



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

23

Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira

Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane

Julho, 2001

ISSN 1519-1028

CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 23	Jul	2001	P. 1-33
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado por:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(e-mail: conep.depep@bcb.gov.br , workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 23.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

Controle Geral de Assinaturas:

Banco Central do Brasil

Demap/Disud/Subip

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 - Brasília (DF)

Telefone (61) 414-1392

Fax (61) 414-3165

Tiragem: 450 exemplares

The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço: Secre/Surel/Dinfo
 Edifício-Sede, 2º subsolo
 SBS - Quadra 3, Zona Central
 70074-900 - Brasília (DF)

Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406

DDG: 0800 992345

Fax: (61) 321 9453

Internet: http://www.bcb.gov.br

E-mail: cap.secre@bcb.gov.br
 dinfo.secre@bcb.gov.br

Os efeitos da CPMF sobre a intermediação financeira*

Sérgio Mikio Koyama
Banco Central do Brasil

Márcio I. Nakane
Banco Central do Brasil
Universidade de São Paulo

Abstract

O propósito deste artigo é proceder a uma avaliação empírica do impacto da CPMF sobre a intermediação financeira. Mais especificamente, estuda-se as conseqüências da introdução da CPMF sobre: a) o número de cheques emitidos; b) a base de arrecadação do próprio tributo; c) o volume de M1; d) a alocação de recursos entre depósitos a prazo e fundos financeiros; e) o spread bancário. As principais conclusões obtidas são as seguintes: i) a CPMF corrói a sua própria base de arrecadação; ii) a CPMF reduziu o número de cheques utilizados na economia; iii) o efeito da CPMF sobre o M1 é positivo, porém de pequena magnitude; iv) do ponto de vista de alocação de *portfolio*, a CPMF provocou um deslocamento das aplicações financeiras dos depósitos a prazo para os fundos financeiros; v) a CPMF aumenta o *spread* bancário bruto e reduz o *spread* bancário líquido, implicando uma menor rentabilidade para todas as partes envolvidas, ou seja, para os tomadores de empréstimos, aplicadores e os intermediários financeiros.

* As opiniões expressas neste documento refletem as posições dos autores e não as do Banco Central do Brasil ou de seus membros. Os autores agradecem os comentários e sugestões de Ilan Goldfajn, Daniel Gleizer e Pedro H. Albuquerque. Erros remanescentes são de nossa responsabilidade.

1 Introdução

Desde meados de 1994, o Brasil tem convivido com um imposto sobre movimentações financeiras. Na sua versão corrente, vigente desde janeiro de 1997, o tributo é conhecido como Contribuição Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira, ou, de forma mais simplificada, de CPMF.

Os principais fatos geradores deste tributo são as seguintes transações [vide Carmo (1998)]:

i) lançamento a débito, por instituição financeira em contas correntes de depósitos, em contas correntes de empréstimos, em contas de depósitos de poupança, em contas de depósito judicial, em contas de depósito em consignação de pagamento; ii) a liquidação ou pagamento por instituição financeira de quaisquer créditos, direitos e valores por conta e ordem de terceiros, que não tenham sido creditados aos beneficiários em suas contas correntes de depósito, ou de empréstimo, ou de poupança; iii) a liquidação de operação contratada nos mercados organizados de liquidação futura, como bolsas de valores, de mercadorias, mercantil e de futuros.

Como seu próprio nome sugere, este imposto foi originariamente concebido como tendo um caráter transitório. Verificou-se, posteriormente, não somente que seu caráter transitório foi ou está sendo abandonado, como também que sua alíquota, que já foi de 0,2%, sofreu algumas majorações encontrando-se atualmente (junho de 2001) no nível de 0,38%.

A contribuição da CPMF na arrecadação tributária do governo federal também não é desprezível, sendo que sua participação na receita tributária foi de 8,3% em 2000.

Os efeitos distorcivos de um tributo como a CPMF são bem conhecidos. Entre tais efeitos destaca-se a sua característica de ser um imposto em cascata, ou seja, que tributa cada etapa de uma transação financeira. Adicionalmente, conforme sugerido pela análise de Diamond e Mirlees (1971), por ser um imposto sobre uma atividade de intermediação, tal tributo é provavelmente inferior, do ponto de vista de eficiência alocativa, a um tributo que incide sobre os setores finais. Estas considerações levam a esperar que ocorra um efeito de

desintermediação financeira na presença da CPMF, com efeitos deletérios sobre o restante da economia.

Apesar das características perversas de tal tipo de imposto serem bem conhecidas, a literatura empírica sobre o assunto é escassa.¹ Para o caso brasileiro, em particular, a literatura é quase inexistente. Recentemente, Albuquerque (2001) realizou uma avaliação da experiência brasileira, destacando os seguintes pontos: a) a produtividade da arrecadação da CPMF, medida pela participação da receita no PIB sobre a alíquota, reduz-se com aumentos na alíquota; b) a CPMF tem o efeito de encarecer o custo da dívida pública, o que implica que a arrecadação líquida é menor que a arrecadação da CPMF; c) a CPMF encarece o custo dos empréstimos bancários, pois aumenta as taxas dos cheques especiais, hot money e crédito à pessoa física; d) a perda de peso morto da CPMF é elevada equivalendo, para a alíquota corrente (0,38%), a 27% da arrecadação líquida.

Este artigo pretende dar uma contribuição à mensuração de alguns dos impactos da CPMF sobre a intermediação financeira. Em particular, estuda-se as conseqüências da introdução da CPMF sobre: a) o número de cheques emitidos ; b) a base de arrecadação da CPMF; c) o volume de M1; d) a alocação de recursos entre fundos de aplicação financeira e depósitos a prazo; e) o spread bancário.

É claro que os efeitos da CPMF não se restringem a estes aspectos. Outras dimensões igualmente importantes são deixadas de lado, como, por exemplo, o efeito sobre os prazos médios de aplicação dos diferentes instrumentos financeiros, ou os efeitos sobre o mercado de capitais. Além disso, existem também os efeitos sobre os outros setores da economia, conforme ressaltado por Albuquerque (2001).

Este trabalho concentra-se nos efeitos permanentes ou de longo prazo da CPMF. O trabalho conclui que a CPMF apresenta importantes efeitos sobre o processo de intermediação

¹ Vide Coelho *et al.* (2001) para uma avaliação da experiência latino-americana, incluindo o Brasil, com impostos sobre débitos bancários.

financeira.

Em particular, os dados suportam as seguintes evidências: i) a CPMF corrói a sua própria base de arrecadação; em face de alíquotas mais elevadas, os agentes desenvolvem mecanismos para reduzir o volume de suas transações financeiras para evitar o imposto; ii) este processo de evasão já mostra sinais de existência no número de cheques utilizados na economia, o qual apresentou queda após a implantação da CPMF; iii) o efeito da CPMF sobre o M1 é positivo; este efeito pode também ser interpretado como um mecanismo de evasão da CPMF na medida em que ou as pessoas utilizam-se mais de papel-moeda em suas transações, evitando assim o intermediário financeiro ou deixam seus recursos por mais tempo em seus depósitos à vista ao invés de realizar aplicações e desaplicações financeiras freqüentes; iv) do ponto de vista de alocação de *portfolio*, a CPMF provocou um deslocamento das aplicações financeiras dos depósitos a prazo para os fundos financeiros; a explicação para este fenômeno é que os depósitos a prazo sofrem a taxa da CPMF a cada reaplicação (quando realizada pelo próprio investidor) ao passo que a aplicação nos fundos financeiros sofre o efeito da taxa apenas uma única vez; v) a CPMF reduz o *spread* bancário medido pela diferença entre a taxa recebida pelo banco sobre seus empréstimos e a taxa paga sobre os depósitos a prazo, ou seja o spread no seu conceito líquido, isto é, sem a inclusão da CPMF ou de outros tributos financeiros; vi) a CPMF aumenta o *spread* bancário bruto, isto é, a diferença entre a taxa de empréstimo para o devedor e a taxa para o poupador.

2 CPMF e Cheques Emitidos²

Um dos possíveis impactos alocativos da CPMF estaria relacionado ao fato de que os agentes econômicos tentariam economizar na utilização de cheques através de mecanismos como eliminação de operações triangulares, disseminação de endosso, etc.

² Em virtude da indisponibilidade de informações referentes ao número de cheques cuja compensação ocorre intra-banco ou diretamente entre bancos conveniados, utilizou-se como proxy o número de cheques compensados.

A proibição de mais de um endosso por cheque, contudo, limita a extensão da utilização desta prática como mecanismo de evasão da CPMF.

A Figura 1 mostra a evolução do número de cheques emitidos e a alíquota da CPMF durante o período de julho de 1994 a fevereiro de 2001. Durante este período, o número de cheques emitidos reduziu do patamar de 340 milhões para o patamar de 200 milhões de cheques emitidos. A alíquota da CPMF, por sua vez, apresenta uma tendência crescente durante o período.

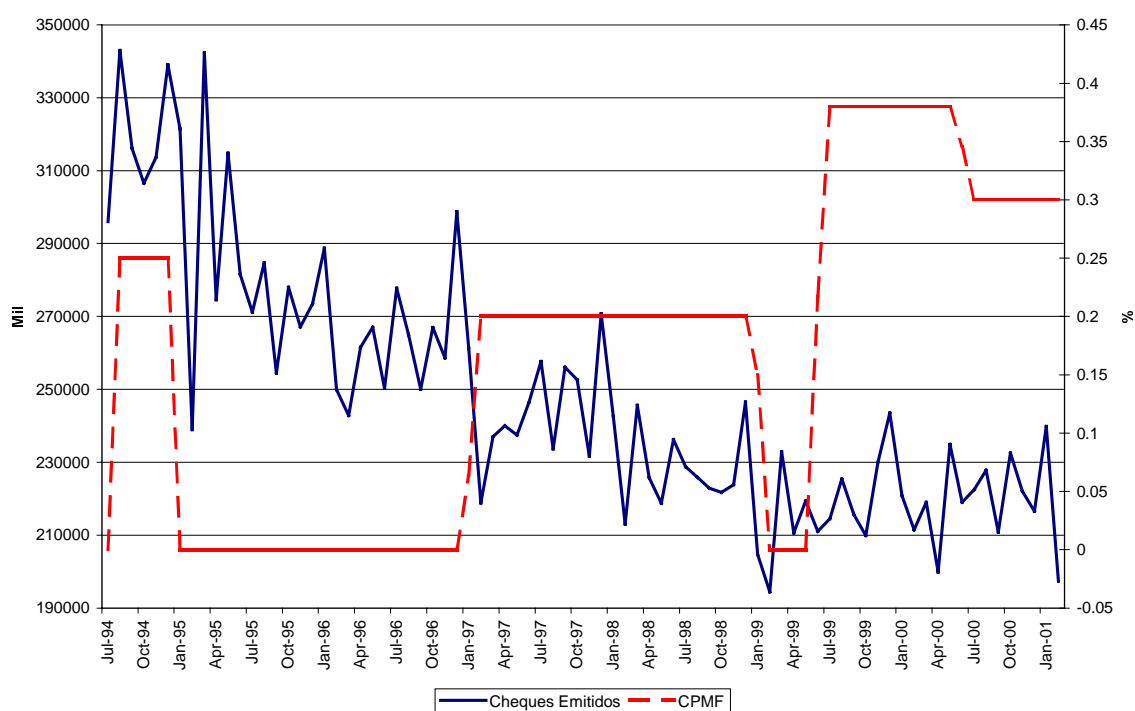


Figura 1 Número de Cheques Emitidos e CPMF

O comportamento das duas séries pode sugerir uma influência negativa da CPMF sobre o número de cheques emitidos. O coeficiente de correlação simples entre ambas, para o período acima, é igual a $-0,4337$. Contudo, deve ser ressaltado que, durante o período, outras mudanças no ambiente econômico também podem explicar o decréscimo no número

de cheques. Em particular, o comportamento declinante da taxa de inflação neste período pode ser um fator que atue neste sentido.

Para averiguar, empiricamente, a importância quantitativa dos mecanismos de evasão da CPMF, utilizou-se dados mensais para estimar uma equação de regressão, cuja solução de longo prazo implica a seguinte relação:

$$\ln ch = \alpha + \beta_1 CPMF + \beta_2 \ln y + \beta_3 \pi \quad (1)$$

onde ch é o número de cheques emitidos pelo sistema bancário, $CPMF$ é a alíquota da CPMF, y é o nível de atividade econômica medido pelo produto industrial do IBGE, π é a taxa de inflação medida pela variação ponta a ponta do IGP-DI, \ln representa o logaritmo natural da variável em questão e $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3$, são coeficientes a serem estimados.

O sinal esperado para o coeficiente β_1 é negativo indicando que os agentes procuram economizar na utilização de cheques quando a alíquota da CPMF se eleva. O sinal esperado para β_2 é positivo pois a atividade econômica mais aquecida deve levar a uma maior utilização de cheques. Finalmente, o efeito esperado da inflação sobre o número de cheques emitidos, capturado pelo coeficiente β_3 , é positivo.

A amostra consiste de observações mensais para o período de julho de 1994 a fevereiro de 2001. Note que, para este período, a alíquota da CPMF experimentou fortes variações, oscilando de 0% a 0,38%. Evitou-se a utilização de dados anteriores à implementação do plano Real por considerarmos que este plano representou uma mudança drástica no regime de política econômica.

Em vista da não estacionariedade que caracteriza as variáveis sob estudo, os coeficientes de longo prazo foram estimados através da análise de cointegração. Adotou-se o procedimento de Johansen. O VAR é composto pelas variáveis $(\ln ch, \ln y, \pi)$. A alíquota da CPMF é considerada como uma variável exógena que entra de forma restrita no modelo, ou seja,

como componente do próprio vetor de cointegração. O VAR é estimado com 8 defasagens de cada variável. Visando um melhor ajustamento do modelo, foram utilizadas variáveis dummies sazonais para cada mês e três dummies de impulso para os meses de março de 1997, dezembro de 1997 e janeiro de 1999.

O procedimento de Johansen rejeita a hipótese de que não existe cointegração para o sistema acima. O maior autovalor é igual a 0,406. A estatística do traço é 61,7 sem a correção para pequenas amostras e 41,1 com a correção para pequenas amostras sugerida por Reimers (1992). Ambos os valores são significativos a 5%. A solução de longo prazo identificada é dada por:³

$$\ln ch = 17,105 - 0,864 CPMF + 0,468 \ln y + 1,987 \pi \quad (2)$$

(3,292) (0,431) (0,697) (2,575)

$$R^2(LR) = 1,0 \quad R^2(LM) = 0,912 \quad F(78, 66) = 271,54$$

Vetor AR 1-5 $F(45,21) = 0,868$ Vetor Normalidade Chi2 (6) = 2,251

Na equação acima, são apresentadas duas medidas de ajustamento para o caso de um sistema de equações, $R^2(LR)$ e $R^2(LM)$, respectivamente baseadas no princípio da razão de verossimilhança e no princípio dos multiplicadores de Lagrange. Apresenta-se também o teste F para significância conjunta das variáveis, a versão para o caso vetorial de um teste para detecção de auto-correlação serial e a versão vetorial para testar a hipótese de normalidade dos resíduos. Para maiores detalhes, vide Doornik e Hendry (1997).

Como pode-se notar, os coeficientes das variáveis produto industrial e taxa de inflação, apesar de terem os sinais esperados, não são significativamente diferentes de zero. A CPMF, ao contrário, apresenta um coeficiente negativo e estatisticamente significativo.

³ O desvio-padrão estimado para cada coeficiente aparece entre parênteses.

A conclusão é que a introdução da CPMF levou a uma queda significativa no número de cheques emitidos pelo sistema financeiro, sendo que os demais fatores, tais como o nível de atividade econômica e a taxa de inflação, não se mostraram importantes na explicação do comportamento desta variável.

3 CPMF e sua Base de Arrecadação

A seção anterior identificou que os agentes econômicos buscam evadir a CPMF através de mecanismos tais como a menor utilização de cheques. Contudo, tal mecanismo pode ser apenas um dentre vários mecanismos utilizados.

Uma forma mais direta de investigar o efeito evasivo provocado pela CPMF é verificar qual o efeito da mesma sobre a sua própria base de arrecadação. Para tanto, utilizou-se a arrecadação mensal proveniente deste tributo, conforme dados da Receita Federal.

A base de arrecadação foi calculada como sendo a razão entre a arrecadação mensal e a alíquota vigente da CPMF para o mês em questão. A base de arrecadação foi ajustada para valores reais deflacionando-se a série pelo IGP-DI.

A Figura 2 mostra a evolução da base real de arrecadação da CPMF contra a alíquota da mesma. O gráfico parece sugerir que existe uma relação negativa entre ambas, o que seria uma evidência de que alíquotas maiores provocam uma corrosão da base de arrecadação.

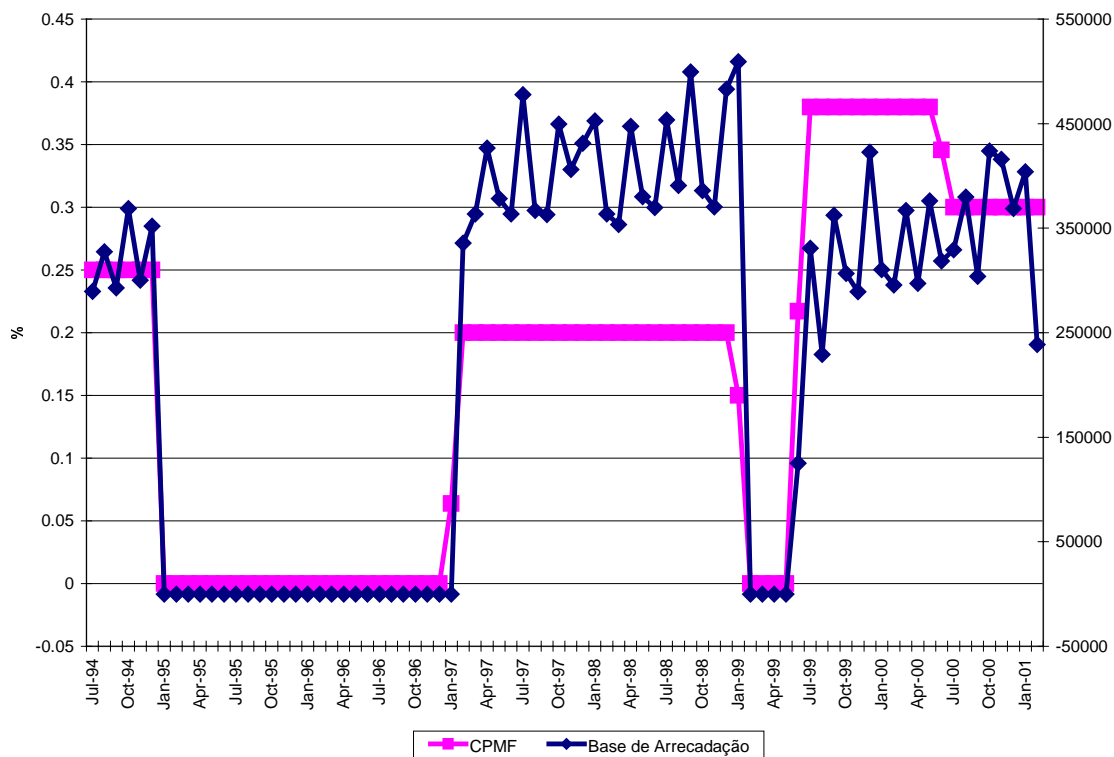


Figura 2 Base de Arrecadação e Alíquota da CPMF

Para averiguar econometricamente a relação entre as variáveis acima estimou-se uma regressão em que o (logaritmo do) valor real da base de arrecadação é a variável dependente e as variáveis explicativas englobam a alíquota da CPMF, o logaritmo do produto industrial do IBGE, a taxa de inflação e a taxa Selic.

A Figura 2 acima ilustra que, durante o período amostral considerado, vários foram os meses em que a alíquota da CPMF e, portanto, também a sua base de arrecadação, apresentaram valores nulos. A estimativa da equação por mínimos quadrados ordinários erroneamente prediria que a base de arrecadação seria diferente de zero para estes meses. Para contornar este problema, a equação foi estimada por um modelo de regressão truncada no valor zero, indicando que a variável de estudo somente pode apresentar valores positivos, não sendo portanto cabível a existência de valores nulos ou negativos. Desta forma, o modelo estimado pode ser descrito da forma clássica:

$$y_t = \beta' x_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$
(3)

Entretanto, nosso interesse encontra-se na distribuição da variável dependente quando ela apresenta valores maiores do que zero. Assim, temos que [Greene (2000)]:

$$E(y_t / y_t > 0) = \beta' x_t + \sigma \frac{\phi\left(\frac{-\beta' x_t}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-\beta' x_t}{\sigma}\right)}$$
(4)

onde $\phi(\cdot)$ é a função densidade de uma normal padrão

$\Phi(\cdot)$ é a função distribuição acumulada de uma normal padrão

A estimação da equação acima gera os seguintes resultados⁴:

$$\ln(base)_t = 15,477 + 0,050 \ln(base)_{t-1} - 1,348 CPMF_t - 0,618 \ln y_t$$

(1,640)
(0,005)
(0,397)
(0,337)

(5)

$$R^2 = 0,6557 \quad \sigma = 0,1642 \quad Q1(24) = 33,76$$

$$Q2(24) = 14,67 \quad \text{Normalidade Chi}^2(2) = 0,5854$$

Os resultados da equação (5) sugerem que elevações da alíquota da CPMF têm o efeito esperado de reduzir a sua base de arrecadação. Deve ser enfatizado que o valor estimado do coeficiente não pode ser interpretado como mensurando o efeito marginal associado à variável em questão. Para o modelo descrito por (3), o efeito marginal é dado pela seguinte expressão:

$$\frac{\partial E[y_t | y_t > 0]}{\partial x_t} = \beta(1 - \lambda_t^2 + \alpha_t \lambda_t) = \beta \delta_t(\alpha_t)$$
(6)

onde $\lambda_t = \frac{\phi(\alpha_t)}{1 - \Phi(\alpha_t)}$ e $\alpha_t = \frac{-\beta' x_t}{\sigma}$.

⁴ A estatística Q1 é a estatística de Ljung-Box para testar a presença de autocorrelação serial. A estatística Q2 é a estatística equivalente aplicada nos resíduos ao quadrado, cujo objetivo é verificação da existência de resíduos ARCH. Ambas as estatísticas possuem distribuição Qui-Quadrado sob a hipótese nula.

Para os dados em análise, contudo, quando avaliado para os valores do final da amostra, o efeito proveniente de $\delta_t(\alpha_t)$ é neutro, de tal sorte que os coeficientes estimados em (5) são os próprios efeitos marginais.

Para uma alíquota de 0,38%, verifica-se que a base de arrecadação da CPMF é inelástica com relação a variações de sua alíquota (a elasticidade é igual a -0,539), indicando que a economia está operando no ramo crescente da curva de Lafer⁵. A alíquota da CPMF que torna máxima a sua arrecadação é calculada como sendo 0,7045%. Este valor é praticamente idêntico ao obtido por Albuquerque (2001) a partir de uma metodologia distinta.

4 CPMF e M1

A introdução da CPMF cria incentivos para que os agentes econômicos retenham mais moeda. Como a CPMF é um imposto sobre depósitos bancários, um mecanismo de evasão da CPMF seria a maior utilização de papel-moeda em poder do público.

A CPMF também deve aumentar o volume de depósitos à vista. O motivo é que os movimentos de retiradas e depósitos da conta-corrente para realizar aplicações em fundos de curtíssimo prazo são penalizados com a introdução deste tributo. A tendência, portanto, é que os agentes deixem os recursos, que vão ser utilizados em curto prazo, dormentes em suas contas correntes.

Assim, tanto pelo comportamento do papel-moeda em poder do público como pelo comportamento dos depósitos à vista, espera-se uma relação positiva entre a CPMF e o

⁵ Como o modelo é semi-logarítmico, a referida elasticidade é calculada pelo produto da alíquota da CPMF pelo seu coeficiente de longo prazo obtido a partir da equação (5).

volume de M1. Do ponto de vista arrecadatório, portanto, a CPMF tem o potencial de causar um ganho adicional de senhoriagem para o governo.

A Figura 3 indica que ambos os componentes de M1 apresentam uma tendência crescente ao longo do período. A análise, portanto, concentrar-se-á no comportamento agregado destas séries.

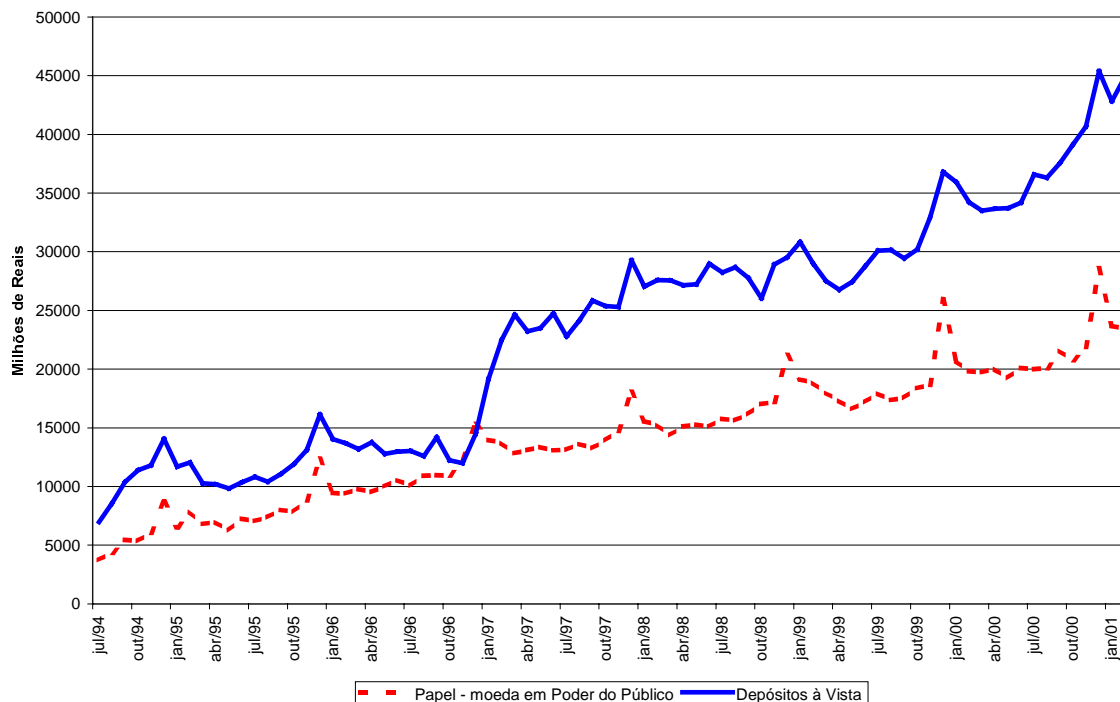


Figura 3 Papel Moeda em Poder do Público e Depósito a Vista

O comportamento de M1 e da alíquota da CPMF é ilustrada na Figura 4. O volume de M1 aumenta durante o período analisado, elevando-se de 10 bilhões de reais em julho de 1994 para 70 bilhões de reais em janeiro de 2001.

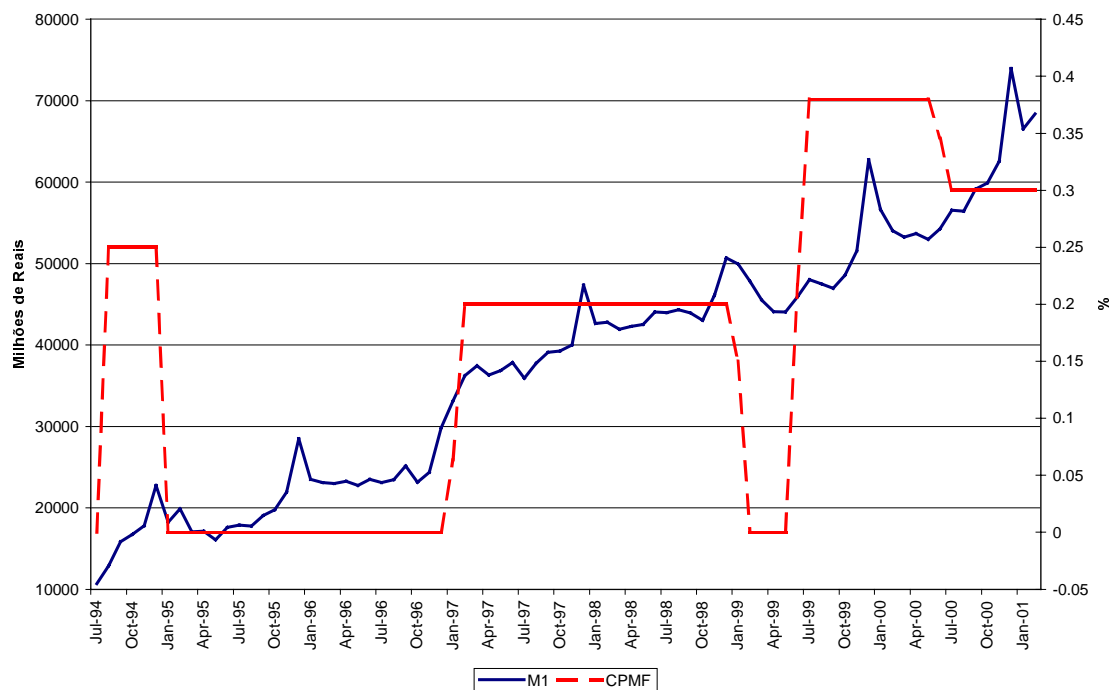


Figura 4 M1 e CPMF

O coeficiente de correlação simples entre as séries de M1 e CPMF é 0,7206.⁶ Este alto coeficiente sugere que o movimento ascendente de M1 possa ter sido influenciado pela CPMF. Contudo, conforme já ressaltado anteriormente, para que esta influência seja genuína deve-se utilizar a análise de regressão que permitirá controlar o efeito decorrente de outras variáveis explicativas sobre o M1.

A estratégia de modelagem econométrica para o M1 é a mesma adotada para o número de cheques emitidos. O vetor de cointegração para o M1 é estimado através do procedimento de Johansen a partir da estimação de um vetor auto-regressivo (VAR) para o sistema composto pelas seguintes variáveis: logaritmo de M1 real ($\ln MI$), logaritmo do nível de atividade ajustado por sazonalidade ($\ln y$), taxa Selic (i) e taxa de inflação (π). Tanto a taxa Selic como a taxa de inflação foram introduzidas na forma $x/1+x$, onde x é a variável em questão. Esta especificação é a sugerida em modelos de demanda por moeda baseada em

⁶ O fato da série utilizada ser a de M1 nominal não afeta os resultados apresentados. Por exemplo, a correlação simples entre as séries de M1 real e CPMF é 0,6718.

agentes otimizadores [vide Walsh (1998)]. A alíquota da CPMF é introduzida como uma variável exógena que afeta o vetor de longo prazo.

O VAR é estimado com oito defasagens de cada variável. Os valores defasados da CPMF entram no sistema de forma irrestrita. Variáveis dummies sazonais bem como dummies de impulso para os meses de novembro de 1997 (crise asiática) e setembro de 1998 (crise na Rússia) foram introduzidos de forma irrestrita no VAR para gerar resíduos aproximadamente normais.

Existem três auto-valores significativos para o sistema acima, cujos valores, são, respectivamente, 0,887, 0,469 e 0,420. A estatística do traço assume, respectivamente, os valores 240,7, 85,9 e 41,0, todas significativas ao nível de 5%.⁷ No entanto, nenhum dos vetores de co-integração pôde ser identificado como representando uma equação de demanda por moeda. A restrição de que a variável $\ln MI$ não comparece nos dois primeiros vetores de co-integração e de que o terceiro vetor não afeta a equação para $\ln MI$ não é rejeitada pelos dados. O valor da estatística do teste de multiplicadores de Lagrange para a validade destas restrições é 3,53 com uma distribuição Chi-quadrado (1).

Desse modo, prosseguiu-se a análise através da especificação de um modelo univariado para a demanda por M1. A equação estimada implica a seguinte relação de longo prazo:

$$\Delta \ln M1 = \alpha + \beta_1 \Delta CPMF + \beta_2 \Delta \ln y + \beta_3 \Delta i + \beta_4 \Delta \pi + \sum_{i=1}^{11} \delta_i d_i \quad (7)$$

onde d_i são variáveis dummies sazonais.

A especificação em primeiras diferenças dá conta da natureza não estacionária que caracteriza as variáveis. A modelagem empírica faz uso da abordagem do geral para o particular. De acordo com esta abordagem, inicialmente estima-se um modelo irrestrito

⁷ A estatística do traço com valores corrigidos para pequenas amostras assume os seguintes valores: 132,2, 47,2 e 22,5. Todos estes valores são estatisticamente significativos a 5%.

onde um grande número de defasagens para cada variável é incluído na regressão. Para a equação estimada no trabalho, o modelo irrestrito engloba as sete primeiras defasagens de todas as variáveis.

O modelo irrestrito é um modelo super-parametrizado com vários coeficientes sendo estatisticamente não significativos. Aplica-se, então, um processo de redução onde aquelas variáveis cujos coeficientes não são estatisticamente significativos são progressivamente excluídas da regressão. O modelo restrito final é um modelo mais parcimonioso que o inicial onde todos os coeficientes apresentam significância estatística. A validade das restrições impostas para se chegar ao modelo final pode ser testada através do teste F de restrições sobre os coeficientes. Para a regressão em questão, o valor da estatística é 0,3827 com distribuição $F(24,20)$, o que não permite rejeitar a hipótese nula de que as restrições impostas são válidas (nível descritivo = 0,9868).

A solução de longo prazo implicada pelo modelo restrito é dada por:⁸

$$\Delta \ln M1 = 0,1823 + 0,2747 \Delta CPMF + 0,0742 \Delta \ln y + 0,149 \Delta i - 9,892 \Delta \pi \quad (8)$$

(0,027)
(0,188)
(0,199)
(2,077)
(2,493)

$$R^2 = 0,8409 \quad \sigma = 0,0377 \quad F(26,44) = 8,94 \quad DW = 1,89$$

$$AR\ 1-5\ F(5, 39) = 0,1239 \quad ARCH\ 5\ F(5, 34) = 0,5057$$

$$Normalidade\ Chi^2(2) = 5,4417 \quad RESET\ F(1, 43) = 3,9579$$

A expressão acima reporta o teste F de significância conjunta de todos os coeficientes, a estatística DW do teste de Durbin-Watson, um teste de detecção de auto-correlação serial até quinta ordem [AR 1-5], um teste de detecção de resíduos ARCH, o teste de normalidade de Jarque-Bera e um teste de forma funcional [RESET]. A equação estimada não apresenta nenhum sinal de má-especificação.

⁸ Por simplicidade, os coeficientes associados às variáveis dummies não estão apresentados. A solução de longo prazo é obtida impondo-se a restrição de que as variáveis consideradas mantêm-se constante no tempo. O desvio-padrão estimado para cada coeficiente aparece entre parênteses.

A alíquota de CPMF tem um efeito positivo sobre os encaixes reais, mas seu coeficiente não é estimado de forma muito precisa (a estatística t é igual a 1,464 com nível descritivo igual a 0,1502). Este resultado sugere que a relação positiva entre M1 e a CPMF observada na Figura 4 pode ser espúria e que, na verdade, outros fatores podem estar afetando o comportamento de M1.

O coeficiente para o nível de atividade econômica é positivo mas estatisticamente não significativo. A influência da taxa Selic sobre a demanda por M1 é, ao contrário do esperado, positiva; contudo, o coeficiente desta variável não é estatisticamente diferente de zero. Finalmente, a maior influência sobre os saldos monetários durante o período sob análise parece provir da taxa de inflação, que apresenta um coeficiente negativo bastante elevado e altamente significativo.

Em conclusão, os resultados desta seção sugerem que a CPMF teve um efeito positivo porém de fraca intensidade sobre a demanda por M1 da economia. Do ponto de vista fiscal, portanto, o ganho extra de senhoriagem é desprezível. Além disso, para o cômputo global dos impactos fiscais da CPMF, não estamos considerando a perda de arrecadação decorrente do aumento do custo da dívida pública, conforme destacado por Albuquerque (2001).

5 CPMF, Depósito a Prazo e Fundos de Aplicação Financeira

Em contraposição ao efeito de aumento do volume de depósitos à vista, é esperado que a CPMF ocasione uma redução no volume de depósitos a prazo (DP) decorrente da mudança no comportamento dos agentes econômicos que optaram pela não aplicação dos recursos disponíveis de curtíssimo prazo. Adicionalmente, em virtude da não cobrança deste imposto sobre as operações realizadas pelos fundos de aplicação (Fundos), e portanto,

evitando-se a cobrança em cascata deste tributo por ocasião das re-aplicações, espera-se a elevação da participação desta modalidade como forma de elisão tributária.

A partir do exame da Figura 5, verifica-se que o volume de recursos existentes em depósitos a prazo iniciou o período estudado (julho de 1994 a fevereiro de 2001) no patamar de R\$ 41,8 bilhões atingindo R\$ 88,5 bilhões ao final de fevereiro de 2001, o que correspondeu a uma elevação de 112%. Neste mesmo intervalo de tempo, detectou-se um aumento de 553% no volume aplicado em fundos, o qual passou de R\$ 59,4 bilhões para R\$ 387,8 bilhões. Avaliando superficialmente estas informações, não é possível perceber a influência da CPMF nestas séries, as quais apresentam coeficiente de correlação simples com a alíquota do tributo de 0,6967 (Fundos) e 0,1672 (DP), sendo este último não significativamente diferente de zero, ao nível de 5%.

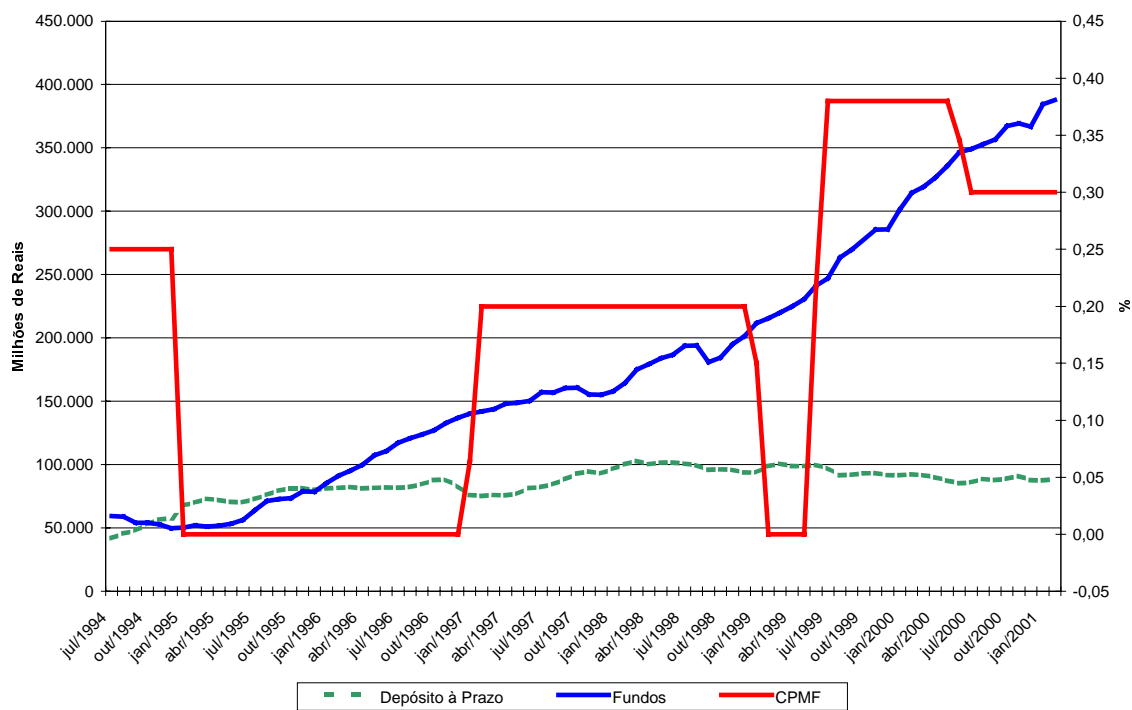


Figura 5 Depósito a Prazo, Fundos e CPMF

Entretanto, se avaliarmos o comportamento destas variáveis em relação ao agregado monetário M4, identificamos, conforme ilustrado pela Figura 6, que existe uma tendência

descendente do volume de recursos aplicados em depósitos a prazo em contraposição aos recursos dos fundos de aplicação. Assim, em julho de 1994, a participação dos fundos financeiros e dos depósitos a prazo no M4 eram, respectivamente, de 39% e 27%, uma diferença de 12 pontos percentuais. Ao final do período sob análise, a diferença entre ambos havia aumentado para 46 pontos percentuais.

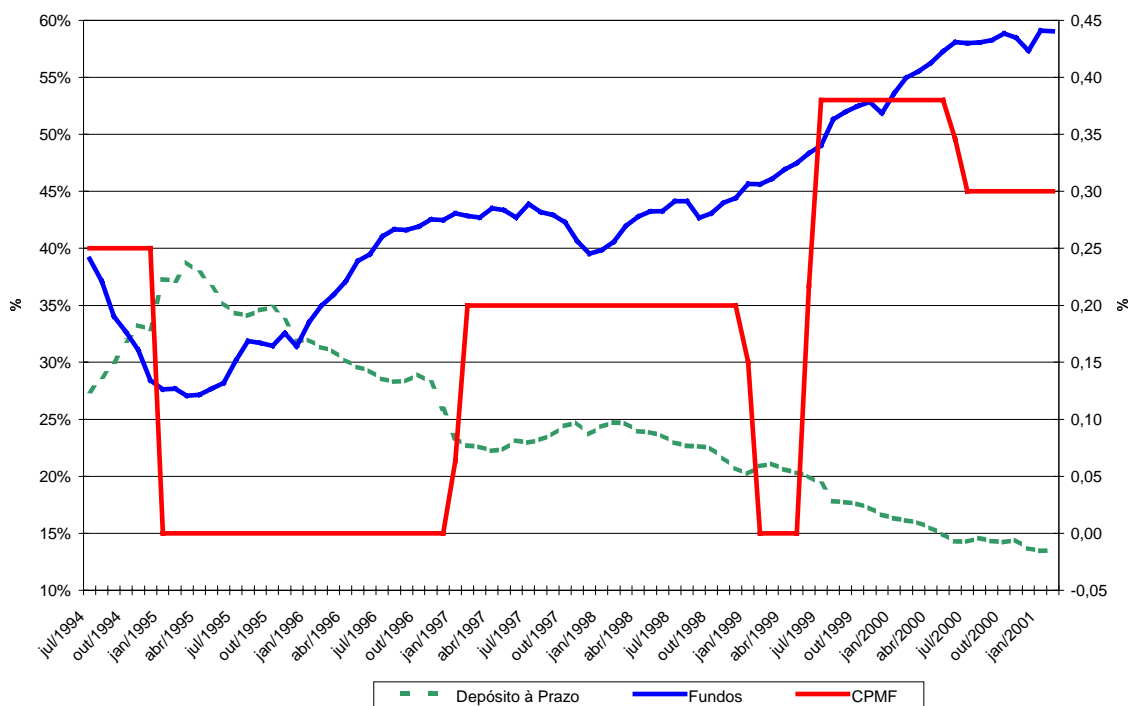


Figura 6 Participação Relativa do Depósito a Prazo e Fundos em M4 e CPMF

O grau de correlação entre as variáveis da Figura 6 e a alíquota da CPMF é bastante elevado, sendo de -0,7531 para a razão DP/M4 e de 0,7048 para a razão Fundos/M4.

A tendência esboçada na Figura 6 é ainda mais fortemente realçada pela Figura 7, que mostra a evolução da razão entre Fundos e a soma de Fundos mais DP, contrastando-a com a evolução da alíquota da CPMF.

Depois de uma queda inicial na razão Fundos/(Fundos+DP), esta variável apresentou uma trajetória crescente que a conduziu do nível de 41,1% em março/1995 para 81,4% em fevereiro/2001, praticamente dobrando sua participação no período.

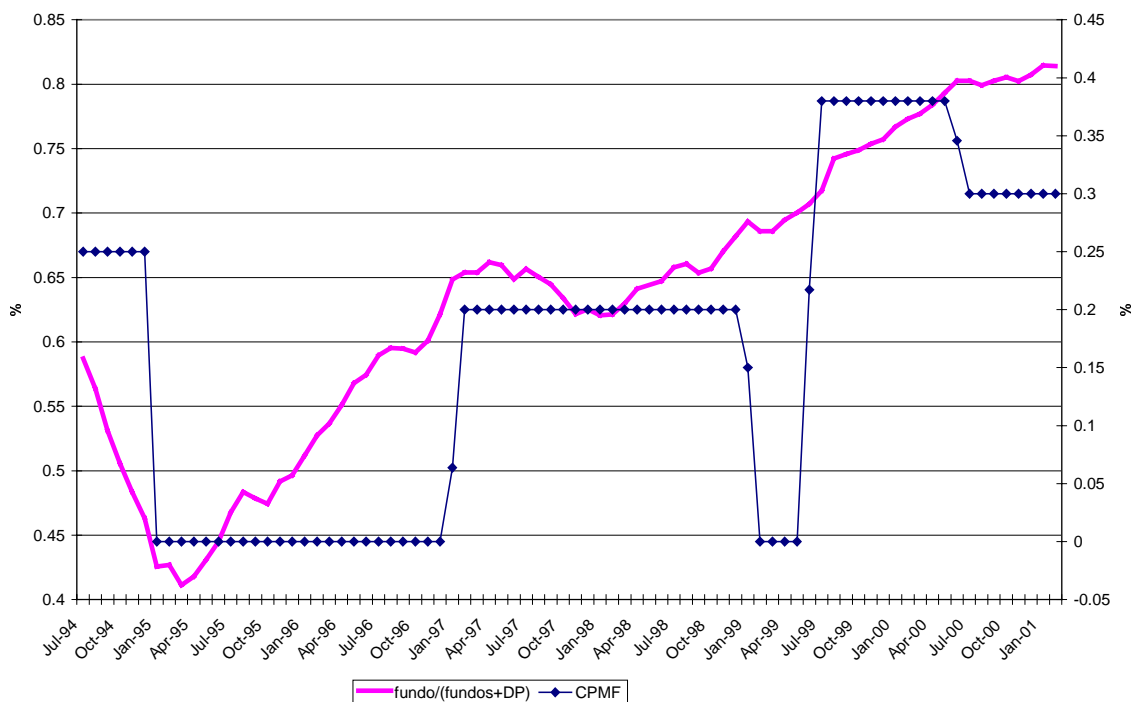


Figura 7 CPMF e Participação Relativa dos Fundos em Relação à Soma de Fundos e Depósitos a Prazo

Percebe-se ainda a existência de um elevado grau de correlação entre esta nova variável e a alíquota da CPMF (0,7278), corroborando a hipótese de que a CPMF pode estar induzindo a migração de recursos dos depósitos a prazo para os fundos.

Como estratégia de modelagem, de forma análoga ao realizado para o volume de cheques emitidos e para M1, detectou-se, a partir do teste de Johansen, a existência de um vetor de cointegração para o sistema composto pelas seguintes variáveis: logaritmo da participação relativa dos fundos no agregado de fundos e depósito a prazo ($\ln \text{Fundos}/(\text{Fundos}+\text{DP})$), logaritmo do nível de atividade ($\ln y$), taxa Selic (i) e taxa de inflação (π), além da alíquota da CPMF, como variável exógena. Novamente, como forma de controlar efeitos atípicos, e

por conseguinte evitar fugas das suposições básicas do modelo, foram introduzidas variáveis dummy para os meses de novembro de 1997, setembro/outubro de 1998 e janeiro de 1999, além de 2 dummies sazonais para os meses de janeiro e fevereiro. Estas últimas foram adicionadas no modelo como forma de controlar os efeitos sazonais existentes nas séries de inflação e do nível de atividade.⁹

Após a imposição do vetor de cointegração, os testes para os coeficientes apresentaram os seguintes resultados:

$$\ln \frac{Fundos}{Fundos + DP} = 6,300 + 0,704 CPMF + 0,126 \pi - 0,239 i - 1,341 \ln y \quad (9)$$

(2,422)
(0,340)
(0,028)
(0,028)
(0,504)

$$R^2(LR) = 0,999 \quad R^2(LM) = 0,788 \quad F(148, 102) = 3,011$$

$$\text{Vetor AR 1-5 } F(80,22) = 1,629 \quad \text{Vetor Normalidade Chi2 (8)} = 5,912$$

Assim, pode-se verificar que mesmo excluindo-se os efeitos provenientes da inflação, da taxa de juros básica e do nível de atividade, a CPMF apresenta uma forte influência, incentivando o crescimento da participação dos fundos. Com relação à inflação, verifica-se um efeito significativo de aumento dos fundos em detrimento dos depósitos a prazo, provavelmente decorrente da dificuldade do dimensionamento do risco de longo prazo, provocando a preferência dos agentes econômicos por aplicações com maior liquidez, como os fundos. A taxa Selic e o nível de atividade mostram efeitos similares entre si e opostos à CPMF. Em relação à taxa Selic, a redução desta provocaria impacto na remuneração dos ativos de uma forma geral, contudo com maior reflexo nas de curto prazo, provocando um desincentivo à manutenção dos mesmos em detrimento a investimentos de maior risco e com retornos mais elevados. Um sinal positivo do coeficiente associado ao nível de atividade para a participação do depósito a prazo $(1 - \frac{Fundos}{Fundos + DP})$ pode estar indicando que com o aquecimento da economia, os investidores sentem-se mais seguros na realização

⁹ O maior auto-valor é igual a 0,5724. A estatística do traço é igual a 123,9 sem a correção para pequenas amostras e 68,83 com a correção para pequenas amostras. Ambos os valores são significativos a 5%.

de aplicações com prazos mais longos, preferindo-os aos invés dos investimentos mais líquidos e com menor rentabilidade.

Desta forma, concluímos que a CPMF tem o efeito de deslocar de forma permanente as aplicações de depósito a prazo para os fundos de investimentos.

6 CPMF e Spread Bancário

Para o cálculo do spread bancário foi utilizado como referencial da taxa de captação a taxa de CDB pré-fixado de 30 dias; como indicador da taxa de empréstimos, foi constituída uma taxa ponderada pelo volume das seguintes modalidades pré-fixadas de crédito:

Aquisição de Bens – Pessoa Jurídica	Vendor
Capital de Giro	Aquisição de Bens – Pessoa Física - Veículos
Conta Garantida	Aquisição de Bens – Pessoa Física - Outros
Desconto de Duplicata	Cheque Especial
Desconto de Promissória	Crédito Pessoal
Hot Money	

O spread bancário em seu conceito líquido foi medido a partir da seguinte expressão:

$$Spl = \frac{1 + i_E^B}{1 + i_C^B} - 1 \quad (10)$$

onde Spl é o spread bancário líquido, i_E^B é a taxa de empréstimo recebida pelo banco e i_C^B é a taxa de CDB paga pelo banco.

Uma qualificação importante é que a medida de spread bancário utilizada no trabalho é o spread visto pela ótica da instituição bancária. Em outras palavras, a taxa de empréstimos é a taxa cobrada pelo banco, ao passo que a taxa de captação é a taxa paga pelo banco. Estas

taxas diferem da taxa paga pelo tomador de empréstimo e da taxa recebida pelo aplicador exatamente pela incidência de tributos tais como a CPMF.

Desta forma, espera-se que a CPMF provoque a redução do spread líquido em virtude não apenas da redução da taxa de empréstimo cobrada pelo banco, mas também decorrente da elevação da taxa de captação paga pelo banco. Tais efeitos decorrem do fato de que o tomador de empréstimo tende a exigir uma menor taxa de empréstimo tendo em vista a necessidade, não apenas de honrar os juros cobrados, como também o ônus tributário. Por outro lado, o aplicador exigirá, além da remuneração normal, um acréscimo decorrente da cobertura dos gastos com o tributo.

Corroborando esta expectativa, o coeficiente de correlação de Pearson entre a alíquota da CPMF e o spread líquido foi de $-0,6266$ para observações para o período de julho de 1994 a janeiro de 2001. A Figura 8 também enfatiza tal percepção, visto que, apesar da implementação da CPMF e a posterior majoração de sua alíquota para 0,38%, o spread bancário apresentou uma redução do patamar de 5,74% a.m. em fevereiro de 1995 (valor mais elevado no período analisado) para 2,20% a.m. em janeiro de 2001. Naturalmente este comportamento decorre não apenas do tributo, sendo resultado da atuação de diversos fatores conjuntamente, o que demandou a construção de um modelo de regressão para a identificação do impacto individual de cada variável isolada.

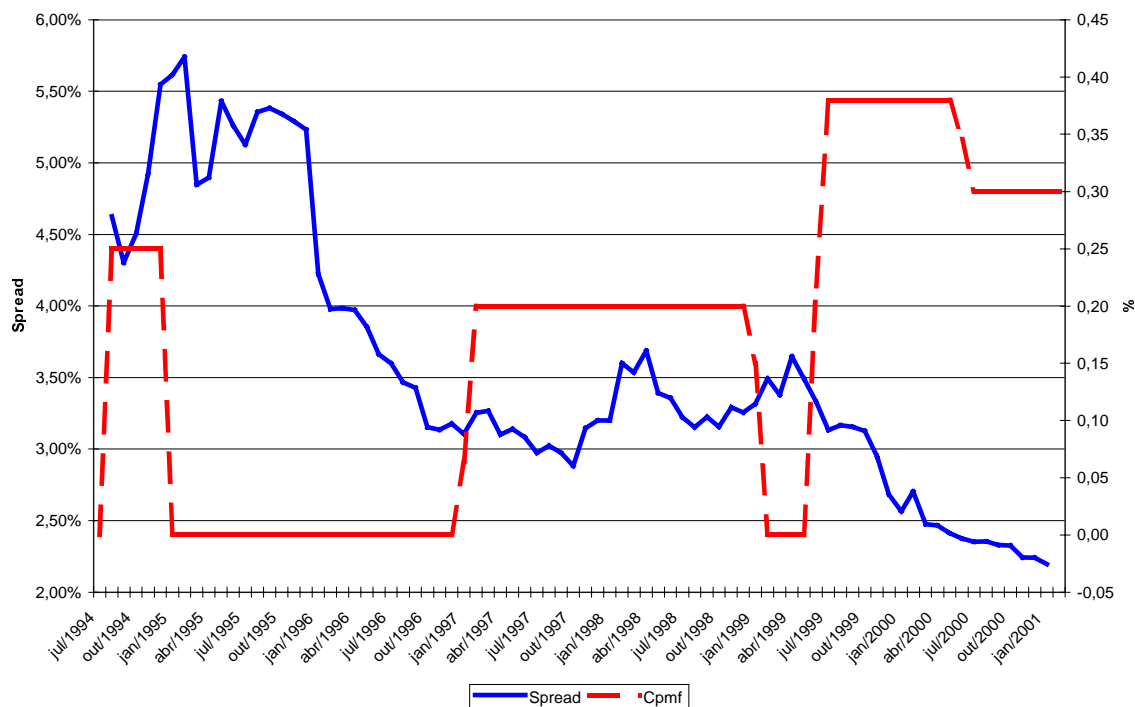


Figura 8 Spread Bancário e CPMF

Para o cálculo do vetor de cointegração pelo método de Johansen, utilizou-se como variáveis o spread bancário líquido (Spl), a taxa Selic (i), o logaritmo do nível de atividade sazonalizado ($\ln y$), o logaritmo da taxa de inadimplência bancária ($\ln INAD$), o logaritmo da taxa para remuneração das despesas administrativas dos bancos ($\ln ADM$) e o logaritmo da taxa efetiva do compulsório sobre depósitos à vista ($\ln COMP$). Tanto a alíquota da CPMF como o compulsório foram tratados como variáveis exógenas afetando somente o vetor de longo prazo. No intuito de se melhorar o comportamento dos resíduos, introduziu-se quatro variáveis dummies: para os meses de outubro de 1997, novembro de 1997, setembro de 1998 e outubro de 1998, além de uma dummy sazonal para o mês de janeiro. O modelo final não apresentou falhas nas suposições básicas de normalidade, independência e homocedasticidade dos resíduos.

Tendo em vista a obtenção do primeiro auto-valor muito elevado (0,9837), optamos pela imposição de apenas um único vetor de cointegração no sistema, sendo determinado a seguinte relação estática de longo prazo para o spread:

$$\begin{aligned}
Spl = & -1,316 - 0,015 CPMF + 1,264 i + 0,306 \ln Y + 0,012 \ln INAD \\
& \quad (0,122) \quad (0,002) \quad (0,043) \quad (0,027) \quad (0,001) \\
& + 0,013 \ln ADM + 0,023 \ln COMP \\
& \quad (0,001) \quad (0,005)
\end{aligned} \tag{11}$$

$$R^2(\text{LR}) = 0,99998 \quad R^2(\text{LM}) = 0,833 \quad F(260, 40) = 1,185$$

$$\text{Vetor AR 1-5 } F(25,8) = 1,310 \quad \text{Vetor Normalidade Chi2 (10)} = 2,730$$

Assim, verifica-se que a alíquota da CPMF apresenta um efeito inverso no spread bancário líquido em virtude das razões anteriormente expostas, sendo o seu coeficiente bastante significativo. Com relação ao nível de atividade, o seu impacto sobre o spread é explicado pelo aumento na demanda de crédito ocasionada pela elevação desta variável, tendo por conseqüência a majoração dos spreads. As demais variáveis (selic, inadimplência, despesa administrativa e compulsório), por serem componentes do spread, apresentam uma relação direta com a variável dependente.

Em conclusão, a CPMF tem o efeito de reduzir o spread bancário líquido. Ressalte-se, contudo, que não se pode daí concluir que os tomadores de empréstimo ou os aplicadores estão em situação melhor na presença da CPMF que na sua ausência. Conforme enfatizado acima, o spread analisado no trabalho considera versões de taxas de juros que não são aquelas relevantes para a tomada de decisões dos agentes não bancários.

Uma interpretação possível dos resultados apresentados para o spread líquido é que parte do custo da CPMF incide sobre o sistema bancário. Em outros termos, que nem a curva de oferta de depósitos a prazo e nem a curva de demanda por empréstimos bancários são totalmente inelásticas.

Os resultados da equação (11) podem ser utilizados para simular os efeitos da CPMF sobre o spread bancário bruto, vale dizer sobre o spread bancário medido a partir da taxa de empréstimo paga pelo devedor e da taxa de CDB recebida pelo aplicador. A relação entre tais taxas e as taxas utilizadas no trabalho pode simplificarmente ser descrita como:

$$1 + i_E^D = (1 + i_E^B)(1 + \alpha); \quad 1 + i_C^A = (1 + i_C^B)(1 - \alpha) \quad (12)$$

onde i_E^D é a taxa de empréstimo paga pelo devedor, i_E^B é a taxa de empréstimo recebida pelo banco, α é a alíquota da CPMF, i_C^A é a taxa de CDB recebida pelo aplicador e i_C^B é a taxa de CDB paga pelo banco.

As equações representadas em (12) simplificam as relações existentes entre as taxas brutas e as líquidas porque desconsideram i) o efeito da existência de outros tributos tais como o IOF; ii) o efeito de exigibilidades e outros custos tais como manutenção de saldos mínimos e taxas e comissões; iii) o efeito cumulativo da CPMF sobre cada reaplicação; iv) o efeito da CPMF sobre o total do empréstimo e sobre o retorno da aplicação.

A relação entre o spread bancário bruto e o líquido é dada por:

$$Spb \equiv \frac{1 + i_E^D}{1 + i_C^A} - 1 = \left(\frac{1 + \alpha}{1 - \alpha} \right) (1 + Spl) - 1 \quad (13)$$

onde Spb é o spread bancário em seu conceito bruto.

Diferenciando-se a expressão (13) com relação a variações em α obtém-se:

$$\frac{\partial Spb}{\partial \alpha} = \left(\frac{1 + \alpha}{1 - \alpha} \right) \frac{\partial Spl}{\partial \alpha} + \frac{2(1 + Spl)}{(1 - \alpha)^2} \quad (14)$$

A expressão (14) pode tanto ser positiva quanto negativa. Para a equação estimada em (11), o termo $\partial Spl / \partial \alpha$ é igual a $-1,4919$.¹⁰ Portanto, a condição para que um aumento na

¹⁰ A especificação utilizada em (11) envolve a alíquota da CPMF multiplicada por 100. Portanto, o coeficiente estimado para esta variável deve ser multiplicado por 100 para obter o valor desejado em (14).

alíquota da CPMF seja acompanhada por um acréscimo no *spread* bancário bruto é dada por:

$$Spl > 0,746(1 + \alpha)(1 - \alpha) - 1 \quad (15)$$

Para os níveis amostrais observados para a alíquota da CPMF a restrição (15) é sempre válida pois seu lado direito é negativo, enquanto o *spread* líquido é positivo.

Portanto, os resultados permitem inferir que uma elevação da CPMF piora a situação dos tomadores de empréstimo, dos poupadores e dos bancos pois aumenta o custo do empréstimo para os primeiros, diminui a remuneração para os segundos e reduz o *spread* para o banco.

Nossos resultados contrastam com os obtidos por Albuquerque (2001), que reporta um efeito positivo da CPMF sobre as taxas de empréstimos recebida pelo banco. Basicamente, as discrepâncias decorrem de diferenças na metodologia empregada: i) modelamos diretamente a variável *spread* bancário ao invés de um de seus componentes; ii) nossa ênfase concentra-se nos efeitos de longo prazo, ao passo que Albuquerque investiga os efeitos mais imediatos; iii) introduzimos, além das variáveis Selic e CPMF, um conjunto maior de variáveis de controle que julgamos importante na determinação do *spread*, quais sejam o nível de atividade econômica, a taxa de inadimplência, as despesas administrativas e o compulsório sobre depósito à vista.

7 Conclusões

A evidência apresentada neste trabalho permite afirmar que a CPMF provocou importantes mudanças no processo de intermediação financeira. Parte deste processo tomou a forma pura e simples de desintermediação financeira, capturada na nossa análise por uma queda

na utilização de cheques e na base de arrecadação da CPMF quando sua alíquota foi progressivamente elevada.

Por outro lado, a CPMF provocou um aumento no volume de M1, embora de pequena magnitude. O aumento no papel-moeda em poder do público pode ser interpretado como um dos mecanismos de desintermediação financeira provocada pela CPMF. Quanto ao outro componente de M1, os depósitos à vista, a CPMF pode ter encorajado seu aumento ao elevar os custos de transação nas operações financeiras.

Outro efeito da CPMF foi provocar uma modificação na composição do *portfolio* dos agentes, com diminuição das aplicações em depósito a prazo e um aumento nas aplicações em fundos financeiros.

O trabalho também detectou que para cenários realistas, a CPMF afeta negativamente as taxas de juros relevantes para as tomadas de decisões do setor não bancário. Ou seja, elevações da CPMF estão associadas com aumento no spread bancário bruto. Em outros termos, que a incidência da CPMF recai sobre os tomadores de empréstimo e sobre os poupadores. Adicionalmente, parte da incidência da CPMF também recai sobre a instituição bancária, pois o spread recebido por ela é negativamente afetado por elevações da alíquota deste tributo.

Pode-se concluir, portanto, que a CPMF afeta negativamente a rentabilidade tanto dos tomadores e aplicadores como do sistema financeiro.

Referências

ALBUQUERQUE, Pedro H. (2001). “Os impactos econômicos da CPMF: teoria e evidência”, Working Paper 21. Banco Central do Brasil.

CARMO, Paulo Vicente Gomes (1998). *Entenda a CPMF*. Editora Frase.

COELHO, Isaias, EBRILL, Liam, and SUMMERS, Victoria (2001). “Bank debit taxes in Latin America: an analysis of recent trends”, IMF Working Paper 01/67. International Monetary Fund.

DIAMOND, Peter, e MIRLEES, James (1971). “Optimal taxation and public production, Part I: production efficiency, Part II: tax rules”, *American Economic Review*, 61, 8-27 e 261-278.

DOORNIK, Jurgen A., e HENDRY, David F. (1997). *Modelling Dynamics Systems using PCFiml 9 for Windows*. International Thomson Business Press

GREENE, William H. (2000). *Econometric Analysis*. 4^a. edição. Prentice Hall.

REIMERS, H. –E (1992). “Comparisons of tests for multivariate cointegration”, *Statistical Papers*, 33, 335-359.

WALSH, Carl E. (1998). *Macroeconomic Theory and Policy*. MIT Press.

Working Paper Series Banco Central do Brasil

1	Implementing Inflation Targeting in Brazil	Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini, e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
2	Política Monetária e Supervisão do SFN no Banco Central	Eduardo Lundberg	07/2000
	Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank	Eduardo Lundberg	07/2000
3	Private Sector Participation: A Theoretical Justification of the Brazilian Position	Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
4	Na Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models	Pedro H. Albuquerque	07/2000
5	The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study	Ilan Goldfajn e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
6	Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks	José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo e Marta Baltar J. Moreira	09/2000
7	Leading Indicators of Inflation for Brazil	Marcelle Chauvet	09/2000
8	Standard Model for Interest Rate Market Risk	José Alvaro Rodrigues Neto	09/2000
9	Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity	Emanuel-Werner Kohlscheen	11/2000
10	Análise do Financiamento Externo a Uma Pequena Economia	Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior	03/2001
11	A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil	Michael F. Bryan e Stephen G. Cecchetti	03/2001
12	A Test of Competition in Brazilian Banking	Márcio I. Nakane	03/2001
13	Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil	Marcio Magalhães Janot	03/2001
14	Evaluating Core Inflation Measures for Brazil	Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo	03/2001
15	Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility ?	Sandro Canesso de Andrade e Benjamin Miranda Tabak	03/2001

16	Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA	Sergio Afonso Lago Alves	03/2001
17	Estimando o Produto Potencial Brasileiro: Uma Abordagem de Função de Produção	Tito Nícias Teixeira da Silva Filho	04/2001
18	A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil	Paulo Springer de Freitas e Marcelo Kfoury Muinhos	04/2001
19	Uncovered Interest Parity with Fundamentals: A Brazilian Exchange Rate Forecast Model	Paulo Springer de Freitas, Marcelo Kfoury Muinhos e Fabio Araújo	05/2001
20	Credit Channel without the LM Curve	Victorio Y. T. Chu e Márcio I. Nakane	06/2001
21	Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência	Pedro H. Albuquerque	06/2001
22	Decentralized Portfolio Management	Paulo Coutinho e Benjamin Miranda Tabak	06/2001