

A integração do mercado financeiro brasileiro durante o período 1978/90*

FERNANDO BLUMENSCHEN**

A importância da estrutura dos mercados financeiros para o estudo do efeito de políticas macroeconômicas em países em desenvolvimento tem recebido atenção crescente na literatura. Este artigo tenta investigar quão integrados foram quatro dos mais importantes segmentos do mercado financeiro formal no Brasil durante o período 1978/90. Esta investigação foi baseada em análises de correlação e co-integração, usando dados de taxas de juros observadas em cada segmento. Nosso resultado revelou que a integração entre aqueles segmentos foi muito fraca, o que pode ter importantes implicações para a conduta das políticas monetária e fiscal no Brasil.

1 - Introdução

O comportamento de variáveis econômicas tais como nível de preços e crescimento real está diretamente ligado à eficácia das ações da política macroeconômica. O arranjo institucional que prevalece em cada país pode ter uma influência considerável na maneira como a política macroeconômica afeta a economia. Instituições não influenciam somente o modo em que uma ação macroeconômica específica afeta uma variável, mas também determinam a possibilidade política de medidas alternativas. Dado que o arranjo institucional de um país não está sujeito a mudanças substanciais no curto prazo, a influência que este arranjo eventualmente pode ter no manejo macroeconômico deve ser levada em consideração. A crença de que as economias dos países em desenvolvimento devem se comportar de forma idêntica à dos países desenvolvidos desconsidera totalmente os efeitos que o ambiente institucional pode ter no funcionamento dos mercados e, conseqüentemente, nas respostas das variáveis econômicas às mudanças da política macroeconômica. Em um cenário onde prevalecem informações assimétricas, altos e variáveis custos de transação, e mercados incompletos, como no caso dos países em desenvolvimento, o arranjo institucional não pode ser desconsiderado.¹ Muitos estudos têm mos-

* Este artigo foi baseado no Capítulo 2 da minha tese de doutoramento defendida na Universidade de Cornell (Estados Unidos). Gostaria de agradecer aos professores Barclay Jones, Tom Davis e Erik Thorbecke, Erik Fisher, bem como a dois pareceristas desta revista, pelos valiosos comentários e sugestões. Ademais, sou grato também a Ruth Morello, pela revisão na versão preliminar. As opiniões contidas neste artigo são de minha exclusiva responsabilidade, podendo os dados usados ser requisitados ao autor na FEA-USP.

** Professor visitante da FEA-USP, através de bolsa de recém-doutor fornecida pelo CNPq.

¹ Ver North (1990), para uma análise teórica ampla da importância dos arranjos institucionais e seus efeitos em alterar os resultados básicos da teoria neoclássica.

trado que os objetivos de uma dada política monetária ou fiscal somente podem ser atingidos se aqueles fatores estruturais forem corretamente identificados.²

A importância da estrutura dos mercados financeiros para os países em desenvolvimento tem recebido alguma atenção na literatura. O primeiro tratamento compreensivo a este respeito apareceu nos estudos de “finanças do desenvolvimento”, que começaram com os trabalhos de Mckinnon (1973) e Shaw (1973), os quais levantaram a hipótese de que, ao reprimir o sistema monetário através de um conjunto de normas e regulamentações, fragmenta-se o mercado de capitais doméstico, com efeitos altamente adversos para o crescimento econômico e a inflação. Com base na tradição de Mckinnon e Shaw, muitos estudos empíricos e teóricos foram realizados³ com o uso de modelos macroeconômicos. Estes estudos davam ênfase ao impacto da política de taxa de juros no crescimento econômico e na inflação.

As bases teóricas de tais pesquisas serviram como sustentação para o argumento segundo o qual a liberalização financeira funcionaria como um mecanismo estabilizador da inflação e promotor do crescimento. O aumento da taxa de juros real provocaria um aumento da poupança e uma redução da inflação, o que pressupõe também que a combinação de juros altos, poupança elevada e inflação reduzida aumentaria a taxa de formação de capital e, conseqüentemente, promoveria o crescimento. A ênfase na liberalização para aumentar o crescimento econômico com estabilidade assume implicitamente que os mercados são perfeitos e sempre atingem uma posição de equilíbrio ótimo.

No nível microeconômico, Stiglitz e Weiss (1981) argumentaram que a presença de informação imperfeita no mercado de crédito gera uma situação de desequilíbrio com ajustamento da quantidade ou racionamento de crédito.⁴ A implicação desta asserção é que os países em desenvolvimento, por possuírem mais informações imperfeitas na economia, não iriam necessariamente melhorar a *performance* de seus sistemas financeiros e, conseqüentemente, não aumentariam o crescimento econômico, se completamente liberalizados. Os fundamentos deste argumento estão ligados ao estudo de Meade (1955), o qual demonstrou que, quando as economias estão sujeitas a várias distorções, a simples remoção de uma distorção pode não melhorar o bem-estar da economia como um todo.

No nível macroeconômico, Taylor (1983) e Wijnbergen (1983) incluíram a segmentação entre os mercados formal e informal ao analisarem o efeito da elevação das taxas de juros na captação sobre a inflação e o crescimento. Ao assumirem que o mercado financeiro formal é menos eficiente que o informal, devido ao depósito compulsório, e que os poupadores se retiram do mercado informal quando taxas de juros altas prevalecem, os autores concluíram que a liberalização financeira pode ter impacto negativo no crescimento econômico e, no curto prazo, gerar maiores taxas de inflação, ao invés de menores.

2 Para uma revisão dos estudos que ressaltam a importância das estruturas financeiras sobre variáveis macroeconômicas, ver Gertler (1988).

3 Ver Fry (1988), para uma revisão dos trabalhos no campo das “finanças do desenvolvimento”.

4 Para uma revisão da literatura sobre racionamento de crédito, ver Baltensperger (1978) e Gertler (1988).

A estrutura dos mercados financeiros também foi incorporada dentro das análises no campo da economia monetária.⁵ Mais recentemente, Cavallo (1977) e, mais tarde, Bruno (1979), Taylor (1980) e Wijnbergen (1982) consideraram que a estrutura do sistema financeiro é uma variável-chave para explicar efeitos estagflacionários de políticas monetárias restritivas nas economias dos países em desenvolvimento. Estes autores enfatizaram a importância da taxa de juros no custo do capital de giro como um importante canal de transmissão entre os instrumentos monetários e o lado da oferta agregada da economia. Uma alta taxa *debt/equity*, como consequência do papel limitado do mercado de capitais no sistema financeiro dos países em desenvolvimento, revela que as necessidades de capital de giro são financiadas quase totalmente pelos bancos ou pelo mercado informal de crédito. Isto implica que as políticas monetárias restritivas aumentariam o custo financeiro do capital de giro, com efeitos adversos no lado da oferta agregada e nos desvios estagflacionários.

Recentemente, surgiram novos arranjos nos mercados financeiros dos países em desenvolvimento. Calvo e Vegh (1992) argumentam que, durante a segunda metade da década de 80, muitos países da América Latina com altas taxas de inflação seguiram uma inovação financeira na política de taxas de juros que tomou a forma de pagamento de juros sobre a moeda.⁶ Isto se deu porque a maior parte do déficit do governo era financiada com títulos de curtíssimo prazo, os quais possibilitavam o pagamento de juros sobre a moeda em poder do público. Estes autores desenvolveram um modelo analítico mostrando que, num ambiente onde existe o pagamento de juros sobre a moeda, a eficácia de uma política de altas taxas de juros para combater a inflação é bastante duvidosa. A análise destes autores sugere que o pagamento de juros sobre a moeda irá apenas exacerbar os ciclos de *stop-and-go* que sempre caracterizam os países com altas taxas de inflação.

O objetivo principal deste artigo é investigar a hipótese da existência de segmentação do mercado financeiro como um importante arranjo estrutural da economia brasileira durante a década de 80. Define-se segmentação como a extensão em que os vários segmentos do mercado financeiro formal estão ou não ligados entre si por ocasião do processo de formação de preços. Estes segmentos incluem o mercado primário e secundário de títulos governamentais, o mercado de empréstimos para firmas e consumidores junto aos bancos e o mercado de captação dos bancos junto ao público. Espera-se que em um mercado perfeitamente integrado exista uma ligação estreita das taxas de juros em todos os segmentos que compõem o sistema financeiro. A possibilidade de arbitragem impõe limites estreitos nos quais os vários segmentos podem se desviar um do outro.

5 A primeira análise que relacionou mercados financeiros e política monetária nos países em desenvolvimento apareceu no trabalho de Gurley e Shaw (1955), os quais argumentaram que, nos estágios iniciais de desenvolvimento, as variáveis financeiras como oferta de dinheiro são mais importantes para ligar a produção *per se* com as atividades de intermediação financeira. Com o desenvolvimento das finanças de um país, surgem instituições com passivos não-monetários, e o enfoque exclusivo em agregados monetários se torna menos justificado.

6 Os autores mencionaram os casos da Argentina, Brasil e Uruguai. Para a Argentina e o Uruguai, ver Rodrigues (1990) e para o Brasil, Dornbusch, Struzenegger e Wolf (1991) e Jorgensen (1990).

É importante salientar que nossa análise está concentrada na segmentação dentro da parte formal do sistema financeiro. A existência e a importância da parte informal do mercado não serão investigadas. Não obstante as evidências inequívocas da presença do setor financeiro informal no Brasil, a parte formal do mercado movimenta a grande maioria da intermediação financeira.

Este artigo está estruturado da seguinte forma: a Seção 2 descreve o método de co-integração de Johansen o qual será usado para analisar a segmentação do mercado financeiro no longo prazo; os dados e algumas características dos quatro segmentos do mercado financeiro usados em nossa análise estão apresentados na Seção 3; a Seção 4 mostra os resultados estatísticos e econométricos da segmentação tanto no curto prazo como no longo prazo; as implicações dos resultados para as recomendações de ações da política macroeconômica são discutidas na Seção 5; o artigo termina com as conclusões na Seção 6.

2 - Análise de co-integração

2.1 - Conceitos básicos

Muitas séries temporais de dados macroeconômicos não apresentam estacionaridade da média e da variância em suas formas primárias. Em análises de regressão, as primeiras diferenças das variáveis são usadas freqüentemente com o propósito de evitar relações espúrias e inconsistências. Em análises de co-integração, a evidência de que as séries temporais não são estacionárias é usada para estudar as relações existentes entre as variáveis.

Granger (1981 e 1983) introduziu a idéia de co-integração e a ampliou em estudos posteriores [ver Engle e Granger (1987)]. Estes autores demonstraram que, se as variáveis de um conjunto de séries temporais não são estacionárias de ordem um, simbolizada por $I(1)$, mas se uma série temporal que é estacionária de ordem zero, denotada por $I(0)$, pode ser gerada através de combinações lineares daquelas variáveis, então as variáveis do conjunto original são consideradas co-integradas. Eles interpretaram esta combinação linear como um equilíbrio de longo prazo e revelaram que co-integração implica que este equilíbrio se sustenta, apesar de as séries temporais apresentarem componentes de curto prazo com especificações dinâmicas flexíveis.

Engle e Granger desenvolveram um teste de co-integração e um estimador eficiente de dois passos para os vetores de co-integração. Para duas séries temporais não-estacionárias w_t e x_t , o primeiro passo consiste em fazer a regressão de w_t em x_t (ou vice-versa) para se obter a combinação linear $w_t - \alpha x_t$ de menor variância; o segundo passo consiste em testar se esta combinação linear obtida é estacionária. De acordo com Dickey, Jansen e Thornton (1991), o problema com este procedimento está na escolha da variável a ser colocada no lado esquerdo da equação, dado que ambas são endógenas. O resultado deste teste pode ser muito sensível a esta escolha.

Johansen (1988) propõe um procedimento alternativo e superior para co-integração,⁷ no qual todas as variáveis são explicitamente endógenas, o que evita o viés da escolha descrito anteriormente. Ele derivou um estimador de máxima verossimilhança para o conjunto de vetores co-integrados e um teste de verossimilhança para a hipótese linear de co-integração.⁸ Johansen assegura que os estimadores nesse procedimento se comportam melhor do que no procedimento de Engle e Granger, porque seu método leva em consideração a estrutura dos resíduos do processo que as variáveis supostamente seguem.⁹ Na próxima subseção o procedimento de Johansen para co-integração será brevemente discutido.

2.2 - O procedimento de Johansen para co-integração

Discutiremos brevemente o método de Johansen juntamente com os principais passos que devem ser seguidos para executá-lo. O que apresentaremos a seguir foi baseado em Johansen (1988), Dickey e Rossana (1991) e Dickey, Jansen e Thornton (1991).¹⁰

Consideremos um vetor $\kappa \times 1$ $Y_t = (tb_t, on_t, cd_t, lr_t)$ das quatro variáveis — todas $I(1)$ — das séries temporais de taxas de juros¹¹ e deixaremos que este vetor assuma o seguinte processo auto-regressivo (VAR) com resíduos gaussianos ε_t :

$$Y_t = \alpha + \prod_1 Y_{t-1} + \prod_2 Y_{t-2} + \dots + \prod_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

Ele considera o caso simples onde Y_t é integrado de ordem 1, tal que ΔY_t é estacionário e a matriz de impacto Π tem a seguinte representação:

$$\Pi = I - \prod_1 - \dots - \prod_p \quad (2)$$

7 Outros procedimentos foram desenvolvidos por Stock e Watson (1988) e Phillips e Ouliaris (1990).

8 Testes de co-integração para combinações outras que não as lineares não foram propostos ainda.

9 MacDonald e Taylor (1991) afirmam que a técnica de Johansen é superior porque capta o processo seguido pelas séries temporais dos dados, propicia estimativas para todos os vetores de co-integração que possam existir dentro de um vetor de variáveis e oferece um teste estatístico para o número de vetores co-integrados. Todas estas características não estão presentes no método de Engle e Granger.

10 Para novos desenvolvimentos do método de Johansen, ver Johansen e Juselius (1992).

11 No vetor $Y_t = (tb_t, on_t, cd_t, lr_t)$, tb = taxa de juros no mercado primário de títulos, on = taxa de juros no *overnight*, cd = taxa de juros na captação (CDB) e lr = taxa de juros nos empréstimos.

Expressando Π como $\Pi = \alpha\beta$, onde α e β são matrizes $\kappa \times v$, admite-se que, apesar de ΔY_t ser estacionária e Y_t ser não-estacionária, as combinações lineares expressas por $\beta' Y_t$ são estacionárias. Dado que κ é o número de variáveis no vetor Y_t , o *rank* de Π é $v < \kappa$, onde v determina o número de vetores de co-integração distintos que existe entre as κ variáveis.

Ele então expressou a seguinte hipótese: $H_0: \text{rank}(\Pi) \leq v$ ou $\Pi = \alpha\beta'$. Johansen (1988) demonstrou que o teste de verossimilhança — denominado Teste Trace — para a existência de no máximo v vetores co-integrados, é dado por:

$$\text{Teste Trace} = -T \sum_{i=v+1}^q \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

Johansen demonstrou também que, se a hipótese nula é definida por $H_0: \text{rank}(\Pi) = v$, a estatística de verossimilhança, denominada Teste do Máximo Eigenvalor, associada a ele, é definida pela seguinte expressão:

$$\text{Teste do Máximo Eigenvalor} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{v+1}) \quad (4)$$

Em ambos os testes, $\hat{\lambda}_{v+1}, \dots, \hat{\lambda}_q$ são as menores correlações canônicas quadradas¹² entre os dois resíduos de ΔY_t e Y_{t-p} corrigidas por diferenças defasadas definidas pelo processo VAR descrito na equação (1). Mais precisamente, o primeiro conjunto de resíduos é obtido da regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da primeira diferença de cada série com p diferenças defasadas de cada série e uma constante. O segundo conjunto de resíduos é obtido através da regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) obtida de $p + 1$ níveis defasados de cada série com as mesmas diferenças defasadas de cada série mais uma constante. Se existe sazonalidade nas séries originais, variáveis *dummies* devem ser incluídas na regressão. Ademais, se existe uma tendência estrutural nas séries originais, uma variável de tendência também deve ser incorporada na parte não-estocástica do processo VAR.¹³

Johansen e Juselius (1990) calcularam os valores críticos para ambos os testes e sugeriram que o Teste do Máximo Eigenvalor é mais poderoso que o Teste Trace. Kasa (1992) afirmou que o Teste Trace terá um poder maior quando λ_i forem distribuídos

12 As correlações canônicas quadradas são também chamadas eigenvalores.

13 Para uma discussão sobre a inclusão de uma constante, de variáveis *dummies*, e de variáveis de tendência, ver Johansen e Juselius (1990) e Dickey e Rossana (1991).

uniformemente. Por outro lado, o Teste do Máximo Eigenvalor dará melhores resultados quando λ_i forem muito pequenos ou muito grandes.

3 - Os dados

Qualquer tentativa para estudar o mercado financeiro no Brasil encontrará dificuldades na obtenção de dados, especialmente para as instituições privadas. Séries temporais para taxas de juros praticadas no mercado foram construídas e publicadas apenas recentemente e, por esta razão, as que são usadas neste artigo foram construídas a partir de dados primários obtidos junto aos arquivos do Banco Central.

Para o mercado primário de títulos do governo, usou-se o índice de cotação mensal dos títulos do Tesouro Nacional, publicados pelo Ministério da Economia [ver Apecão (1991)], o qual é construído tendo como base a remuneração dos títulos governamentais no mercado primário. Porque existem vários tipos de títulos cujas denominações têm mudado ao longo do tempo, o uso deste índice oficial parece apropriado. Ademais, este índice é usado como indexador em todos os segmentos do mercado financeiro, sendo, portanto, uma representação não somente das taxas de juros pagas no mercado primário de títulos do governo, mas também daquelas cobradas em outros segmentos do setor financeiro que estão sujeitos à correção monetária (créditos agrícolas, caderneta de poupança, sistema financeiro da habitação, entre outros).

Para o mercado secundário, foi usada a taxa de juros no *overnight*. Neste segmento são negociados contratos de recompra que pagam taxas de juros de um dia, os quais são usados para obter capital dando como garantia os próprios títulos. As taxas de juros no *overnight* foram retiradas de séries históricas disponíveis no banco de dados do Departamento Econômico do Banco Central.

As séries temporais para as taxas de juros de mercado foram as taxas de empréstimo e de captação que prevaleceram no sistema bancário através de suas subsidiárias, chamadas de Sociedades de Financiamento, Crédito e Investimento. As taxas de juros de captação usadas foram as que prevaleceram nos certificados de depósito bancário de curto prazo. Por outro lado, as taxas de juros de empréstimo refletem o custo do dinheiro no curto prazo para o setor privado (consumo, capital de giro e investimentos). É importante salientar que as taxas de juros nestes segmentos são resultado de forças de mercado porque os níveis de juros pagos e recebidos não estão sujeitos ao controle governamental. Ademais, estas taxas de juros são boas aproximações para outras praticadas pelos bancos comerciais, assim como para aquelas cobradas no mercado informal de crédito.

As séries temporais para estas taxas de juros de mercado foram construídas a partir de dados obtidos junto aos arquivos do Departamento de Fiscalização do Banco Central. Estas taxas de juros são médias ponderadas daquelas que prevaleceram nas 10 regiões administrativas em todo o país. Os fatores de ponderação usados foram o total de crédito

(no caso de juros de empréstimos) e o total captado (no caso de juros de captação) que prevaleceram em cada região.

A maturidade dos contratos para as taxas de juros de mercado foi de seis meses. A maturidade média para os títulos do governo variou durante o período, mas permaneceu essencialmente pequena e nunca superior a um ano.¹⁴

Todas as taxas de juros descritas anteriormente eram nominais em sua forma primária. Para calcular a taxa de juros real, estas taxas nominais foram corrigidas pela inflação do período. Para o período 1978/85, fez-se uso do Índice 2 da Fundação Getúlio Vargas e, para o período após 1985, do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).¹⁵ Em suma, as taxas de juros utilizadas em nossas análises são taxas de juros reais *ex-post* de curto prazo.

4 - Resultados empíricos

Os resultados empíricos serão apresentados nas duas subseções a seguir. A Subseção 4.1 mostrará alguns fatos estilizados referentes ao comportamento da taxa real de juros de curto prazo nos quatro segmentos. Algumas comparações serão feitas com segmentos correspondentes do mercado financeiro dos Estados Unidos, país que foi escolhido como parâmetro de comparação porque possui um mercado financeiro totalmente integrado. A Subseção 4.2 focalizará a análise de segmentação no longo prazo, quando os resultados para os testes de co-integração serão discutidos em maiores detalhes.

4.1 - O curto prazo: fatos estilizados

Como salientado na primeira seção, se os segmentos que compõem o mercado financeiro são integrados, espera-se que as taxas de juros reais em cada segmento mantenham uma correspondência próxima umas das outras no curto prazo. Se uma delas em um segmento aumenta ou diminui, devido às reações das forças de mercado, os outros segmentos supostamente reagirão da mesma forma. A razão para este comportamento sincronizado das taxas de juros reside no fato de que as possibilidades de arbitragem fazem com que o mercado se equilibre. Os níveis das taxas de juros podem diferir entre si por causa das diferenças nos custos de intermediação ou dos impostos incidentes em cada segmento. Não obstante, em um mercado financeiro integrado, as tendências de alta e de baixa devem ser comuns para todos os segmentos do mercado com maturidades similares.

¹⁴ Ver Jorgensen (1990), para a maturidade média do mercado primário de títulos do governo e do *overnight*.

¹⁵ De janeiro de 1970 a outubro de 1985 a taxa oficial de inflação foi o Índice 2 da FGV, de novembro de 1985 a fevereiro de 1986, o IPCA, de março de 1986 a fevereiro de 1991, o IPC e, depois de março de 1991, o INPC, todos publicados pelo IBGE. Simulações efetuadas confirmaram que o uso de diferentes índices de inflação não altera os valores das taxas reais de juros de forma substancial para mudar os resultados obtidos.

A análise dos Gráficos 1, 2, 3, e 4 revela que o comportamento das taxas de juros reais nos quatro segmentos do mercado financeiro brasileiro difere consideravelmente. Por um lado, apesar de as taxas de juros terem sido muito voláteis em todos os segmentos do mercado financeiro, os padrões de volatilidade diferiram. A volatilidade nos mercados primário e secundário de títulos do governo foi causada pela variabilidade entre taxas de retorno positivas e negativas. Para as taxas de juros de captação e de empréstimos, a volatilidade foi consequência da variabilidade entre taxas de retorno em sua quase totalidade positivas. Isto foi mais evidente depois de 1981, quando as taxas de juros de mercado se tornaram predominantemente positivas.

Por outro lado, os níveis de taxa de juros foram muito maiores para as taxas de juros de mercado do que para aquelas pagas nos títulos do governo. As taxas de juros de captação, especialmente de empréstimos, foram consideravelmente positivas e altas durante todo o período. Ademais, depois de 1988, os níveis de taxa de juros reais cresceram consideravelmente se comparados com aqueles que prevaleceram antes de 1988.

Para o mercado primário de títulos e o *overnight*, taxas de juros reais negativas foram freqüentes durante todo o período analisado. Contrário ao comportamento das taxas de juros de mercado, os níveis das taxas de juros reais para os papéis do governo foram em sua maioria negativos durante o período 1988/90, principalmente no mercado primário.

Taxas de juros reais negativas para os títulos do governo são de certa forma uma surpresa porque o financiamento de elevados déficits públicos durante a década de 80 teria requerido, em tese, taxas de juros reais mais elevadas.¹⁶ Guidotti e Kumar (1991) têm argüido que o déficit público doméstico é visto como componente de monetários agregados amplos que pagam taxas de juros. Segundo estes autores, as taxas de juros neste caso podem ser negativas devido a prêmios pela liquidez. De acordo com este argumento teríamos taxas de juros reais menores no *overnight* do que no mercado primário, pois o primeiro é mais líquido. Como veremos a seguir, isto não ocorreu.

Uma visão geral do comportamento das taxas de juros reais nos quatro segmentos, para o período 1978/90, pode ser vista nas estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 1. Alguns pontos devem ser salientados. Primeiro, as médias das taxas reais de juros diferem consideravelmente entre os segmentos: por um lado, a média da taxa de juro real para o mercado primário de títulos foi negativa (-1,83% ao mês) e muito próxima de zero para o *overnight* (-0,01% ao mês); e por outro, as médias para as taxas de juros reais de mercado foram ambas positivas (1,54 e 5,36% ao mês, para captação e empréstimos, respectivamente). Isto implica que, na média, os *spreads* mensais entre as taxas de juros reais de mercado e as taxas de juros reais dos títulos do governo foram substancialmente altos.

Segundo, as diferenças de volatilidade entre os quatros segmentos, medidas pelo desvio padrão das taxas de juros reais, foram insignificantes. Apesar de ausente na Tabela 1 (ver Apêndice B), a volatilidade durante a segunda metade dos anos 80 foi, em média,

¹⁶ Com o arrefecimento dos empréstimos externos depois da crise financeira mexicana de 1982, o governo brasileiro teve que usar mais freqüentemente a emissão de títulos no mercado interno para financiar o déficit público.

Gráfico 1

Títulos do governo: mercado primário — taxas de juros reais ex-post mensais (%)

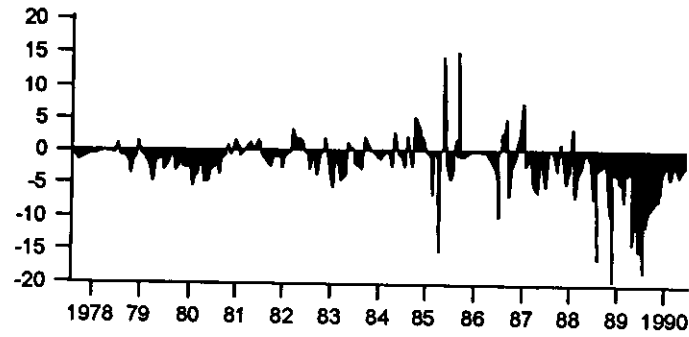


Gráfico 2

Overnight: taxas de juros reais ex-post mensais (%)

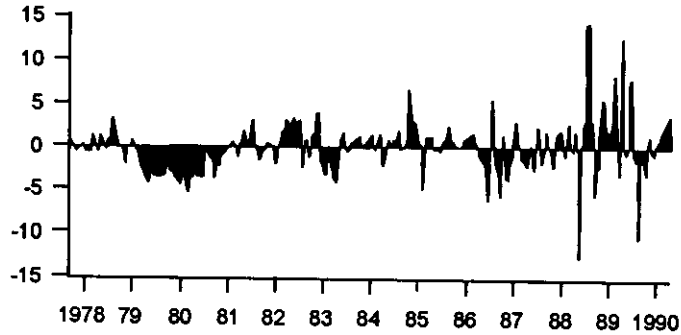


Gráfico 3

**Certificado de depósito bancário: taxas de juros reais
ex-post mensais (%)**

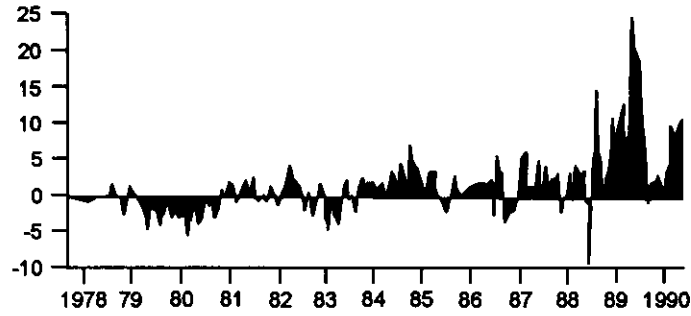


Gráfico 4

**Taxa de juros para empréstimos: taxas de juros reais
ex-post mensais (%)**

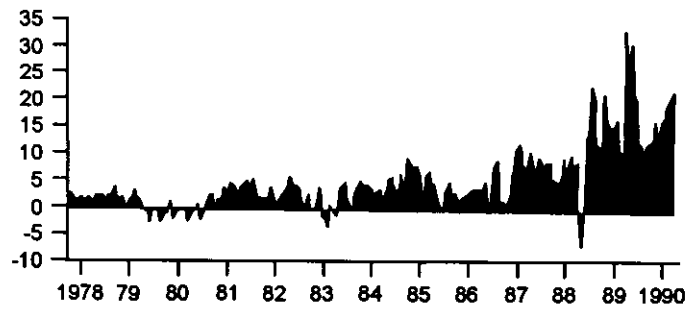


TABELA 1

Estatísticas descritivas para taxas de juros ex-post reais mensais — Brasil, 1981/90

(Em %)

	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Títulos do governo no mercado primário	-1,83	4,50	-19,46	15,69
Títulos do governo no <i>overnight</i>	-0,01	3,22	-12,53	14,52
Certificado de depósito bancário	1,54	4,39	-8,77	24,53
Taxa de juros de empréstimos	5,36	6,36	-5,71	32,83

duas vezes mais alta durante o período 1978/85, para todos os segmentos. Este aumento na volatilidade pode estar associado com os riscos maiores como consequência das taxas de inflação mais altas depois de 1985.

Uma característica interessante do mercado financeiro brasileiro pode ser inferida da análise da Tabela 2, que mostra as correlações contemporâneas entre as taxas de juros reais nos quatro segmentos em estudo. Com exceção da correlação entre a taxa de captação em CDB (CD) e a taxa de juros de empréstimos (LR), os resultados da tabela demonstram uma inter-relação muito fraca entre os segmentos do mercado financeiro brasileiro durante o período 1978/90. Ainda mais surpreendente foi a correlação negativa entre alguns segmentos.

TABELA 2

Correlação contemporânea: taxas de juros reais — Brasil, 1978/90^a

	TB	ON	CD	LR
TB	1,000	0,184	-0,184	-0,294
ON		1,000	0,746	0,590
CD			1,000	0,919
LR				1,000

^aTB = mercado primário, ON = *overnight*, CD = CDB e LR = taxa de juros de empréstimos.

Os resultados da Tabela 2 podem ser comparados com análises de correlação para quatro segmentos do mercado financeiro dos Estados Unidos similares àqueles em estudo para o Brasil e que estão sumariadas na Tabela 3.

A comparação dos resultados das Tabelas 2 e 3 mostra que as correlações contemporâneas para as taxas de juros reais no Brasil foram realmente muito baixas. Isto foi confirmado pelas análises de covariância apresentadas no Apêndice A, as quais mostram covariâncias contemporâneas negativas entre as taxas de juros no mercado primário de títulos do governo e as taxas de juros de captação (CDB) e de empréstimos (LR). Ademais, as análises de correlação e covariância entre taxas de juros defasadas apresentadas no Apêndice A demonstram resultados ainda mais fracos do que aqueles da Tabela 2.

Em suma, os fatos estilizados revelam que a parte formal do mercado financeiro no Brasil durante o período 1978/90 não esteve totalmente integrada. Os padrões que as taxas de juros reais em quatro segmentos do mercado financeiro seguiram têm demonstrado correlações muito baixas. Embora eles tenham apresentado o mesmo grau de volatilidade, as análises de correlação e covariância, tanto contemporâneas como defasadas, têm mostrado que a integração entre os quatro segmentos é bastante imperfeita. Esta conclusão foi corroborada quando as análises de correlação e covariância para segmentos similares do mercado financeiro dos Estados Unidos, para efeito de comparação internacional, demonstraram que os números encontrados para o Brasil foram realmente muito pequenos.

TABELA 3

Correlações contemporâneas: taxas de juros reais — Estados Unidos, 1978/90^a

	TTBP	TTBS	CD	PRST
TTBP	1,000	0,999	0,986	0,987
TTBS		1,000	0,987	0,970
CD			1,000	0,981
PRST				1,000

FORTE: Citibase.

^aTTBP = 3 - m *treasury bill* no mercado primário, TTBS = 3 - m *treasury bill* no mercado secundário, CD = certificado de depósito, PRST = *prime rate* para empréstimos de curto prazo, todos deflacionados pelo CPI.

4.2 - O longo prazo: análise de co-integração

4.2.1 - Testes da raiz unitária

Como mencionado na Seção 2, antes de aplicar a análise de co-integração tem-se que testar a existência de estacionaridade em todas as séries de taxas de juros reais, ou seja, se as séries são $I(0)$. Isto foi conseguido pela implementação do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o qual detecta a existência ou não de raízes unitárias. Este teste consiste em fazer regressões para todas as séries usando MQO para a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Na equação (5), o teste de ADF investigará a hipótese nula da raiz unitária $I(1)$, isto é, se o coeficiente β_0 é igual a zero, contra a hipótese alternativa de estacionaridade $I(0)$. O coeficiente para tendência linear não foi incluído porque as séries temporais não apresentaram qualquer tendência definida de comportamento, quer seja de crescimento ou de queda. Os resultados para estes testes estão apresentados na Tabela 4, onde τ_μ é o resultado do MQO para β_0 na equação (5). Os valores críticos usados são do estudo de MacKinnon (1991). A coluna na parte de cima da tabela mostra o teste da raiz unitária para o nível das variáveis. Os resultados revelam claramente que a hipótese nula não pode ser rejeitada para nenhuma variável. Para o nível de significância de 5%, todas as taxas de juros são não-estacionárias.

Para confirmar a ordem de integração, executou-se o teste ADF para as primeiras diferenças. A coluna do centro da Tabela 4 mostra os resultados do teste ADF para as primeiras diferenças de cada variável. Os altos valores para o t -estatístico, em valor absoluto, revelam que a hipótese da raiz unitária para as primeiras diferenças pode ser rejeitada, o que permite a aceitação de que elas são séries estacionárias, ou seja, possuem processos $I(0)$. Estes resultados reforçam a conclusão de que as séries originais são realmente não-estacionárias.

A parte inferior da Tabela 4 mostra os números para o teste ADF para os diferenciais de taxas de juros ou *spreads*. Em todos os casos os resultados demonstraram que as séries dos diferenciais de taxas de juros são não-estacionárias, pois a raiz unitária não pode ser rejeitada. Isto é a primeira indicação de que não existe uma tendência comum para as taxas de juros, isto é, que elas não são co-integradas.¹⁷

17 É oportuno mencionar um exemplo dado por Dickey e Rossana (1991): considere um sistema de duas variáveis $w'_t = [w_{1t} \ w_{2t}]'$; se ele é co-integrado com um vetor de co-integração dado por $b' = [1 \ -1]$, então $z_t = \beta z_t = b' w_t = w_{1t} - w_{2t}$ seria uma série temporal estacionária. Os diferenciais de taxas de juros são exatamente z_t .

TABELA 4

Teste ADF para raiz unitária: taxas de juros — Brasil, 1978/90^a

Variável	τ_{μ}
TB	-1,41(11)
ON	-2,27(13)
CD	-1,38(13)
LR	-1,26(12)
Δ TB	-6,37(10)*
Δ ON	-5,23(12)*
Δ CD	-4,40(12)*
Δ LR	-3,40(12)*
TB-ON	-2,06(12)
LR-TB	-1,94(12)
LR-CD	1,26(13)
CD-TB	-2,16(12)
CD-ON	-1,97(9)
LR-ON	-1,17(11)

^a Indica significância estatística ao nível de 5%.

* Ao nível de 1%. Os valores críticos são de MacKinnon (1991). O número entre parênteses representa as defasagens (*lags*) necessárias para obter *whiteness* para ϵ_t na equação (5).

4.2.2 - Os resultados do teste de Johansen para co-integração

Como descrito na Seção 2, o Teste Trace e o Teste do Máximo Eigenvalor são os dois testes estatísticos do método de Johansen.¹⁸ Antes de efetuá-los, o número de variáveis

¹⁸ "No Teste Trace, a hipótese nula é que o número de vetores de co-integração é menor ou igual a ν , onde ν é 0, 1 ou 2. Em cada caso, a hipótese nula é testada contra a alternativa geral. O Teste do Máximo Eigenvalor é similar, exceto para o fato de que a hipótese alternativa é explícita. A hipótese nula $\nu = 0$ é testada contra a alternativa $\nu = 1$, $\nu = 1$ contra a alternativa $\nu = 2$ etc." [Dickey, Jansen e Thornton (1991)].

defasadas no VAR precisa ser identificado. A identificação para o número ótimo de variáveis defasadas em cada VAR foi conduzida em dois passos: no primeiro, empregam-se testes F para as quatro equações, os quais revelam que VARs com mais de 11 variáveis defasadas, em geral, deram os resultados mais satisfatórios; e, no segundo, os resíduos dos VARs foram testados para os pressupostos gaussianos, usando testes para normalidade e para autocorrelação. Estes resultados mostraram que os VARs de ordem superior estão mais próximos dos pressupostos gaussianos do que aqueles de ordem inferior.

Os resultados daqueles testes são apresentados para VAR(7), VAR(11) e VAR(15). De fato, como descrito acima, VARs com menos de 11 variáveis defasadas apresentaram resíduos com correlação serial, enquanto nos VARs com mais de 11 variáveis defasadas este problema não está presente. Os resultados para a estatística de Box-Pierce da Tabela 5 confirmam estas conclusões. O mesmo padrão de comportamento foi encontrado para o teste de normalidade de Jarque-Bera. Os resíduos dos VARs de ordem superior estão mais próximos do pressuposto da normalidade do que os VARs de ordem inferior, o que é confirmado pelos valores menores para o teste de Jarque-Bera nos VARs de ordem superior.

Os resultados para outras especificações de VARs — VAR(8), VAR(9), VAR(10), VAR(12), VAR(13) e VAR(14) — se situaram em níveis intermediários àqueles das especificações apresentadas na Tabela 5 e, para evitar redundância, não foram mostrados. É importante salientar que VARs de ordem inferior a sete apresentaram sérios problemas de autocorrelação e não-normalidade.

Um ponto a ser destacado é que mesmo a estatística de Jarque-Bera para VARs de ordem superior a sete rejeitou a hipótese de normalidade. Não obstante, os desvios da hipótese de normalidade no nosso dado foram causados principalmente pelas *kurtosis* elevadas e não pela distorção. Isto, segundo Johansen (1988), é provavelmente um problema menos sério, embora a robustez dos procedimentos de máxima verossimilhança para os desvios da normalidade ainda não tenha sido investigada. Simulações que efetuamos com amostras de tamanho reduzido, com o objetivo de atingir normalidade, demonstraram que os resultados do teste de Johansen que mostraremos a seguir não são alterados.

Levando em consideração a discussão acima, os VARs de ordem superior a 11 são mais apropriados do que aqueles de ordem inferior. Na Tabela 6, estão os resultados para o Teste Trace e para o Teste do Máximo Eigenvalor para cinco extensões de variáveis defasadas, VAR(11), VAR(12), VAR(13), VAR(14) e VAR(15), onde as quatro séries históricas das taxas de juros são analisadas conjuntamente.¹⁹

Para o Teste Trace, a hipótese $v \leq 0$ não foi uniformemente rejeitada para as cinco especificações do VAR. Os resultados para VAR(11) e VAR(14) rejeitaram a hipótese $v \leq 0$, revelando então que existe pelo menos um vetor de co-integração. Por outro lado, para VAR(12), VAR(13) e VAR(15), a hipótese $v \leq 0$ não pode ser rejeitada, o que sugere

¹⁹ Todos os resultados para o teste de Johansen foram obtidos através de um programa que escrevemos em SAS.

TABELA 5

Testes estatísticos para os resíduos do modelo da equação (1) com vários p^a

Equação	$p = 7$		$p = 11$		$p = 15$	
	τ_1	τ_2	τ_1	τ_2	τ_1	τ_2
TB	113,32	3,26	59,38	2,01	63,60	2,04
ON	258,09	4,86	318,70	2,00	29,86	1,51
CD	251,98	8,90	203,92	3,05	13,30	3,64
LR	262,32	6,51	196,85	2,56	15,48	1,49

$$^a \tau_1 = (n - m) / 6 \{ SK^2 + (EK^2 / 4) \} \approx \chi^2(2) \quad (\text{Jarque-Bera})$$

$$\tau_2 = n \sum_{j=1}^s r_j^2 \quad (s = 10) \approx \chi^2(10) \quad (\text{Box-Pierce Q})$$

onde n = número de observações, m = número de regressores, SK = distorção, EK = excesso de kurtosis e s = número de autocorrelações;

p = número de variáveis defasadas no VAR.

que não existe um vetor de co-integração para o sistema multivariado composto pelas quatro séries históricas de taxas de juros. Tal conclusão parece mais forte porque os números para VAR(11) e VAR(14) indicaram apenas marginalmente a existência de um vetor de co-integração. Ao nível de significância de 2,5%, o Teste Trace falhou em rejeitar a hipótese $\nu \leq 0$ tanto para VAR(11) como para VAR(14). Conseqüentemente, tendo como base o Teste Trace, pode-se afirmar que as quatro séries históricas das taxas de juros não estão co-integradas no longo prazo.

Para o Teste do Máximo Eigenvalor, os resultados foram bastante consistentes. Nenhuma das especificações do VAR rejeitou a hipótese $\nu = 0$, sugerindo então a inexistência de vetores de co-integração. A inspeção dos eigenvalores para as diversas especificações do VAR mostrou que eles não são distribuídos uniformemente (ver Apêndice C). Nestas circunstâncias, o Teste do Máximo Eigenvalor dará resultados melhores do que o Teste Trace. Por esta razão, os resultados marginais fornecidos pelo Teste Trace se tornam ainda mais fracos. Sumariando, existem evidências bastante fortes de que não há qualquer vetor de co-integração para as quatro variáveis de taxas de juros, o que sugere que os respectivos segmentos do mercado financeiro não estiveram em equilíbrio de longo prazo.²⁰ Estes resultados estão em sintonia com aqueles para os testes

²⁰ Apesar de não estarem co-integradas no longo prazo, as variáveis podem apresentar relações dinâmicas de curto prazo, tais como causalidade (no sentido de Granger) ou ciclos comuns. Estas relações devem ser investigadas empiricamente.

TABELA 6

*Resultados do teste de Johansen:
VARs multivariados — quatro taxas de juros ($k = 4$)^a*

Teste Trace						
H_0	$p = 11$	$p = 12$	$p = 13$	$p = 14$	$p = 15$	5%CV
$v \leq 3$	0,00	1,11	0,07	2,35	1,99	9,09
$v \leq 2$	7,85	8,78	9,91	8,55	8,99	20,17
$v \leq 1$	28,00	27,40	25,11	27,27	29,94	35,07
$v \leq 0$	55,26*	49,44	45,65	54,92*	46,94	53,35

Teste do Máximo Eigenvalor						
H_0	$p = 11$	$p = 12$	$p = 13$	$p = 14$	$p = 15$	5%CV
$v = 3$	0,00	1,11	0,07	2,35	1,99	9,09
$v = 2$	7,85	7,66	9,84	6,20	7,00	15,75
$v = 1$	20,15	18,62	15,21	18,72	15,95	21,89
$v = 0$	27,26	22,04	20,53	27,65	21,99	28,17

^a Os valores críticos são da Tabela A3 de Johansen e Juselius (1990).

* Indica significância ao nível de 5% e p representa o número de variáveis defasadas no VAR.

de ADF da Tabela 4, os quais não indicaram estacionaridade para os diferenciais de taxas de juros ou *spreads*.

Como descrito na Seção 2, o teste de Johansen assume que todas as variáveis são conjuntamente endógenas. Conseqüentemente, se as variáveis são co-integradas, existe uma força econômica que as mantém num equilíbrio de longo prazo. Por outro lado, se as variáveis não são co-integradas, como indicam os resultados detalhados anteriormente, ou estas forças econômicas estão ausentes ou existem fatores estruturais que permitem a persistência de um desequilíbrio de longo prazo. Desequilíbrios de curto prazo são possíveis, mas no longo prazo os mercados devem entrar em equilíbrio. A seção seguinte discutirá algumas possíveis causas e conseqüências destes resultados.

5 - Implicações

Os resultados das análises de correlação e covariância assim como os números para os testes de co-integração assinalaram a existência de segmentação no mercado financeiro brasileiro. Apesar da possibilidade de o nome segmentação poder não ser apropriado, o fato mais importante é que os segmentos analisados desviaram-se consideravelmente um do outro no que se refere aos padrões de comportamento das taxas de juros, tanto no curto prazo como no longo prazo.

Os modelos teóricos para estudar as causas e conseqüências deste fenômeno são inexistentes. O estudo sobre o funcionamento dos mercados financeiros nos países em desenvolvimento tem que tomar como ponto de partida os modelos teóricos para os mercados financeiros mais integrados e avançados dos países desenvolvidos. Apesar de parcialmente satisfatórios, pois muitos dos pressupostos desses modelos são estranhos aos mercados financeiros das economias em desenvolvimento, algum progresso já foi conseguido, como ressaltado na introdução deste artigo.

Uma classe de modelos teóricos que pode auxiliar o entendimento do fenômeno que acabamos de identificar é aquela relacionada com as conseqüências microeconômicas das informações assimétricas no mercado de crédito. A obtenção de informações confiáveis sobre clientes no mercado de crédito, em um ambiente onde prevalecem altas taxas de juros como aquelas encontradas no Brasil durante a década de 80, é uma tarefa bastante difícil. A atividade de concessão de empréstimos se torna essencialmente uma atividade de avaliação de risco.

Com taxas de inflação altas e instáveis, o risco global de qualquer economia se eleva, e a habilidade de coletar informações confiáveis sobre a lucratividade de projetos, assim como sobre a confiabilidade de clientes, se deteriora consideravelmente. Conseqüentemente, a oferta de crédito reduz-se consideravelmente, com impacto direto sobre as taxas de juros que prevalecem no mercado. As instituições financeiras se tornam hesitantes em conceder empréstimos com riscos elevados para clientes privados, o que favorece os empréstimos para o Tesouro Nacional, os quais possuem riscos menores. O risco para os empréstimos em papéis do governo são minimizados através da redução da maturidade dos títulos governamentais. A falta de uma indexação perfeita, como demonstrado pelos Gráficos 1, 2, 3 e 4, é compensada por títulos de curtíssimo prazo. Em situações extremas, as altas taxas de inflação induzem ao pagamento de juros até mesmo sobre a moeda, como mencionado por Calvo e Vegh (1992).

Dado que as aplicações em papéis do Tesouro representam a combinação de baixo risco com elevada liquidez, isto irá se traduzir em uma taxa de juros real menor do que aquela que seria paga por estes papéis na ausência de condições anormais de riscos e preferência excessiva por liquidez. Para o governo, esta situação tem uma vantagem clara no que se refere às finanças públicas, pois permite que o financiamento de um déficit público crescente seja feito com o pagamento de taxas de juros reais menores do que aquelas que prevaleceriam em um ambiente de estabilidade econômica. Boa parte da dívida do governo se transforma em moeda recebedora de juros, e as finanças ótimas não são atingidas através da escolha da taxa de inflação que maximiza a senhoriagem, como argumentado nos modelos de Cagan. Em vez disso, as finanças ótimas são conseguidas

na escolha da taxa de juros real prefixada paga nos papéis do governo que maximiza a taxação implícita nestas taxas.

Mesmo com taxas de juros pós-fixadas, as condições de mercado irão garantir uma demanda elevada para os títulos públicos, o que se traduzirá em taxas de juros mais baixas para estes títulos. Ademais, títulos pós-fixados possuem riscos menores do que os prefixados, o que diminui o componente do prêmio-pelo-risco embutido na taxa de juro real a ser paga. Quanto mais altos os riscos inerentes ao mercado devido à situação de instabilidade econômica, menor será a taxa de juros nos papéis do governo que maximizará a taxação implícita.

Ironicamente, quanto mais instável for a situação econômica em termos de taxas inflacionárias, menores serão as taxas de juros reais dos títulos públicos que maximizam a coleta implícita de imposto no mercado de títulos da dívida do governo. Este argumento pode prover alguma racionalidade econômica para a presença de taxas de juros reais negativas nos títulos federais, ao mesmo tempo em que prevalecem taxas de juros elevadas no mercado, especialmente sob a presença de expectativas de altas taxas de inflação.²¹

Para o sistema bancário, as aplicações em papéis do governo possuem um custo operacional bastante inferior do que aqueles dos empréstimos para os segmentos de produção e consumo privados. Mesmo que as taxas de juros mais elevadas que poderiam ser obtidas nas aplicações em setores produtivos revelem que o sistema financeiro, ao aplicar em títulos da dívida pública, não está maximizando lucro no sentido econômico puro, ele o faz se os custos operacionais e principalmente os riscos são considerados.²² Este processo de desintermediação agregada pode ter tido profundas implicações para a economia brasileira.²³

As implicações macroeconômicas das assimetrias no mercado de crédito e das inovações financeiras não podem ser ignoradas. Os modelos analíticos que estudaram os processos inflacionários extremos em muitos países em desenvolvimento têm incorporado inovações no mercado financeiro que foram por eles adotadas [ver Dornbusch, Struzenegger e Wolf (1991) e Calvo e Vegh (1992)]. Não obstante, as implicações da segmentação do mercado financeiro para a condução da política monetária e das reformas estruturais durante os programas de estabilização estiveram ausentes nesses desenvolvimentos teóricos recentes.

Apesar de a segmentação do mercado financeiro apresentar alguma racionalidade econômica para a condução da política fiscal, como brevemente analisado acima, o mesmo pode não ser verdade com relação à política monetária. A fuga da moeda,

21 Para o período de moderadas taxas de inflação (1981/85), as médias mensais da taxa de juros real foram as seguintes (em %): TB = -0,32, ON = 0,48, CD = 1,00, e LR = 3,52. Para o período de altas taxas de inflação (1986/90), as médias mensais da taxa de juros real mudaram para os valores seguintes (em %): TB = -3,39, ON = 0,56, CD = 3,39 e LR = 10,12.

22 No final de 1989, 50% do estoque dos títulos da dívida pública estavam nas carteiras dos 10 maiores bancos comerciais [ver Jorgensen (1990)].

23 O total do estoque da dívida e o total da dívida fora do Banco Central, como percentagem de M3, aumentaram de 20 e 17% em 1980 para 73 e 34% em 1990, respectivamente. Durante o mesmo período, o total de notas de mercado (depósitos a prazo, CDB e poupança) decresceu de 49 para 20%.

acompanhada pelo aumento da velocidade e desmonetização, como consequência da mudança das aplicações para títulos domésticos de alta liquidez, pode tornar qualquer controle monetário ineficaz para o combate inflacionário. Além disso, políticas monetárias menos rígidas podem não reduzir as altas taxas de juros reais presentes no mercado. Com as altas taxas de inflação, a saída da poupança agregada do mercado em direção aos títulos do governo irá causar um aumento, e não uma redução do custo do dinheiro para o setor privado.

Um ponto importante na economia brasileira, mas ainda pouco investigado, relaciona-se com o papel desempenhado, no curto prazo, pelo *overnight* no controle da liquidez da economia e, no longo prazo, pela absorção da poupança privada e, conseqüentemente, pela redução de crédito ao setor privado.²⁴ Existem indicações que apontam no sentido de que as quantidades transacionadas no *overnight* cresceram exponencialmente e que isto pode ter restringido os empréstimos em outros segmentos do mercado financeiro.²⁵ A quantidade reduzida de crédito disponível no sistema bancário, devido ao crescente papel desempenhado pelo mercado de *overnight*, pode elevar as taxas de juros de mercado em relação àquelas praticadas no *overnight*. O diferencial (*gap*) entre as taxas de juros prevaleceria dando origem à segmentação. As causas e conseqüências deste fenômeno devem ser objeto de mais investigações.

O conjunto de resultados exposto acima pode ter alguma influência no mecanismo de transmissão monetária. Ao interligar os lados monetário e real da economia, a taxa de juro é considerada uma variável-chave no mecanismo de transmissão monetária. A eficácia e a natureza deste mecanismo de transmissão devem ser levadas em consideração na condução ótima da política monetária. As implicações dos nossos resultados para o mecanismo de transmissão monetária podem ser consideráveis.

Primeiro, o *overnight* representa um substituto próximo para a moeda. Como salientado por Tobin e Brainard (1963), “a possibilidade de substituir ativos intermediários oferece um escape parcial das restrições monetárias. Mas se o ativo intermediário é um substituto imperfeito para moeda, o escape é apenas parcial”. No caso do Brasil, o *overnight* é um substituto quase-perfeito para a moeda. Além disso, a presença de substitutos quase-perfeitos para a moeda enfraquece consideravelmente o efeito-liquidez, o que significa uma pressão adicional para a elevação da taxa de juro real.

Segundo, o processo de investimento no setor produtivo privado fica distorcido pela presença da segmentação. As decisões de alocação de *portfolio* irão refletir preocupações somente com o curto prazo, comprometendo-se a formação de capital na economia.

Terceiro, o ajustamento da estrutura de taxas de juros entre todos os segmentos, o que constitui o cerne do mecanismo de transmissão monetária, irá influenciar também a alocação da riqueza entre ativos reais e financeiros.²⁶ Como mencionado acima, a

24 A influência da substituição de ativos no efeito-crédito foi mencionado por Cagan (1972) e Friedman e Schwartz (1982). Aqui, a hipótese é de que o pagamento de juros sobre a moeda afetaria também o efeito-liquidez.

25 Para alguns dados sobre o tamanho deste mercado, ver Jorgensen (1990).

26 Para uma discussão detalhada desse argumento, ver Brunner e Meltzer (1963).

restrição dos empréstimos para o setor privado como consequência da desintermediação para o *overnight* pode promover uma alocação de recursos subótima para os ativos reais da economia.

Entre as questões pendentes, uma merece algum comentário. Como puderam produtores e consumidores tomar emprestado com taxas de juros reais tão elevadas e por um período tão longo? Como pôde a economia sobreviver com níveis tão altos de taxas de juros reais que predominaram durante a maior parte dos anos 80? De alguma forma, o setor público evitou os elevados custos financeiros, como mostrado pelas taxas de juros reais negativas para os títulos governamentais durante toda a década de 80, especialmente depois de 1986. Para o setor produtivo, parte dos custos financeiros pôde ser repassada aos preços, pois os que recebem salários estão sujeitos às ilusões monetárias e/ou às restrições aos aumentos salariais. Desde que os recebedores de salário basicamente consomem, eles podem ter pago duas vezes pela mesma fatura.

6 - Conclusões

A importância da estrutura dos mercados financeiros nas economias dos países em desenvolvimento tem recebido atenção crescente na literatura econômica recente. Os mercados financeiros brasileiros, por possuírem características únicas, são um terreno fértil para estudos sobre a influência de fatores institucionais no funcionamento destes mercados.

Através do uso de um conceito ateorico e de uma metodologia econométrica avançada, este artigo tentou mostrar que a integração entre alguns dos mais representativos segmentos do mercado financeiro formal no Brasil foi imperfeita durante o período 1978/90, tanto no curto prazo como no longo prazo. A combinação de taxas de juros reais negativas em alguns segmentos, com positivas em outros, foi uma constante durante todo o período. Consideramos que este resultado é essencial para entender o funcionamento do mercado financeiro brasileiro durante a década de 80. A intenção principal deste trabalho foi servir como um ponto de partida para futuras investigações, tanto teóricas como empíricas.

As consequências microeconômicas de informações assimétricas no mercado de crédito, em um ambiente de riscos elevados que prevaleceu no Brasil, especialmente depois de 1985, podem prover alguma racionalidade econômica para o fenômeno que denominamos segmentação. Se a aversão ao risco das instituições financeiras explica todo o fenômeno, então não podemos chamar de segmentação, pois tal conduta seria consistente com os padrões esperados pela racionalidade econômica. Mesmo assim, as magnitudes das diferenças presentes entre os comportamentos dos diversos segmentos do mercado sugerem que a aversão ao risco deve ser parte de um processo maior. Isto permanece uma questão em aberto.

Não obstante, as implicações deste fenômeno para a condução das políticas monetária e fiscal podem ter sido substanciais, como mostrado pelos estudos sobre a influência de outros arranjos institucionais presentes nos mercados financeiros de alguns países em desenvolvimento.

A principal implicação de nosso resultado é que as autoridades monetárias têm um controle parcial dos instrumentos de coordenação da política macroeconômica. Posições monetárias, quer pelo monitoramento dos agregados monetários, quer pela fixação da taxa de juros, são menos efetivas do que seriam na ausência de segmentação, pelo menos no curto prazo. Neste particular, os programas de estabilização se beneficiaram pouco do uso dos instrumentos monetários.

Outra implicação importante está relacionada com o mecanismo de transmissão monetária e, conseqüentemente, com a formação de capital e o crescimento econômico. Ajustamento imperfeito e lento na estrutura das taxas de juros, conjuntamente com a aversão às aplicações em ativos produtivos reais, pode ter tido efeitos negativos substanciais nas taxas de investimento no longo prazo.

Apêndice A

TABELA A.1

Correlações não-contemporâneas: taxas de juros reais — Brasil, 1978/90

	TB(-1)	ON(-1)	CD	LR
TB(-1)	1,000	0,200	-0,408	-0,473
ON(-1)		1,000	0,228	0,323
CD			1,000	0,919
LR				1,000

TB = mercado primário, ON = *overnight*, CD = CDB e LR = taxa de juros de empréstimos.

TABELA A.2

Covariância contemporânea: taxas de juros reais — Brasil, 1978/90

	TB	ON	CD	LR
TB	20,08	2,89	-3,61	-8,34
ON		10,33	10,52	12,03
CD			19,14	25,48
LR				40,14

TABELA A.3

*Correlações não-contemporâneas:
taxas de juros reais — Estados Unidos, 1978/90^a*

	TTBP(-1)	TTBS(-1)	CD	PRST
TTBP(-1)	1,000	0,999	0,874	0,876
TTBS(-1)		1,000	0,874	0,879
CD			1,000	0,981
PRST				1,000

FONTE: Citibase.

^aTTBP = 3 - m *treasury bill* no mercado primário, TTBS = 3 - m *treasury bill* no mercado secundário, CD = certificado de depósitos e PRST = *prime rate* para empréstimos de curto prazo, todos deflacionados pelo CPI.

TABELA A.4

Covariância contemporânea: taxas de juros reais — Estados Unidos, 1978/90

	TTBP	TTBS	CD	PRST
TTBP	0,77	0,77	0,79	0,84
TTBS		0,78	0,79	0,85
CD			0,82	0,89
PRST				0,99

Apêndice B

TABELA B.1

Estatísticas descritivas para taxas de juros ex-post reais mensais — Brasil, 1978/85

(Em %)

	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Títulos do governo no mercado primário	-0,86	3,05	-14,87	15,11
Títulos do governo no <i>overnight</i>	-0,38	2,25	-5,19	6,56
Certificado de depósito bancário	0,03	2,32	-4,89	7,18
Taxa de juros de empréstimos	2,40	2,54	-2,57	9,653

TABELA B.2

Estatísticas descritivas para taxas de juros ex-post reais mensais — Brasil, 1986/90

(Em %)

	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Títulos do governo no mercado primário	-3,39	5,83	-19,46	15,69
Títulos do governo no <i>overnight</i>	0,56	4,32	-12,53	14,52
Certificado de depósito bancário	3,39	4,58	-8,77	24,53
Taxa de juros de empréstimos	10,12	6,59	-5,71	32,83

Apêndice C

TABELA C.1

Eigenvalores

$p = 11$	$p = 12$	$p = 13$	$p = 14$	$p = 15$
0,1603	0,1624	0,1233	0,1317	0,1315
0,1211	0,1131	0,0929	0,1125	0,0972
0,0490	0,0390	0,0611	0,0479	0,0439
0,0000	0,0150	0,0005	0,0071	0,0127

 p = número de variáveis defasadas no VAR.

Abstract

The importance of the structure of the financial markets, to study the effect of macroeconomic policies in developing countries, has received growing attention in the literature. This paper tries to investigate how integrated were four of the most important segments of the formal financial market in Brazil, during the period 1978/90. This investigation was based on correlation and cointegration analyses, using interest rates that prevailed in each segment. Our results indicated that the integration among those segments was very weak. These results may have important implications for the conduct of monetary and fiscal policies in Brazil.

Bibliografia

- APECÃO. *A economia brasileira e suas perspectivas*. Rio de Janeiro: Edições Apec, 1991, n.XXX.
- BALTENSPERGER, E. Credit rationing — issues and questions. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v.10, n.2, p.170-182, 1978.
- BRUNNER, K., MELTZER, A. H. The place of financial intermediaries in the transmission of monetary policy. *American Economic Review*, v.53, Papers and Proceedings, n.2, p.372-382, May 1963.
- BRUNO, M. Stabilization and stagflation in a semi-industrialized economy. In: DORN-BUSCH, R., FRENKEL, J. (eds.). *International economic policy, theory and evidence*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979.
- CAGAN, P. *The channels of monetary effects on interest rate*. New York: Columbia University Press, 1972.
- CALVO, G., VEGH, C. A. *Fighting inflation with high interest rates: the small-open-economy case under flexible prices*. Washington, D.C.: International Monetary Fund, Research Department, 1992.
- CAVALLO, D. *Stagflation effects of monetarists stabilization policies*. Cambridge, MA.: Universidade de Harvard, 1977 (Tese de Doutorado).
- DICKEY, D. A., JANSEN, D. W., THORNTON, D. L. A primer on cointegration with an application to money and income. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v.73, n.2, p.58-78, 1991.
- DICKEY, D. A., ROSSANA, R. J. *Cointegrated time series: a guide to estimation and hypothesis testing*. Universidade do Estado da Carolina do Norte, Departamento de Estatística e Economia, 1991.
- DORNBUSCH, R., STRUZENEGGER, F., WOLF, H. Extreme inflation: dynamics and stabilization. *Brookings Papers on Economic Activity*, n.2, p.2-84, 1991.

- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v.55, n.2, p.251-276, 1987.
- FRIEDMAN, M., SCHWARTZ, A. J. *Monetary trends in the United States and the United Kingdom. Their relations to income, prices, and interest rates, 1867-1975*. Chicago: The Chicago University Press, 1982.
- FRY, M. J. *Money, interest, and banking in economic development*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1988.
- GERTLER, M. Financial structure and aggregate economic activity: an overview. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.20, n.3, p.559-588, 1988.
- GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, v.16, p.121-130, 1981.
- . *Cointegrated variables and error correction models*. San Diego: Universidade da California, 1983 (Trabalho para Discussão, 83-13a).
- GUIDOTTI, P. E., MANMOHAN S. K. Domestic public debt of externally indebted countries. *Occasional Papers* n. 80, Washington, D. C.: International Monetary Fund, Jun. 1991.
- GURLEY, J., SHAW, E. Financial aspect of economic development. *American Economic Review*, n.45, p.515-538, Sep. 1955.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, n.2/3, p.231-254, 1988.
- JOHANSEN, S., JOSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, p.169-210, May 1990.
- . Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v.53, p.211-224, Dec.1992.
- JORGENSEN, E. A. *Domestic public debt in Brazil: a descriptive analysis with policy implications*. The World Bank, 1990, mimeo.
- KASA, K. Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economic's*, v.29, p.95-124, 1992.
- MACDONALD, R., TAYLOR, M. P. The monetary approach to the exchange rate — long run relationships and coefficient restrictions. *Economic Letters*, v.37, p.179-185, 1991.
- MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (eds.). *Long-run economic relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1991.

- MCKINNON, R. I. *Money and capital in economic development*. Washington, D.C.: Brookings Institution, 1973.
- MEADE, J. E. *Trade and welfare: mathematical supplement*. Oxford: Oxford University Press, 1955.
- NORTH, D. C. *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- PHILLIPS, P., OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, v.58, p.165-193, 1990.
- RODRIGUES, C. A. *Macroeconomics of the public déficit: the case of Argentina*. The World Bank, 1990, mimeo.
- SHAW, E. S. *Financial deepening in economic development*. New York: Oxford University Press, 1973.
- STIGLITZ, J., WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, v.71, n.3, p.393-410, 1981.
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, v.83, n.404, p.1.097-1.107, 1988.
- TAYLOR, L. IS/LM in the tropics: diagrammatics of the new structuralist macro critique. In: WEINTRAUB, S. e CLINE, W. R. (eds.). *Economic stabilization in developing countries*. Washington: Brookings Institution, 1980.
- . *Structuralist macroeconomics: applied models for Third World*. New York: Basic Books, 1983.
- TOBIN, J., BRAINARD, W. Financial intermediaries and the effectiveness of monetary controls. *American Economic Review*, v.53, Papers and Proceedings, n.2, p.383-400, May 1963.
- WIJNBERGEN, S. van. Stagflationary effects of monetary stabilization policies. A quantitative analysis of South Korea. *Journal of Development Economics*, v.10, n.2, p.133-169, 1982.
- . Interest rate management in LDCs. *Journal of Monetary Economics*, v.12, n.3, p.433-452, 1983.

(Originals recebidos em março de 1995. Revistos em julho de 1995.)