



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

47

Indicadores Derivados de Agregados Monetários

Fernando de Aquino Fonseca Neto e José Albuquerque Júnior

Setembro, 2002

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 47	set	2002	P. 1-26
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado por:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(E-mail: workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 47.

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

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.

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.

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço: Secre/Surel/Diate
Edifício-Sede – 2º subsolo
SBS – Quadra 3 – Zona Central
70074-900 Brasília – DF

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

DDG: 0800 99 2345

Fax: (61) 321-9453

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

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

Indicadores Derivados de Agregados Monetários

Fernando de Aquino Fonseca Neto*
José Albuquerque Júnior**

Resumo

Este trabalho tem por objetivo verificar, a partir de testes de cointegração e de causalidade, se agregados monetários podem antecipar flutuações no produto e nos preços no Brasil. Foram utilizados dados mensais, de jan/95 a mar/02, dos meios de pagamento, do IPCA e do PIB real. Os meios de pagamento ampliados foram avaliados em sua forma original, para representar riqueza financeira; ponderados pelo índice de Divisia, como tentativa de estimar melhores medidas de liquidez macroeconômica, e ajustados para obtenção de indicadores do crédito interno líquido em termos primários. Os resultados obtidos não indicam que a ponderação efetuada com o índice de Divisia tenha contribuído para melhorar o desempenho dos agregados originais para as finalidades do experimento. Os conceitos mais amplos, oriundos do M3 e M4, principalmente o crédito interno líquido obtido a partir do M3, apresentaram antecedência temporal com o produto real. Flutuações nos preços, por sua vez, podem ser antecipadas principalmente pelos indicadores de riqueza financeira e de liquidez.

Palavras-chave: Meios de Pagamento Ampliados, Índice de Divisia, Crédito Interno Líquido, Cointegração, Causalidade de Granger.

Abstract

This work has objective to verify, from causality and cointegration tests, if monetary aggregates can anticipate fluctuations in by products and prices in Brazil. Monthly data, for monetary aggregates, IPCA and real GDP, from jan/95 to mar/02 have been used. The broad money supply were evaluated in their original form in order to represent financial wealth, weighed by the Divisia index, as an attempt for estimating better measures of macroeconomic liquidity, and adjusted for gathering of the Net Domestic Credit in primary terms. The results do not indicate that the balance found using the Divisia index has contributed to improving the performance of primary aggregates for the purposes of the experiment. The broader concepts, stemming from the M3 and M4, mainly the Net Domestic Credit gathered from the M3, had shown time antecedence with the real product. Fluctuations in the prices, in turn, can be anticipated mostly the financial wealth and liquidity indicators.

Keywords: Broad Money Supply, Divisia Index, Net Domestic Credit, Cointegration, Granger-Causality.

JEL Classification: C22, C43, E51

O presente artigo não expressa, necessariamente, as opiniões das referidas instituições ou de seus membros. Os autores agradecem as contribuições de André Minella, Francisco Marcos R. Figueiredo, Hélio Mori e Márcia Cristina Fiorindo, assumindo a responsabilidade dos erros remanescentes.

* Departamento Econômico, Banco Central do Brasil e doutorando em economia da UnB.

** Departamento Econômico, Banco Central do Brasil e mestre em economia pela UFRGS.

1. Introdução

Embora a moeda tenha ocupado posição de destaque desde os primórdios da teoria econômica, a utilização de agregados monetários na formulação e acompanhamento da política econômica vem perdendo cada vez mais espaço. Tal desinteresse, por parte dos formuladores da política econômica, tem contribuído para reduzir ainda mais a compreensão da importância e limites daqueles indicadores. A popularização da noção de meios de pagamento como variável exógena determinada por um banco central que teria como principal função controlar as emissões primárias e por um multiplicador monetário estável, também tem dificultado referida compreensão, por ser uma noção, no mínimo, anacrônica. Do mesmo modo, a hipótese de velocidade de circulação constante, possibilitando o estabelecimento de regras consistentes para emissões monetárias, tem se chocado com realidade bastante diversa, ao menos no horizonte temporal em que geralmente se está interessado.

Diversos experimentos, sobretudo em economias avançadas, têm indicado que agregados monetários e renda nominal deixam de ser cointegrados quando se consideram observações mais recentes (ver Blinder (1999)), ou seja, nem mesmo no longo prazo tem se observado relações estatisticamente significantes entre agregados monetários e renda nominal. Tais resultados econométricos são bastante sugestivos, no sentido de que a teoria monetária tradicional, que depende de relação significativa entre moeda e renda, pode não ter sido irrelevante até alguns anos atrás, e de que a quebra dessa relação é um fenômeno recente. Por essas razões, a teoria monetária tradicional estaria desatualizada por transformações no ambiente econômico.

Em decorrência, a hipótese mais plausível para explicar o referido fenômeno seria a intensificação das inovações financeiras, tais como a disseminação dos cartões de crédito e de débito, dos caixas eletrônicos, das transações pela internet e de outras formas de pagamento e aplicações financeiras automatizadas. Por conseguinte, ocorreu dramático aumento de liquidez dos ativos em geral e dos ativos financeiros em particular. Ao mesmo tempo, as formas de pagamento disponíveis diversificaram-se e automatizaram-se, o que também contribuiu para dificultar a mensuração dos meios de pagamento e aumentar a instabilidade de sua velocidade de circulação e de sua multiplicação.

Deste modo, conceitos mais restritos de meios de pagamento tendem a subestimar todos os recursos disponíveis para liquidação de transações, enquanto conceitos mais amplos, além de poderem deixar alguns desses recursos à margem, não mensuram adequadamente os ativos financeiros que estariam

“funcionando” como quase-moeda. Em conceitos ampliados, não tem sido possível segregar adequadamente os instrumentos que estariam sendo utilizados apenas como poupança financeira, dada a elevada liquidez de todos os ativos financeiros, que só vão adquirir o caráter de quase-moeda a critério do seu detentor. Como resultado, formuladores e analistas da política econômica têm relegado os agregados monetários a uma posição secundária.

Entretanto, mesmo em regimes de política monetária que privilegiam o controle de taxas de juros, como tem sido a regra nos países com sistema financeiro a partir de certo estágio de desenvolvimento, os agregados monetários podem ter utilidade maior do que aquela que normalmente lhes tem sido atribuída. Para tanto, conceitos mais amplos seriam mais adequados, hipótese em que medidas mais restritas estariam sendo tratadas apenas como uma das possíveis formas de se alocar os meios de pagamento.

Na seção II são apresentados os procedimentos adotados para gerar indicadores, a partir dos agregados monetários oficiais, que expressem de modo mais adequado aspectos macroeconômicos relevantes. Nesse sentido, os meios de pagamento ampliados originais indicariam a riqueza financeira; os ponderados conforme índice de Divisia, a liquidez em sentido amplo. Adicionalmente, obteve-se indicadores de crédito interno líquido em termos primários, agregando-se as captações externas aos meios de pagamento ampliados e excluindo-se o crescimento autônomo. Na seção III, descreve-se o experimento econométrico utilizado para avaliar se eventuais propriedades dos agregados monetários indicam flutuações macroeconômicas. O experimento inclui a verificação de cointegração de séries, que permitem aplicar testes de antecedência temporal, chamados de “testes de causalidade de Granger”, em sua versão que incorpora relações de longo prazo. Na seção IV os principais resultados obtidos no experimento são indicados, enquanto na seção V as conclusões mais relevantes são apresentadas.

2. Agregados Monetários Originais e Ajustados

Um agregado monetário consiste do passivo monetário, em sentido amplo ou restrito, de determinado sistema emissor. Os conceitos amplos se mostram mais relevantes que os restritos quanto maior a substitutibilidade entre os seus componentes, tanto para os agentes internos ao sistema emissor, que promovem a sua multiplicação, quanto para os detentores do agregado, que o utiliza como meio de pagamento. Nesse sentido, vale enfatizar que os meios de pagamento

ampliados podem ser adotados para acompanhar dois movimentos distintos, quais sejam, as operações de crédito do seu sistema emissor e as condições de liquidez macroeconômica.

No presente artigo, propõe-se que tais agregados, como convencionalmente definidos e elaborados, possam ser considerados indicadores satisfatórios para a riqueza financeira, mas requeiram alguns ajustes para expressar operações de crédito e condições de liquidez. Especificamente, a consideração das captações externas e a discriminação do crescimento primário decorrente das transações com o setor não emissor, assim como a adequação da heterogeneidade de liquidez dos instrumentos integrantes.

O crescimento de um agregado monetário amplo pode ser decomposto em crescimento autônomo e primário, este último decorrente do incremento nas captações junto ao sistema não emissor, que podem ser aplicadas na multiplicação do crédito interno ou na aquisição de haveres externos. A metodologia de estimação proposta para o crescimento autônomo dos meios de pagamento ampliados consiste em calcular uma média geométrica dos fatores médios de capitalização de cada componente, ponderada pela participação no agregado monetário, considerada como a média da participação antes e após a capitalização.

$$M_t^A = M_{t-1} \prod_{i=1}^n (1 + r_{it})^{\frac{s_{it} + s_{i,t-1}}{2}}, \quad s_{it} = \frac{m_{it}}{M_t}$$

onde: M_t^A é o meio de pagamento ampliado sem o crescimento primário do período t,

m_i é o i-ésimo componente do agregado monetário,

r_i é a rentabilidade média do i-ésimo componente.

Partindo-se da estimação do movimento primário dos meios de pagamento ampliados, pode-se obter indicadores para o acompanhamento do crédito interno líquido, que viria a ser uma medida da contribuição da alavancagem de crédito do sistema emissor para as variações na demanda agregada. Para tanto, pode-se partir de um sistema emissor genérico, como o do quadro 1:

QUADRO 1

SISTEMA EMISSOR	
ATIVO Ativo Externo Crédito ao Governo Crédito ao Setor Produtivo Imobilizado	PASSIVO M ¹ Passivo Externo Capital

1/ O M representa qualquer um dos agregados monetários.

Para estimar a alavancagem de crédito interno líquido, dois ajustes são necessários. No esquema apresentado no quadro 1, soma-se o crédito ao governo com crédito ao setor produtivo e deduz-se o capital próprio que excede ao imobilizado, uma vez que tais recursos correspondem a simples transferência dos proprietários da instituição emissora para os seus clientes, não configurando processo de intermediação. Após deduzir a posição externa do ativo, o agregado resultante terá como contrapartida os meios de pagamento mais o passivo externo líquido das aplicações em haveres externos, conforme quadro 2.

QUADRO 2

SISTEMA EMISSOR	
ATIVO Crédito Interno Líquido Crédito ao Governo Crédito ao Setor Produtivo (-) Capital menos Imobilizado	PASSIVO M Passivo Externo Líquido

Portanto, uma forma de acompanhar os impactos diretos das operações do sistema emissor sobre a demanda agregada é estimar o crescimento primário do crédito interno líquido. As variações desse indicador podem ser obtidas a partir da soma dos crescimentos primários de um meio de pagamento ampliado e do passivo externo líquido.

$$(2) \quad \Delta C_t^P = \Delta M_t^P + \Delta PEL_t^P$$

onde: C_t^P corresponde ao crédito interno líquido em crescimento primário

PEL_t^P é o passivo externo líquido em crescimento primário

$$\Delta M_t^P = \Delta M_t - \Delta M_t^A$$

Outro tipo de indicador que pode ser obtido dos meios de pagamento refere-se aos destinados ao acompanhamento da liquidez macroeconômica em sentido amplo. Para tal finalidade, deve-se observar que os ativos que integram agregados monetários mais abrangentes não podem ser considerados substitutos perfeitos. Caso contrário, o governo não precisaria emitir e rolar dívida mobiliária, financiando-se, sem custos financeiros, apenas com emissões monetárias, dado que teriam os mesmos efeitos macroeconômicos. Deste modo, deve-se admitir que os ativos financeiros em geral possuem diferentes graus de “monetividade” (tradução adotada para *moneyness*, embora alguns autores prefiram “serviços monetários”), o que recomenda que alguma forma de ponderação, com base em tal propriedade, seja efetuada na agregação desses ativos quando se pretende obter um indicador de liquidez.

A utilização da teoria dos números índices para construção de agregados monetários foi realizada no Brasil por Rossi (2000), onde foi utilizado o índice de Divisia, aproximado pelo índice Tornqvist-Theil, para ponderar agregados monetários com base na monetividade de seus componentes. Seguindo a metodologia proposta naquele trabalho, as taxas de variação do agregado ajustado foram estimadas como a média geométrica das taxas de variação de seus componentes ponderada pelos dispêndios em monetividade.

$$(3) \quad M_t^D = M_{t-1}^D \prod_{i=1}^n \left(\frac{m_{it}}{m_{i,t-1}} \right)^{\frac{s_{it} + s_{i,t-1}}{2}}, \quad s_{it} = \frac{(R_t - r_{it})m_{it}}{\sum_{k=1}^n (R_t - r_{kt})m_{kt}},$$

onde M^D representa o meio de pagamento ponderado pelo índice de Divisia, R corresponde à rentabilidade máxima disponível na economia, dentre ativos com características similares aos que integram o agregado. O preço da monetividade do ativo i no período t é tomado como $(R_t - r_{it})$, a rentabilidade que se deixa de auferir ao se posicionar naquele ativo.

Para construção dos referidos indicadores derivados, utilizaram-se séries de meios de pagamento ampliados geradas conforme metodologia oficial recentemente implantada, que se encontra descrita em Banco Central do Brasil (2001). De acordo com tal metodologia, os seguintes componentes foram adotados:

m_1 : papel moeda em poder do público mais depósitos à vista;

m_2 : depósitos especiais remunerados (existentes até novembro de 1995);

m_3 : depósitos de poupança;

m_4 : depósitos à prazo, letras de câmbio, letras imobiliárias e letras hipotecárias em poder do público;

m_5 : quotas dos fundos de renda fixa em poder do público, deduzidas as disponibilidades do governo central e o lastro de títulos privados, já incluídos no componente anterior. Integram esse componente os FAF, FRF, FRF-curto prazo e fundos de commodities (até dezembro de 1995), e os FIF (a partir de outubro de 1995);

m_6 : aplicações líquidas do público em operações compromissadas com títulos federais;

m_7 : títulos federais, estaduais e municipais em poder do público.

Com base em tais componentes, os meios de pagamento estão definidos como:

$$M1 = m_1$$

$$M2 = M1 + m_2 + m_3 + m_4$$

$$M3 = M2 + m_5 + m_6$$

$$M4 = M3 + m_7$$

Em decorrência, pode-se identificar os seguintes sistemas emissores:

M1: Consolidado monetário;

M2: Consolidado bancário menos fundos de renda fixa;

M3: Consolidado bancário;

M4: Consolidado bancário com quase-moeda (títulos públicos).

Como rentabilidades médias de cada componente, utilizaram-se as taxas descritas abaixo:

r_1 : zero;

r_2 : rentabilidade dos depósitos especiais remunerados;

r_3 : rentabilidade dos depósitos de poupança para aplicações no primeiro dia do mês;

r_4 : média, ao longo do mês, da rentabilidade dos CDB pré-fixados de prazo em torno de 30 dias, emitidos pelas principais instituições financeiras;

r_5 : valorização média das quotas de fundos de renda fixa em operação, ponderada pelos respectivos volumes;

r_6 : taxa Selic efetiva acumulada no mês;

r_7 : rentabilidade dos títulos públicos, estimada como a média geométrica ponderada da capitalização da dívida mobiliária federal interna indexada e não indexada a taxa de câmbio. A capitalização da dívida cambial foi considerada 0,8% ao mês mais desvalorização cambial, enquanto para o restante da dívida mobiliária adotou-se taxa Selic efetiva acumulada no mês;

R : a maior rentabilidade líquida ocorrida no período, dentre as r_i citadas, acrescida em 10%¹, a fim de que nenhum componente apresentasse custo de oportunidade nulo e, por conseguinte, seu crescimento fosse desconsiderado no cálculo da taxa de variação do agregado ajustado.

Para a construção dos índices de Divisia, considerou-se a rentabilidade líquida de IR e CPMF, este último supondo-se prazo médio de três meses para todas as aplicações, o que implica isenção para poupança e diluição da alíquota em um terço para cada mês nas demais aplicações. Para a estimação do crescimento autônomo, utilizou-se a rentabilidade bruta, exceto para os fundos de renda fixa a partir de 1999, quando se adotou a rentabilidade líquida em função do desconto mensal de IR sobre a rentabilidade dos fundos que passou a vigorar.

As séries de agregados monetários utilizadas estão plotadas nos gráficos 1 a 3. Comparando-se os agregados em somas simples aos ponderados pelo índice de Divisia, a impressão inicial é a seguinte: considerando-se apenas os ativos que integram o M2, a demanda por liquidez em períodos mais recentes é maior que em períodos mais remotos, enquanto quando se inclui títulos públicos, para considerar o conceito M4, a demanda por liquidez tem se reduzido ao longo do tempo.

Essas impressões seriam consistentes se liquidez e rentabilidade fossem inversamente relacionadas nos conjuntos de ativos em foco. Contudo, o comportamento das taxas de juros e de câmbio levou a que a rentabilidade dos títulos públicos, em alguns períodos, se descolasse da dos demais componentes sem que a liquidez de nenhum deles fosse alterada. Com descolamentos para cima, a

¹ Em Rossi (2000), argumenta-se que diferentes percentuais de acréscimo não produzem alterações significativas nos indicadores obtidos.

ponderação pelo índice de Divisia reduz os pesos dos títulos públicos em relação aos demais componentes, fazendo com que o valor final apresente contração.

GRÁFICO 1

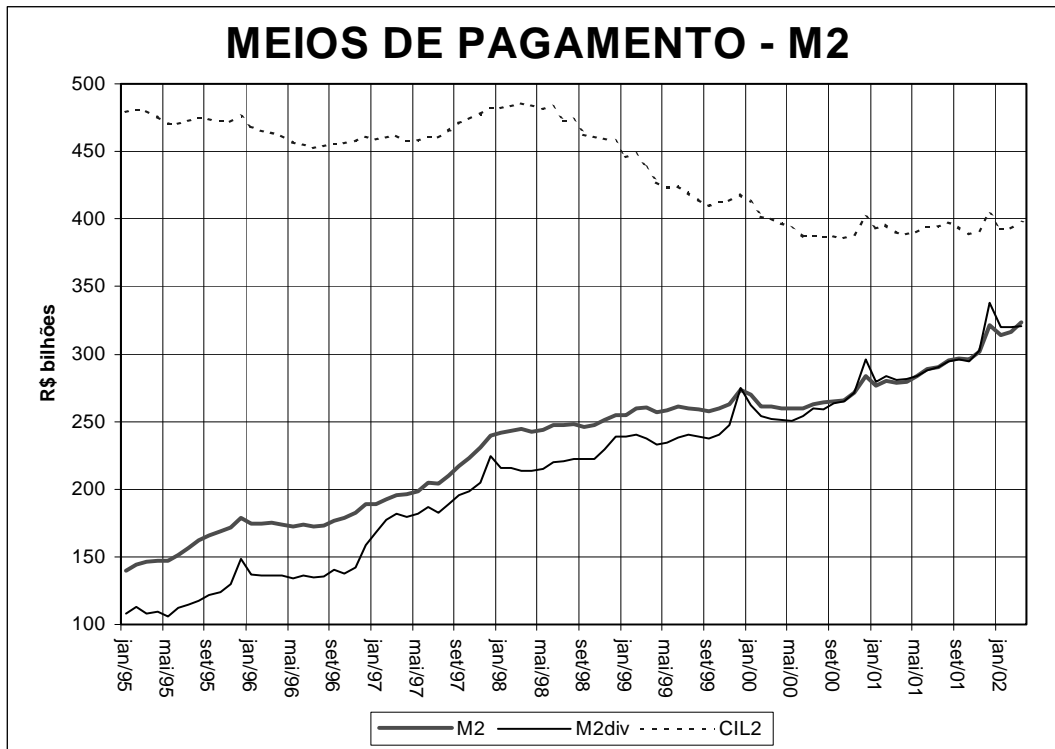


GRÁFICO 2

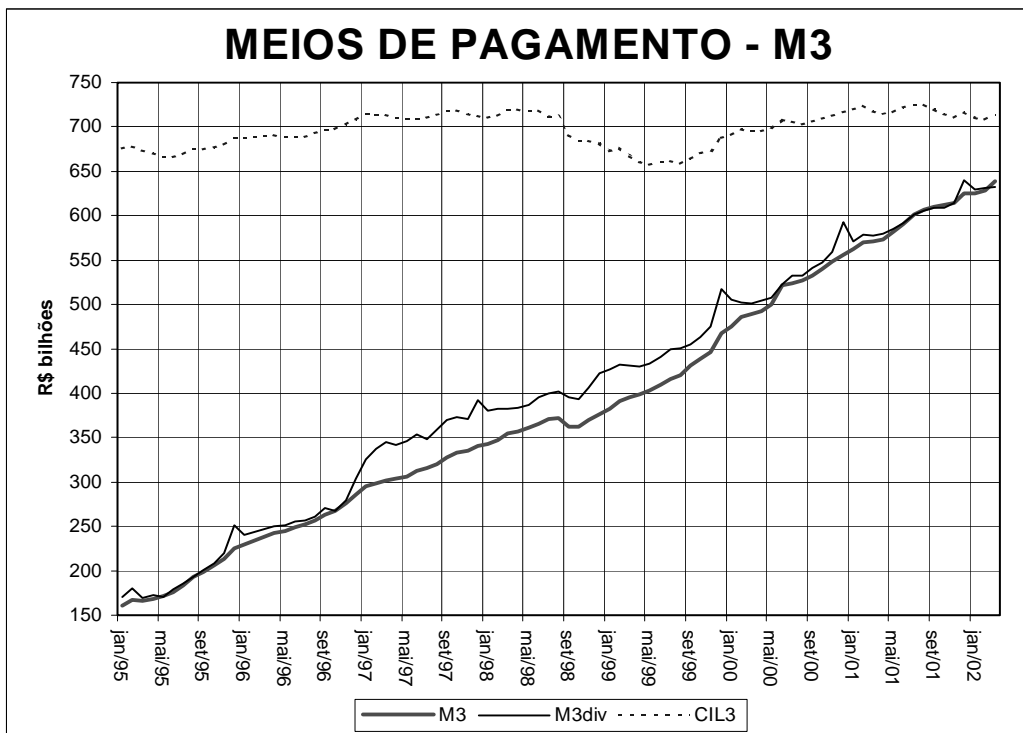
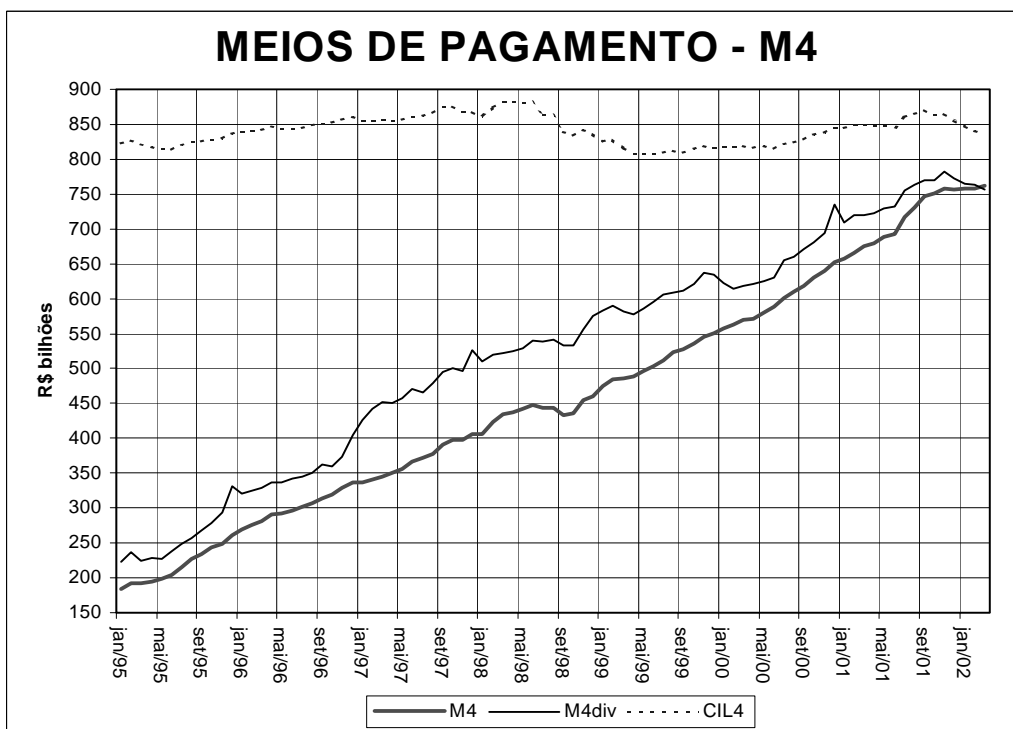


GRÁFICO 3



Observe-se, por outro lado, o relevante impacto da introdução da CPMF sobre os agregados ponderados, ao início de 1997. Nesse caso, a demanda por liquidez efetivamente se expandiu, em função do substancial crescimento dos depósitos à vista, cuja média mensal dos saldos diários elevou-se em 11% e 40% de dezembro para janeiro e de janeiro para fevereiro de 1997, período em que aquele agregado apresenta contração sazonal.

Com relação ao crédito interno líquido, o indicador obtido do M2, que só considera o lastreado em recursos externos e em emissões primárias das instituições financeiras, apresenta substancial redução de meados de 1998 a meados de 2000. Essa redução decorre da utilização de títulos do Tesouro Nacional, emitidos principalmente em função da reestruturação de dívidas estaduais e municipais e que inflaram as carteiras de vários bancos, como fonte de recursos para operações de crédito.

O crédito interno líquido obtido dos conceitos M3 e M4, por sua vez, que consideram emissões *quasi*-monetárias também os títulos públicos registrados no Selic, mostra inexpressivo crescimento, 5,6% e 1,9% nos mais de sete anos cobertos pelos dados. Tais resultados revelam, ao mesmo tempo, fraco crescimento da intermediação financeira e significativa contração primária do montante de títulos federais de alta liquidez junto ao setor não financeiro e aos fundos de renda fixa.

3. Experimento Econométrico

Conforme descrito na seção anterior, os meios de pagamento ampliados originaram duas modalidades de indicadores. Os ponderados pela monetividade de seus componentes, como forma de melhor expressar o nível de liquidez macroeconômica, e indicadores de crédito interno líquido primário, como uma medida da contribuição do sistema emissor à variação do dispêndio interno.

Nessa seção, pretende-se identificar a utilidade de tais indicadores derivados, assim como dos agregados originais, para sinalizar movimentos no setor real e nos preços. Para tanto, a metodologia adotada consistiu em efetuar testes de causalidade de Granger, em sua versão mais atual, que também considera relações de equilíbrio de longo prazo, a fim de verificar a antecedência temporal entre as variáveis. Dentre os trabalhos com objetivos similares, e também utilizando métodos econométricos, vale mencionar os resultados de dois realizados para a economia brasileira no período anterior ao plano real, e de outro efetuado para uma série de países desenvolvidos.

O trabalho de Triches (1992) testou a causalidade, no sentido de Granger, de componentes monetários - base monetária, M1, M2, M3 e M4 - com a renda nominal e com a inflação utilizando dados trimestrais de 1972 a 1987. Detectou-se forte causalidade dos agregados monetários mais restritos - base monetária e M1- para a renda nominal. Com o agregado mais amplo, M4, o resultado foi inverso, com renda causando unidirecionalmente a moeda, contrariando a idéia de que a renda monetária e a moeda se realimentavam na economia brasileira. Quanto à relação entre os componentes monetários e a inflação, constatou-se que existe causalidade bidirecional, à exceção da base monetária que não apresentou influência sobre o nível de preços, mas ocorrendo o inverso, indicando que a oferta de tal componente responderia passivamente a alterações em sua demanda.

Os resultados para a renda nominal sugerem uma possível seqüência temporal crédito ==> meios de pagamento restritos ==> renda ==> riqueza financeira, esta última representada pelo agregado monetário mais amplo. Para a inflação, o processo de realimentação com a moeda pode ter sido determinado não apenas pela indexação dos ativos financeiros e demanda por moeda respondendo a preços, mas também pela influência da riqueza financeira sobre o processo inflacionário. É importante ressaltar, ainda, que os resultados para base monetária não covalidam qualquer suspeita de monetização, ativa e deliberada, da dívida pública no período, mas fortalecem a argumentação de que a política monetária esteve centrada no atendimento da demanda por moeda indexada.

Em Divino (2000), a metodologia adotada para verificar antecedência temporal apresenta alguns avanços. Além dos originais, são gerados e utilizados agregados monetários ponderados pelo índice de Divisia. Termos de correção de erros, obtidos como resíduos de regressão estática entre variáveis integradas de primeira ordem, são incluídos em auto-regressões vetoriais entre variáveis estacionárias, a fim de corrigir os desvios da relação de equilíbrio de longo prazo (*Engle-Granger methodology*). O número de defasagens das auto-regressões vetoriais é obtido com base em ajustamento à amostra utilizada, adotando-se os critérios de seleção de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC) (*Hendry approach*).

A amostra utilizada é composta de séries mensais de janeiro de 1980 a junho de 1994, período em que os níveis de inflação e de indexação foram muito maiores que o da amostra considerada no experimento anteriormente comentado. Para as relações entre moeda e preços, os resultados também indicam causalidade bidirecional. As relações entre moeda e renda, por sua vez, evidenciam causalidade bidirecional quando se consideram apenas os agregados monetários ponderados pelo índice de Divisia. Observe-se que os resultados dos testes de causalidade de Granger para os meios de pagamento ampliados em somas simples e a renda indicam causalidade

somente da moeda para a renda, ao contrário do obtido em Triches (1992), mas no mesmo sentido do encontrado para o M4 e o PIB nominal neste experimento.

No artigo de Hayo (1998) é feita uma análise de causalidade de Granger de moeda-produto para 14 países da União europeia mais o Canadá, Estados Unidos e Japão, utilizando dados trimestrais de meados de 60 até meados de 90. Como resultados, obteve-se inconsistência para determinados países quando são usadas variáveis em nível para verificar a causalidade entre moeda e produto, em comparação com variáveis em diferença. Outra questão foi quanto à não padronização dos resultados entre os países. No caso do Canadá e Estados Unidos a causalidade foi reversa, de produto para moeda, enquanto que para Áustria e Espanha observou-se causalidade nos dois sentidos. No caso da Alemanha, as relações não foram estatisticamente significantes. Uma das principais conclusões é que não se pode estender os resultados obtidos de causalidade de Granger para um determinado país, para qualquer outro. Pode-se afirmar, ainda, que, para alguns países, testes de causalidade de Granger indicaram que os conceitos de agregados monetários não apresentam a propriedade de antecipar flutuações no produto.

No presente experimento econométrico utilizaram-se séries mensais, de janeiro de 1995 a março de 2002. Os agregados monetários considerados foram os meios de pagamento restritos, no conceito M1, e os meios de pagamento ampliados, cujas séries históricas, conforme atual metodologia, foram disponibilizadas pelo Banco Central em agosto de 2001. As séries de meios de pagamento ampliados consideradas foram as originais e as ajustadas pelo índice de Divisia e para estimar o crédito interno líquido primário. O produto foi mensurado pelo PIB real mensal, estimado pelo Departamento Econômico do Banco Central com valores para cada trimestre civil coincidindo com os gerados primariamente pelo IBGE. O índice de preço adotado foi o IPCA-15 do mês posterior, calculado pelo IBGE, que corresponde a níveis de preço do final do mês.

Como primeiro procedimento, a pronunciada sazonalidade, característica em séries econômicas mensais, foi removida de todas por meio do método X-11 multiplicativo. Após a dessazonalização, procedeu-se à transformação logarítmica das séries, para que os modelos de regressão estimados sejam multiplicativos, que se ajustam melhor aos dados econômicos.

A possibilidade de antecedência temporal entre séries econômicas não se restringe aos efeitos de choques no curto prazo, conforme especificado na versão inicial dos testes de causalidade de Granger. O formato mais atual dos testes de antecedência temporal inclui a verificação de possíveis influências de relações de equilíbrio de longo prazo. Nesse sentido, pode-se assumir que a

antecedência temporal somente estaria satisfatoriamente fundamentada na presença de relações de equilíbrio de longo prazo. Caso contrário, poderia se tratar de efeitos pouco sistemáticos ou restritos à amostra utilizada.

Para identificação e consideração dessas relações de equilíbrio, foram aplicados testes de cointegração. Especificamente, utilizou-se o teste de Johansen², que pode ser entendido como uma generalização multivariada dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller. Dentre as possíveis especificações, adotou-se a que inclui tendência determinística linear para as séries e intercepto e tendência determinística linear para a equação de cointegração.

Observe-se que a forma funcional linear é geralmente adotada para a tendência, quando incluída em modelos econométricos de séries temporais. A utilização de tendência e intercepto para a equação de cointegração, por sua vez, confere maior generalidade à relação de longo prazo, desejável principalmente quando se necessita maior flexibilidade para especificação. Tal circunstância pode ocorrer quando não se inclui no modelo variáveis que podem estar participando da relação de equilíbrio, como nível de preços (para a relação da moeda com renda real), renda real (para a relação da moeda com o nível de preços), taxas de juros, remonetização, inovações financeiras.

O teste pode ser obtido a partir de um processo autorregressivo multivariado, na forma abaixo:

$$(4) \quad y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_n y_{t-n} + \varepsilon_t$$

Algumas operações algébricas levam a:

$$(5) \quad \Delta y_t = A_0 + (A_1 - I)\Delta y_{t-1} + \dots + (A_n + \dots + A_1 - I)y_{t-n} + \varepsilon_t$$

onde: y_t é um vetor de séries integradas de mesma ordem

A_0 é um vetor de constantes

A_i , $i = 1, \dots, n$, são matrizes de parâmetros

I é uma matriz identidade

ε_t é um vetor de ruídos brancos

² Os procedimentos adotados no experimento, sobretudo os relativos aos testes de cointegração de Johansen, baseiam-se em Enders (1995).

Uma vez que os resultados de testes com modelos autorregressivos têm se mostrado fortemente dependente do número de termos defasados incluídos, a sua determinação é parte crucial do experimento. Nesse sentido, Bessler e Binkley (1982) e Geweke e Meese (1981) mostraram, através de métodos de Monte Carlo, que o *Schwarz Bayesian Criterion* (SBC) é superior a outros métodos de seleção de número de defasagens. O critério consiste em minimizar o SBC, que cresce com a soma do quadrado dos resíduos, o número de observações e o número de parâmetros, balanceando tais atributos.

A execução do teste de Johansen requer a determinação do número de termos defasados, que corresponde ao valor de “n” na equação (5). Com tal finalidade, utilizou-se o SBC, considerando defasagem máxima igual a doze, especificações com o mesmo número de termos defasados para ambas as variáveis e observações restritas ao período permitido pela defasagem máxima adotada.

O teste de cointegração aplicado consiste em verificar qual o número de vetores cointegrantes pode ser considerado estatisticamente significativo. Para tanto, estimam-se os autovalores da matriz $(A_n + \dots + A_1 - I)$, por máxima verossimilhança, e obtém-se estatísticas de razão de verossimilhança para testar hipóteses acerca do seu posto (p), que corresponde ao número de vetores cointegrantes. Para um sistema com duas séries, como no presente experimento:

$p = 0$ H_0 : as séries não cointegram

$p = 1$ H_0 : as duas séries cointegram

$p = 2$ H_0 : as séries são estacionárias

Quando $p=0$ ou $p=2$, relações de equilíbrio de longo prazo não são identificadas. Apenas quando $p=1$, somente um vetor cointegrante é estatisticamente significativo, o que possibilita a obtenção de uma série para representar os desvios da relação de equilíbrio de longo prazo entre as duas variáveis consideradas.

A aplicação do teste de Johansen possibilita a estimação de vetores cointegrantes com a especificação escolhida, qual seja, normalizados, com intercepto e tendência determinística linear. A combinação linear das séries, de acordo com os elementos do vetor cointegrante, gera uma série de desvios do equilíbrio de longo prazo, chamada termo de correção de erros (z_t), que deve ser inserida na autoregressão vetorial utilizada no teste de causalidade de Granger, a fim de especificá-la adequadamente. Assim, o modelo irrestrito utilizado para testar a antecedência temporal é o apresentado na expressão (6):

$$(6) \quad \Delta y_t = \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta x_{t-j} + \alpha z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0 : \sum_{j=1}^n \gamma_j + \alpha = 0 \quad (x \text{ não causa } y)$$

Como no teste de cointegração, a determinação do número de termos defasados para o teste de antecedência temporal também é essencial. Desse modo, o SBC foi novamente aplicado, com os mesmos critérios operacionais, para determinar o valor de “n” da expressão (6). O número de defasagens, “n”, que minimizou o SBC foi igual a um em todos os casos.

Considerou-se a possibilidade de efetiva antecedência temporal apenas para as séries que cointegraram e todos os testes foram realizados com nível de significância de 1%. Ainda que tais critérios possam ser excessivamente rigorosos, eles são justificáveis pelo objetivo de reforçar a relevância do experimento, que envolve relações estatísticas exaustivamente exploradas entre agregados monetários e índices de preço e entre agregados monetários e renda nacional.

4. Análise dos Resultados

Os resultados dos testes de cointegração encontram-se no quadro 1A, e os vetores cointegrantes normalizados constam do quadro 2A. Os resultados mostram que os preços ao consumidor mantém relação de equilíbrio de longo prazo com todos os agregados monetários utilizados no experimento, enquanto o produto real, que pode representar o nível de atividade, tem relação de equilíbrio de longo prazo apenas com conceitos de agregados monetários mais amplos – relacionados ao M3 e ao M4.

O quadro 3 apresenta os resultados dos testes de antecedência temporal. Expansões na riqueza financeira, conforme mensurados pelo **M3** e **M4**, provocam aumentos de demanda, elevando o produto real, **PIBr**. No mesmo sentido, as operações de crédito ao setor interno, mensuradas por **CIL3**, elevam a demanda em geral, contribuindo para aumentar o nível de atividade, representado pelo **PIBr**.

Para antecipar movimentos nos preços ao consumidor, **IPCA**, todos os agregados monetários testados revelaram-se satisfatórios, principalmente os mais relacionados à riqueza financeira e liquidez macroeconômica. Quanto à antecedência temporal identificada do **IPCA** para o **M4**, uma possível hipótese é de que aumentos do nível de atividade pressionam o nível de preços, antes de

incrementar significativamente a riqueza financeira, levando variações no **IPCA** antecederem variações no **M4**, sem que isso signifique relação causal.

QUADRO 3

Testes de Antecedência Temporal		
Hipótese nula¹	estat.F	prob.
M3 não causa PIBr	12,54	0,007
PIBr não causa M3	1,14	0,289
M3div não causa PIBr	10,46	0,002
PIBr não causa M3div	2,70	0,104
CIL3 não causa PIBr	18,58	0,000
PIBr não causa CIL3	0,43	0,515
M4 não causa PIBr	10,31	0,002
PIBr não causa M4	1,44	0,234
M4div não causa PIBr	10,05	0,002
PIBr não causa M4div	1,34	0,250
M1 não causa IPCA	18,04	0,000
IPCA não causa M1	0,29	0,591
M2 não causa IPCA	20,41	0,000
IPCA não causa M2	1,31	0,256
M2div não causa IPCA	20,81	0,000
IPCA não causa M2div	1,21	0,274
CIL2 não causa IPCA	18,87	0,000
IPCA não causa CIL2	1,22	0,272
M3 não causa IPCA	16,74	0,000
IPCA não causa M3	6,68	0,012
M3div não causa IPCA	16,72	0,000
IPCA não causa M3div	4,39	0,039
CIL3 não causa IPCA	13,19	0,000
IPCA não causa CIL3	4,34	0,040
M4 não causa IPCA	17,41	0,000
IPCA não causa M4	6,52	0,013
M4div não causa IPCA	17,50	0,000
IPCA não causa M4div	3,78	0,055
CIL4 não causa IPCA	11,92	0,001
IPCA não causa CIL4	4,71	0,033

¹Hipóteses nulas rejeitadas a 1% de significância estão em negrito.

5. Conclusões

Para antecipar movimentos nos preços e na renda real, a utilidade dos meios de pagamentos, em seus conceitos mais amplos, foi constatada. Dado que os meios de pagamento ampliados podem ser utilizados para acompanhar vários movimentos no ambiente macroeconômico, procurou-se extrair indicadores de riqueza financeira, de liquidez e de crédito interno, a partir da aplicação de procedimentos descritos neste trabalho.

Como resultados, os conceitos mais restritos, correspondentes ao M1 e ao M2, não foram adequados para antecipar flutuações no nível de atividade real, com a metodologia utilizada. A hipótese de neutralidade da moeda, contudo, não encontra suporte, no presente experimento, com os conceitos mais abrangentes de agregados monetários. Vale observar, ao mesmo tempo, a partir da maior significância da antecedência temporal das operações de crédito interno obtidas do M3 em relação ao produto real, que o mecanismo de transmissão parece ser mais forte pelo canal de crédito.

As relações de antecedência temporal entre moeda e preços foram avaliadas entre os dez agregados monetários incluídos no experimento e IPCA, que é o índice de preços que vem sendo adotado para o estabelecimento das metas para inflação, portanto o de maior interesse para controle pela política econômica. Nesse caso, todos os agregados monetários foram satisfatórios para antecipar flutuações no IPCA, em particular os mais relacionados à riqueza financeira, indicando um significativo efeito riqueza, e à liquidez macroeconômica, sugerindo posicionamento mais líquido dos agentes diante de elevações do dispêndio planejado ou preponderância da relação com os agregados originais.

Com relação aos indicadores de liquidez, estimados ponderando-se os diversos conceitos de meios de pagamento ampliados pelo índice de Divisia – **M2div**, **M3div** e **M4div** – não se obtém evidências de sua utilidade neste experimento. Ressalte-se, contudo, que nesse enfoque, de agregação monetária com índice de Divisia, os desenvolvimentos teóricos têm sido no sentido de sofisticar a metodologia, com os estudos na fronteira passando a considerar a volatilidade dos rendimentos³, procedimento não incorporado no presente trabalho. Em que pese as limitações dos dados estatísticos para a aplicação dessa versão mais atual para o Brasil, tentativas nessa direção valem ser efetuadas a fim de melhorar o desempenho dos indicadores.

³ Barnett and Serletis (2000)

6. Referências Bibliográficas

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Meios de Pagamento Ampliados: reformulação conceitual e metodológica.** Notas Técnicas, nº 3, ago. 2001.
- BARNETT, W. A. e SERLETIS, A. **The Theory of Monetary Aggregation.** Amsterdam: North Holland, 2000.
- BESSLER, D. A. e BINKLEY, J. K. On the Selection of the Order of an Autorregression: Some Monte Carlo Results. **American Statistical Association 1982 Proceedings of the Business and Economic Statistics.** p. 340-342, 1982.
- BLINDER, A. S. **Bancos Centrais: teoria e prática.** São Paulo: Ed. 34, 1999.
- DIVINO, J. A. C. A., Agregação monetária ponderada: uma análise de causalidade, **Revista de Economia Aplicada**, v.4, nº 4, p.723-742, dez. 2000.
- ENDERS, W., **Applied Econometric Time Series** (Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics), John Wiley & Sons, 1995.
- GEWEKE, J. e MEESE, R. Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order. **International Economic Review**, nº 22, p.55-70, 1981.
- HAYO, B. Money-Output Granger Causality Revisited: An Empirical Analysis of EU Countries. **ZEI-University of Bonn**, working papers, 1998.
- ROSSI, J. W., Divisia Monetary Aggregates for Brazil. **Revista de Economia Aplicada**, v.4, nº 3, p. 413-433, set.2000.
- TRICHES, D. **Demanda por Moeda no Brasil e a Causalidade entre as Variáveis Monetárias e a Taxa de Inflação: 1972/87.** Rio de Janeiro: BNDES, 1992.

7. Anexos

QUADRO 1A

Testes de Cointegração de Johansen			
variáveis	razão de verossimilhança	variáveis	razão de verossimilhança
M1 PIBr n = 1	$p = 0 : 24,68$ $p \leq 1 : 4,77$	M1 IPCA n = 1	$p = 0 : 40,74^{**}$ $p \leq 1 : 10,72$
M2 PIBr n = 1	$p = 0 : 25,54^*$ $p \leq 1 : 5,13$	M2 IPCA n = 1	$p = 0 : 37,93^{**}$ $p \leq 1 : 3,20$
M2div PIBr n = 1	$p = 0 : 23,01$ $p \leq 1 : 4,30$	M2div IPCA n = 1	$p = 0 : 44,10^{**}$ $p \leq 1 : 7,08$
CIL2 PIBr n = 1	$p = 0 : 29,38^*$ $p \leq 1 : 1,90$	CIL2 IPCA n = 1	$p = 0 : 40,27^{**}$ $p \leq 1 : 3,94$
M3 PIBr n = 1	$p = 0 : 38,01^{**}$ $p \leq 1 : 13,93^*$	M3 IPCA n = 1	$p = 0 : 36,07^{**}$ $p \leq 1 : 10,11$
M3div PIBr n = 1	$p = 0 : 32,21^{**}$ $p \leq 1 : 10,57$	M3div IPCA n = 1	$p = 0 : 45,13^{**}$ $p \leq 1 : 13,00^*$
CIL3 PIBr n = 1	$p = 0 : 31,75^{**}$ $p \leq 1 : 2,84$	CIL3 IPCA n = 1	$p = 0 : 35,54^{**}$ $p \leq 1 : 4,39$
M4 PIBr n = 1	$p = 0 : 36,86^{**}$ $p \leq 1 : 15,94^*$	M4 IPCA n = 1	$p = 0 : 38,15^{**}$ $p \leq 1 : 8,92$
M4div PIBr n = 1	$p = 0 : 33,47^{**}$ $p \leq 1 : 13,92^*$	M4div IPCA n = 1	$p = 0 : 47,50^{**}$ $p \leq 1 : 14,29^*$
CIL4 PIBr n = 1	$p = 0 : 26,70^*$ $p \leq 1 : 3,27$	CIL4 IPCA n = 1	$p = 0 : 34,93^{**}$ $p \leq 1 : 5,51$
vl. críticos (1%)	$p = 0 : 30,45$ $p \leq 1 : 16,26$	vl. críticos (1%)	$p = 0 : 30,45$ $p \leq 1 : 16,26$
vl. críticos (5%)	$p = 0 : 25,32$ $p \leq 1 : 12,25$	vl. críticos (5%)	$p = 0 : 25,32$ $p \leq 1 : 12,25$

QUADRO 2A

Vetores Cointegrantes Normalizados								
	M	PIBr	T	C	M	IPCA	T	C
M1					1	4,67	-0,0371	-32,14
M2					1	3,07	-0,0220	-26,61
M2div					1	4,16	-0,0310	-31,50
CIL2					1	3,28	-0,0120	-28,74
M3	1	-9,01	-0,0009	87,51	1	1,46	-0,0211	-19,12
M3div	1	-20,86	0,0177	218,33	1	4,20	-0,0336	-32,24
CIL3	1	-2,76	0,0042	17,01	1	-3,99	0,0184	5,53
M4	1	-26,80	0,0252	283,99	1	0,66	-0,0173	-15,47
M4div	1	-35,32	0,0427	377,89	1	4,46	-0,0337	-33,78
CIL4					1	-5,60	0,0265	13,00

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>

Working Paper Series

Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>

- | | | |
|-----------|---|-----------|
| 1 | Implementing Inflation Targeting in Brazil
<i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 2 | Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| | Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank
<i>Eduardo Lundberg</i> | July/2000 |
| 3 | Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position
<i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 4 | An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models
<i>Pedro H. Albuquerque</i> | July/2000 |
| 5 | The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study
<i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks
<i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i> | July/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil
<i>Marcelle Chauvet</i> | Set/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk
<i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Set/2000 |
| 9 | Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity
<i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i> | Nov/2000 |
| 10 | Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia
Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998
<i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil
<i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i> | Mar/2001 |
| 12 | A Test of Competition in Brazilian Banking
<i>Márcio I. Nakane</i> | Mar/2001 |
| 13 | Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil
<i>Marcio Magalhães Janot</i> | Mar/2001 |

- 14 **Evaluating Core Inflation Measures for Brazil** Mar/2001
Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo
- 15 **Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?** Mar/2001
Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak
- 16 **Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA** Mar/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework** July/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- 17 **Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção** Abr/2001
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach** Aug/2002
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 18 **A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil** Apr/2001
Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos
- 19 **Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model** May/2001
Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo
- 20 **Credit Channel without the LM Curve** May/2001
Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane
- 21 **Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência** Jun/2001
Pedro H. Albuquerque
- 22 **Decentralized Portfolio Management** June/2001
Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak
- 23 **Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira** Jul/2001
Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane
- 24 **Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality** Aug/2001
Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini
- 25 **Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00** Aug/2001
Pedro Fachada
- 26 **Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil** Aug/2001
Marcelo Kfoury Muinhos
- 27 **Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais** Set/2001
Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior
- 28 **Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais** Nov/2001
Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito

29	Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil <i>Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa</i>	Nov/2001
30	Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates <i>Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade</i>	Nov/2001
31	Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub</i>	Nov/2001
32	Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil <i>Mauro Costa Miranda</i>	Nov/2001
33	Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation <i>André Minella</i>	Nov/2001
34	Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises <i>Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer</i>	Nov/2001
35	Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Dez/2001
36	Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target? <i>Barry Eichengreen</i>	Feb/2002
37	Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations <i>Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein</i>	Mar/2002
38	Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de <i>Stress</i>: um Teste para o Mercado Brasileiro <i>Frederico Pechir Gomes</i>	Mar/2002
39	Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio <i>Paulo Castor de Castro</i>	Mar/2002
40	Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas <i>Aloisio Araujo and Márcia Leon</i>	Abr/2002
41	Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro <i>Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho</i>	Jun/2002
42	Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella</i>	Jun/2002
43	The Effects of the Brazilian ADRs Program on Domestic Market Efficiency <i>Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima</i>	June/2002
44	Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberação Comercial no Brasil <i>Pedro Cavalcanti Ferreira e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i>	Jun/2002
45	Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence <i>André Minella</i>	Aug/2002
46	The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil <i>Tarsila Segalla Afanasieff, Priscilla Maria Villa Lhacer and Márcio I. Nakane</i>	Aug/2002