. De especial interesse seria um estudo empírico comparando as políticas fiscais seguidas por países em desenvolvimento com diferentes arranjos institucionais monetários.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALESINA, A. Macroeconomics and politics. In: FISCHER, Stanley (ed.), *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge: MIT Press, 1988.
- \_\_\_\_\_. Politics and business cycles in industrial democracies. *Economic Policy*, 89, n. 8, p. 57-98, 1989.
- BARRO, R.J. Unanticipated money, output, and the price level in the United States. *Journal of Political Economy*, 86, p. 549-80, 1978.
- \_\_\_\_\_. *Macroeconomic analysis*. New York: John Wiley and Sons, 1983.
- \_\_\_\_\_. Developments in the theory of rules versus discretion. In: BARRO, R. J. *Macroeconomic policy*. Harvard University Press, 1990.
- BLINDER, A.S. Issues in the coordination of monetary and fiscal policies. *NBER Working Paper* n. 982, 1982.
- BROWN, R.L., DURBIN, J. & EVANS, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relations over time. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 37, p. 149-92, 1975.
- CAGAN, P. The monetary dynamics of hyperinflations. In: FRIEDMAN, M. (ed.), *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- CUKIERMAN, A. *Central bank strategy, credibility, and independence*. Cambridge: The MIT Press, 1992.
- CUKIERMAN, A., KIGUEL, M. A & LIVIATAN, N. *How much to commit to an exchange rate rule: balancing credibility and flexibility*. The World Bank, WPS 931, July, 1992.

- DARBY, M. R. Some pleasant monetarist arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis *Quarterly Review*, p. 15-20, Spring 1984.
- DWYER, G.P. Inflation and deficits. *Economic Inquiry*, 20, p. 315-29, 1982.
- \_\_\_\_\_. Money, deficits, and inflation: a comment. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22, p. 197-206, 1985.
- FLOOD, R. P. & GARBER, P. M. Collapsing exchange rate regimes: some linear examples. *Journal of International Economics*, 17, p. 1-13, 1984.
- GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, p. 111-20, 1974.
- GRILLI, V., MASCIANDARO, D. & TABELLINI, G. Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. *Economic Policy*, 13, p. 341-92, 1991.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-54, 1988.
- KYDLAND, F. E. & PRESCOTT, E. Rules rather than discretion: the time inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85, p. 473-92, 1977.
- HAMBURGER, M. J. & ZWICK, B. Deficits, money, and inflation. *Journal of Monetary Economics*, p. 141-50, 1981.
- KING, R. G. & PLOSSER, C. I. Money, deficits, and inflation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22, p. 147-96, 1985.
- LEVY, M. D. Factors affecting monetary policy in an era of inflation. *Journal Monetary Economics*, p. 351-73, 1981.
- LOHMANN, S. Optimal commitment in monetary policy: credibility versus flexibility. *American Economic Review*, 82, p. 273-86, 1992.
- MASCIANDARO, D. & TABELLINI, G. Monetary regimes and fiscal deficits: a comparative analysis. In: CHENG, H. S. (ed.), *Monetary policy in pacific basin countries*. Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- MC CALLUM, B.T. Robustness properties of a rule for monetary policy. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, p. 173-203, 1988.
- \_\_\_\_\_. *Monetary economic theory and policy*. Macmillan Publishing Company, 1989.
- MILLER, P. R. & SARGENT, T. J. A reply to Darby. Federal Reserve Bank of Minneapolis *Quarterly Review*, p. 21-6, Spring 1984.
- NISKANEN, W.A. Deficits, government spending, and inflation: what is the evidence? *Journal of Monetary Economics*, p. 591-602, 1978.

- PARKIN, M. Domestic monetary institutions and deficits. In: BUCHANAN, J. et alii (eds.), *Deficits*. Oxford: Basil Blackwell, p. 310-337, 1987.
- PHYLAKTIS, K. & TAYLOR, M. P Money demand, the Cagan model and the inflation tax: some Latin American evidence. *Review of Economics and Statistics*, p. 32-37, 1993.
- SARGENT, T. J. & WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, p. 1-17, Fall 1981.
- SARGENT, T. J. Reaganomics and credibility. In: SARGENT, T., *Rational expectations and inflation*. Second Edition, Harper Collins College Publishers, 1993a.
- \_\_\_\_\_. The ends of four big inflations. In: SARGENT, T., *Rational expectations and inflation*. Second Edition, Harper Collins College Publishers, 1993b.
- SIMS, C.A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, p. 1-48, 1980.
- TAYLOR, M. P. The hyperinflation model of money demand revisited. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, p. 327-51, 1991.

---

Este artigo é baseado em minha dissertação de PhD, na Universidade de Illinois at Urbana-Champaign. Gostaria de agradecer a Anne Villamil, Roger Koenker e Werner Baer por seus valiosos comentários. Quaisquer erros são de minha inteira responsabilidade.

(Recebido em maio de 1996. Aceito para publicação em setembro de 1996 ).