

As teorias da estrutura a termo das taxas de juros da economia brasileira: uma análise da causalidade de setembro 1999 a setembro 2004[#].

Versão 30.12.2004

Divanildo Triches*
Wilson Luis Caldart**

Resumo

O presente trabalho investiga as teorias da estrutura a termo e a causalidade das taxas de juros da economia brasileira no período de setembro de 1999 a setembro de 2004. Os resultados econométricos indicam que não é possível aceitar o pressuposto básico da teoria das expectativas puras da estrutura a termo da taxa de juros, ou seja, de que a taxa de juros de longo prazo corresponde à média da taxa de juros de curto prazo corrente e das taxas de juros de curto prazo futuras esperadas no horizonte de n – períodos. As taxas de juros de curto e de longo prazo apresentam raiz unitária e são estacionárias na primeira diferença. Quanto à aplicação de causalidade, concluiu-se que a hipótese de que as taxas de juros de contratos futuros não causam, no sentido de Granger, as taxas de juros de curto prazo não pode ser corroborada. Esse fato sugere que a política de meta de taxa de juros de curto prazo adotada pelo Banco Central segue as expectativas formadas pelo mercado. Assim, o comportamento das taxas de juros de curto prazo esperadas no futuro tende a ser explicado muito mais pelos fundamentos macroeconômicos e por choques externos do que pelos movimentos da taxa de juros nominal de curto prazo.

Palavras-Chave: estrutura a termo; taxa de juros; curto e longo prazo; teste de causalidade.

Abstract

This paper analyzes the theories of the term structure of interest rate and the causality among interest rates of the Brazilian economy during the period from September 1999 to September 2004. The econometric results point out that it is not possible to accept the assumption of the pure expectation theory of the term structure of interest rate, i.e., it says the long run interest rate will be equal to an average of the current short-term rate and the future short-term rates expected to hold over the n – period horizon. The short and long term interest rates show unit roots and they are stationary at the first difference. The causality tests of the hypothesis that the future contract of interest rate does not Granger cause the current short-term rate cannot be accepted. This conclusion suggests that the interest rate as the short-run operational target of monetary policy follows strictly the market expectations. Therefore, the future short run interest rates expected is explained much more by macroeconomic fundamentals and External shocks than by the nominal short term interest rate movements.

Key Words: the term structure, Interest Rate, Short and long term, Test of Causality

JEL Classification: C22, E43, E5 G1,

[#] Esse artigo é o primeiro resultado do projeto de pesquisa “A economia brasileira e os fluxos de capital pós-Plano Real: uma abordagem da influência dos grupos de interesse”, e contou com participação de Aline Vanessa da Rosa Furlaneto, assistente de pesquisas do IPES/UCS.

* Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e Professor da Universidade de Caxias do Sul; e. mail;: dtriches@ucs.br .

** Mestre em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e Professor da Universidade de Caxias do Sul; e. mail;: wlcaldart@ucs.br

1. Introdução

A taxa de juros tem se constituído numa das mais importantes variáveis macroeconômicas na condução da política monetária e no desempenho das economias. Ela tem, portanto, um papel central na determinação do comportamento dos mercados macroeconômicos. Esses, por sua vez, determinam de forma interdependente as demais variáveis globais da economia, como o níveis do produto e emprego, taxa de câmbio e de inflação, preços dos ativos, entre outras. Além disso, a maior parte dos bancos centrais dos países industrializados e de vários países em desenvolvimento tem implantado políticas de intervenção no mercado monetário para perseguir uma meta com relação à taxa de juros de curto prazo.

O controle direto da taxa de juros de curto prazo reduz a relevância sobre a previsibilidade ou não da função da demanda por moeda. Em contrapartida, há uma forte ligação entre a taxa de juros de curto prazo estabelecida pelo banco central e as taxas de juros de mercado mais amplas, afetando os gastos de investimentos e em consumo. Por conseqüência, torna-se de extrema importância a determinação de um nível ótimo para a taxa de juros de curto prazo. Claramente, essa questão tem sido tratada pela literatura de forma bastante controversa.¹

Outra questão crucial relacionada à política monetária refere-se aos efeitos da taxa de juros de curto prazo sobre a taxa de juros nominal e sobre a taxa de juros de longo prazo. Assim, as decisões sobre gastos agregados em investimento e consumo são geralmente alternativas que estão fortemente associadas com a taxa de juros de longo prazo, enquanto que os custos de oportunidade em reter moeda tendem a ser mais bem representados pela taxa de juros de curto prazo. Desse modo, a taxa de juros ótima em relação à demanda agregada não necessariamente é a mesma em relação à demanda por moeda.

Nesse sentido, uma mudança na taxa de juro de curto prazo, que visa alcançar a meta operacional estabelecida pela política monetária, somente afetará as decisões da demanda agregada se o termo de estrutura da taxa de juros de longo prazo for afetado. Claramente, se por um lado o uso de uma política de taxa de juros orientada reduz a

1

Vide Balduzzi et al.(1997), Garcia & Didier (2000), Fabozzi (1994), McCallum (1994), Romer (1996), Ross (1989), Rudebusch (1995), especialmente, Walsh (1998, cap. 10), *inter alia*.

importância da demanda por moeda na transmissão de ações políticas para a economia real, por outro lado, esse tipo de política magnifica o papel desempenhado pelo termo de estrutura da taxa de juros de longo prazo, o qual depende da condução da política monetária. A taxa de juros nominal de longo prazo depende das expectativas futuras da taxa de juros nominal de curto prazo ou, em outras palavras, das expectativas futuras sobre a condução da política monetária.

Alem do mais, quando uma economia liberaliza a conta de capital, ela passa a perder grau de liberdade em fixar sua própria taxa de juros. Isso ocorre devido ao movimento dos fluxos de capitais, o que significa dizer que, sob o ponto de vista de um regime de taxa de câmbio fixa, um aumento na saída de capitais pode causar uma contração monetária e conseqüente aumento da taxa de juros e *vice-versa*. Já, a partir do regime de taxa de câmbio flexível, uma queda na taxa de juros de curto prazo pode causar uma fuga de capitais e uma depreciação da taxa de câmbio. Dentro desses dois regimes polares, há várias outras alternativas de taxa de câmbio que os bancos centrais podem adotar para o controle do fluxo de capital.²

Para lidar com essas questões, foram desenvolvidas várias teorias que procuram explicar o comportamento da taxa de juros de curto e de longo prazo, como a teoria da formação de expectativa, da liquidez, etc. Nesse contexto, o objetivo desse estudo é investigar as teorias da estrutura a termo e a causalidade das taxas de juros da economia brasileira no período de setembro de 1999 a setembro de 2004, bem como os determinantes de curto e de longo prazo da taxa de juros. O texto está organizado como segue. Na seção 2, faz-se uma breve revisão das teorias da estrutura a termo da taxa de juros. Em seguida, abordam-se os aspectos metodológicos de estimação dos modelos e dos testes da relação causal entre a taxa de juros de curto e longo prazo. A seção 4 descreve e analisa os resultados. Por fim, as conclusões e as considerações finais são tratadas na seção 5.

² Uma abordagem detalhada sobre a escolha do regime cambial pode ser vista em Frankel (1999) Eichengreen et al. (1999) e Triches (2002), (2003) e (2004).

2. Revisão das teorias da estrutura a termo da taxa de juros

A estrutura a termo da taxa de juros é explicada basicamente por duas teorias: a teoria da expectativa da taxa de juros, que é dividida em teoria das expectativas puras e a teoria da liquidez; a segunda refere-se à teoria da segmentação de mercado. Todas essas abordagens teóricas procuram tratar o comportamento ou a relação da taxa de juros de curto prazo e a taxa de juros futura ou de longo prazo.³ Entretanto, elas diferem quanto aos fatores que afetam a taxa de juros de longo prazo. A teoria da expectativa pura, por exemplo, diz que não existem fatores sistemáticos e, portanto, a taxa de juros futura representa exclusivamente a taxa de juros esperada.⁴ Desse modo, a estrutura a termo de um determinado período, seguindo a concepção de Wash (1998), reflete as expectativas correntes do mercado de um conjunto de taxas de juros de curto prazo futuras. Em outras palavras, a taxa de juros de longo prazo corresponde à média da taxa de juros de curto prazo corrente e das taxas de juros de curto prazo futuras esperadas no horizonte de n períodos.

Dessa forma, se $i_{n,t}$ for o rendimento nominal de maturidade de um título descontado n períodos no tempo t e i_t é taxa de um período, então a hipótese de expectativas puras com ausência de incerteza implica que:

$$(1 + i_{n,t})^n = \prod_{i=0}^{n-1} (1 + i_{t+i}) \quad (1)$$

Tal condição mostra que o rendimento de cada período de um título de n períodos é igual ao rendimento obtido de uma seqüência de um título de um período. Tomando logaritmo de ambos os lados de (1) em que $\ln(1 + x) \cong x$, tem-se:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} i_{t+i} \quad (2)$$

Um título de n períodos torna-se um título de $(n-1)$ períodos, após um intervalo de tempo; logo, as relações em logaritmo tornam-se:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n} i_t + \frac{n-1}{n} i_{n-1,t+1} \quad (3)$$

³ As taxas de juros negociadas em contratos futuros ou de longo prazo, no período corrente, estão intimamente relacionadas com as expectativas de mercado sobre as taxas de juros de curto prazo esperadas no futuro.

⁴ Uma abordagem mais detalhada pode ser encontrada em Romer (1997, p.395) e Wash (1998).

Todavia, para analisar as questões básicas que envolvem a estrutura do termo da taxa de juros e o papel da política monetária, pode-se considerar apenas a taxa de juros de um e dois períodos.⁵ Assim, definindo $I_t = i_{2,t}$, ou seja, taxa de juros de dois períodos ou de longo prazo, então, a equação da estrutura do termo, por aproximação, torna-se:

$$I_t = \frac{1}{2}(i_t + E_t i_{t+1}) \quad (4)$$

A implicação crucial da relação (4) para política monetária é que a estrutura corrente da taxa de juros depende da taxa de juros corrente de curto prazo e das expectativas do mercado sobre a taxa de juros de curto prazo no futuro. Assim sendo, a equação (4) pode ser empiricamente testável, para isso, subtrai-se i_t de ambos os lados, a equação pode ser reescrita:

$$I_t - i_t = \frac{1}{2}(E_t i_{t+1} - i_t) \quad (5)$$

Desse modo, se a taxa corrente de dois períodos ou de longo prazo é maior do que a taxa de um período $I_t - i_t > 0$ ou $(E_t i_{t+1} > i_t)$, os agentes econômicos devem esperar um aumento na taxa de juros de um período no futuro e vice-versa. Além disso, como é sempre possível escrever, então, segue que $\frac{1}{2}(i_{t+1} - i_t) = I_t - i_t + \frac{1}{2}(i_{t+1} - E_t i_{t+1})$ ou ainda:

$$\frac{1}{2}(i_{t+1} - i_t) = \alpha + \beta(I_t - i_t) + \theta_{t+1} \quad (6)$$

onde $\alpha = 0$, $\beta = 1$ e $\theta_{t+1} = \frac{1}{2}(i_{t+1} - E_t i_{t+1})$ é o erro de previsão feito pelo setor privado sobre a taxa de juros de curto prazo no futuro. Sob as expectativas racionais θ_{t+1} não será correlacionado com as informações disponíveis no tempo t , logo, a equação (6) pode ser estimada de forma consistente pelo método de mínimos quadrados. Em geral, a estimativa rejeita a hipótese conjuntamente de que $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. Os valores de β tendem a ser menores do que a unidade. As relações observadas entre a taxa de curto e de longo prazo descrevem a maneira pelas quais as taxas de juros reagem à política monetária e à forma como essa política é conduzida.

⁵ O detalhamento sobre o cumprimento das condições associadas às hipótese sobre incerteza no que se refere ao comportamento do investidor (avesso, neutro e propenso ao risco) pode ser encontrado em Wash (1998) e Ross (1989).

Por fim, a teoria da liquidez da estrutura a termo de taxa de juros considera que há riscos associados com o investimento em ativos financeiros. Isso ocorre porque existe incerteza sobre o retorno de um título com a maturidade superior a um período. A incerteza sobre o retorno aumenta sistematicamente com maturidade do título. Então, os títulos de longa maturação serão demandados se a taxa de longo prazo for maior do que a média das taxas de juros futuras acrescida por um prêmio de risco. Isso significa que a taxa de juros de longo prazo deveria refletir a expectativa de taxa de juros e o prêmio de liquidez.⁶ Esse fato pode, portanto, ser captado por θ_{t+1} , ou o erro de previsão feito pelo setor privado sobre a taxa de juros de curto prazo no futuro da equação (6).

3. Aspectos metodológicos de causalidade

A abordagem teórica mostra que tende a existir uma relação entre a taxa de juros corrente de curto prazo e a taxa de juros de curto prazo esperada no futuro. Por outro lado, a taxa de juros nominal de curto prazo depende da oferta de moeda corrente e da taxa de juros de curto prazo esperada no futuro. Esta última, por sua vez, também dependerá da oferta monetária futura. Os efeitos, por consequência, sobre as taxas de juros dependerão na maneira pela qual os procedimentos operacionais são seguidos pelas autoridades monetárias para conduzir a oferta de moeda.

Nesse sentido, procura-se avaliar a relação existente entre as variáveis taxa de juros de curto e de longo prazo. Para isso, a metodologia desenvolvida por Granger (1969) é utilizada para verificar a relação causal entre as variáveis. A aplicação do teste de causalidade entre duas variáveis depende das características das variáveis, isto é, se são estacionárias, integradas de ordem unitária ou cointegrada. A causalidade, no sentido Granger, é derivada de dois tipos de testes realizados com base na especificação mais geral, conforme as equações (7) e (8) a seguir:

⁶ A taxa de juros futuros passa a não ser uma estimativa viesada da expectativa de mercado de taxa juros futura, porque incorpora um prêmio de risco. A curva de rendimento crescente pode refletir expectativa de que a taxa de juros pode aumentar, ser constante ou declinar, mas com o prêmio de liquidez crescente o suficientemente alto em relação à maturidade para produzir curvas de rendimento com inclinação ascendente. Ver Fabozzi (1994).

$$\Delta^k y_t = c_0 + c_1 z_{t-1}^k + \sum_{j=1}^p b_j \Delta^k y_{t-j} + \sum_{j=1}^q d_j \Delta^k x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta^k x_t = b_0 + b_1 z_{t-1}^k + \sum_{j=1}^p e_j \Delta^k x_{t-j} + \sum_{j=1}^q g_j \Delta^k y_{t-j} + \eta_t \quad (8)$$

onde y_t e x_t são processos estocásticos com médias e variâncias constantes e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos. z_{t-1} é o termo de correção de erros ou resíduo do vetor de cointegração entre y_t e x_t e k indica a ordem da integração que pode derivar duas possibilidades como segue, após a estimação pelo método de mínimos quadrados ordinários (OLS).⁷

a) as séries são estacionárias em nível ou $k=0$: Nesse caso, tem-se o teste convencional de Granger, isto é, y_t causa x_t se alguns dos g_j forem diferentes de zero. Por outro lado, x_t causa y_t se os d_j também forem diferentes de zero no seu conjunto. Por fim, haverá uma causalidade que flui bidirecionalmente, ou uma realimentação entre as variáveis, quando os g_j ou d_j , em seu conjunto, forem diferentes de zero;

b) as séries são cointegradas, ou seja, as séries devem ser integradas na mesma ordem $k=1, 2, \dots$. Os resíduos da regressão de y_t sobre x_t ou então, de x_t sobre y_t são estacionários ($k=0$). Nessa condição, há duas fontes de causalidade em processo; i) aquela que atua através dos valores passados de x_t (ou de y_t) na regressão de Δy_t (Δx_t) sobre os valores passados de Δy_t (Δx_t) e que é a ligação convencional de causalidade de Granger; ii) aquela que atua por meio do termo de correção de erros. Assim se y_t causar x_t o coeficiente de z_{t-1} na regressão com Δx_t variável dependente deve ser positivo e diferir significativamente de zero e ainda se os g_j em seu conjunto forem diferente de zero;

c) as séries não são cointegradas, isto é, são integradas de ordem diferentes, por exemplo, uma série é $k=1$ e a outra é $k=2$ ou ainda os resíduos não são estacionários ou

⁷ Ver Granger et al. (1998) e Enders (1995) - em especial os capítulos 4 e 5 - e Patterson (2000).

I(0). Assim se y_t causar x_t se os g_j em seu conjunto forem diferentes de zero. Por outro lado, x_t causa y_t se os d_j também forem diferentes de zero no seu conjunto.

4. Avaliação dos resultados empíricos

A política monetária conduzida pelas autoridades monetárias brasileiras a partir do início de 1999 foi com base na adoção conjunta de um regime de taxa de câmbio plenamente flexível e um regime monetário de meta de inflação. Dentro desse arranjo institucional, a taxa de juros nominal de curto prazo passou a ser a variável mais importante na condução das políticas macroeconômicas. As autoridades monetárias, representadas pelo Comitê de Política Monetária, fixam exogenamente um nível de taxa de juros para ser alcançado com base em três premissas: a) expectativa inflacionária ou meta de inflação e, portanto, com influência direta sobre a demanda agregada; b) financiamento da necessidade do setor público; e c) paridade coberta de taxa de juros internacional. Evidentemente, o uso de política de taxa de juros orientada torna a demanda por moeda relevante e a oferta de moeda passa a ser definida endogenamente.

Nesse contexto, o Quadro 1 relaciona as características gerais das taxas de juros básicas de curto e longo prazo que orientam a economia brasileira. A taxa de juros Over/Selic, por exemplo, é fixada pelas autoridades monetárias e tem o papel de sinalizar para os agentes econômicos o nível básico de remuneração dos títulos federais. É claro que o seu nível efetivo é definido pela média ponderada do volume diário das operações lastreadas em títulos públicos federais de curto, médio e longo prazo no tempo presente. Tais títulos são emitidos pelo Tesouro ou pelo Banco Central, negociados e registrados pelo Serviço Especial de liquidação e Custódia, Selic, na forma de operações compromissadas. Notadamente a taxa de juros Over/Selic tem a função de orientar as demais taxas de juros de curto prazo da economia, agindo como um limite mínimo.

Quadro 1: Características gerais das taxas de juros de curto e longo prazo da economia brasileira

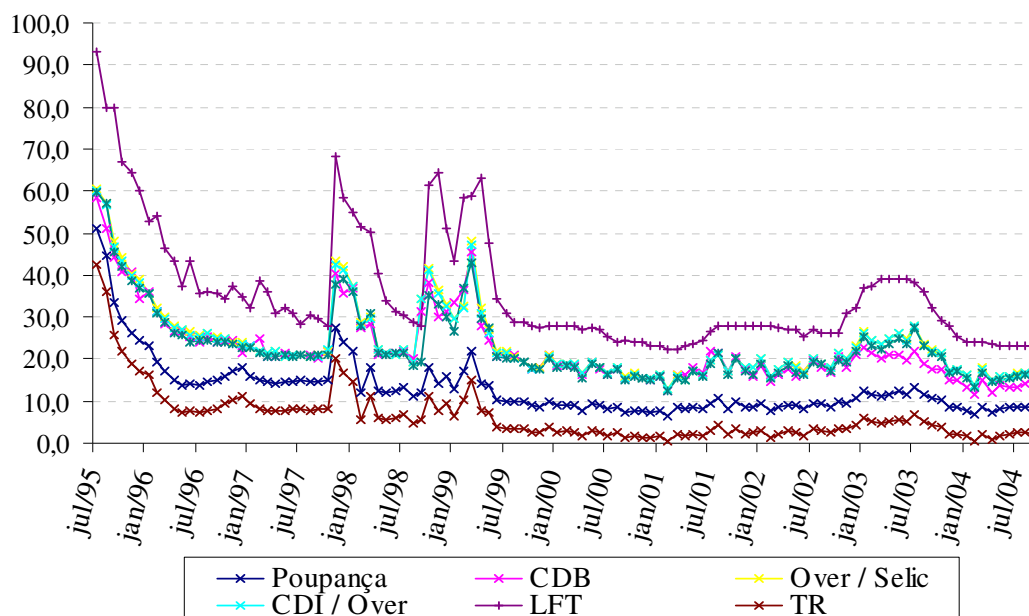
Taxas de juros	Finalidade	Determinação
Over Selic	Indicador de política monetária	Média ponderada do volume diário das operações de títulos federais e com base na meta estabelecida pelo Banco Central
Taxa Referencial TR	Serve como taxa básica referencial de juros	Amostra das taxas de juros de títulos privados CDB/RDB das 30 maiores instituições financeiras do país
Taxa Básica Financeira – TBF/CDB	Serve como indicador do mercado de títulos privados	Remuneração média mensal prefixada dos CDB/RDB com prazos de 30 a 35 dias e negociados pelos bancos com maior volume de captação num total de 30.
Taxa Over/CDI	Serve como parâmetro das aplicações diárias interbancárias	Volume de operações realizadas no mercado interbancário e tem características idênticas ao CDB
SwapDI-pré 30 a 360 dias.	Serve como parâmetro dos contratos futuros	Volume de contratos negociados no mercado futuro

Fonte: Banco Central do Brasil

A Figura 1 mostra a evolução das taxas de juros básicas da economia brasileira, no período de julho de 1995 a julho de 2004. Nota-se que, a partir da implementação do Plano Real, as taxas de juros ingressaram numa trajetória altamente declinante a qual somente foi revertida com o efeito transbordamento da crise dos países asiáticos, eclodida inicialmente na Tailândia. Esse forte crescimento da taxa de juros induzida pelo Banco Central deveu-se, sobretudo, na piora das expectativas internacionais sobre a economia brasileira que imediatamente elevou o risco soberano do país. Tal efeito reduziu a pressão sobre a saída de capitais internacionais, mas comprometeu o desempenho da economia.

A segunda forte elevação das taxas de juros, ainda conforme a Figura 1, ocorre um ano após, ou seja, no início do segundo semestre de 1998 com a crise da economia russa. Novamente, esse choque externo vem confirmar a fragilidade dos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira e sua vulnerabilidade vis-à-vis às condições internacionais. A desconfiança generalizada impôs à economia uma redução drástica de ingresso de capitais, além de intensificar a sua saída provocando uma queda de quase a metade do nível de reservas do país de agosto de 1998 a janeiro de 1999. Apesar de o governo brasileiro ter firmado um acordo com o Fundo Monetário Internacional de US\$ 41 bilhões, não foi suficiente para reverter às expectativas geradas pelo mercado. Então, o governo se viu forçado a aumentar ainda mais a taxa de juros - terceiro pico na Figura 1 – e procedeu a alteração do regime cambial para taxa de câmbio flutuante, conforme comentado previamente.

Figura 1: Evolução da taxa de juros de curto prazo da economia brasileira, no período de julho de 1995 a julho de 2004 (% ao ano).



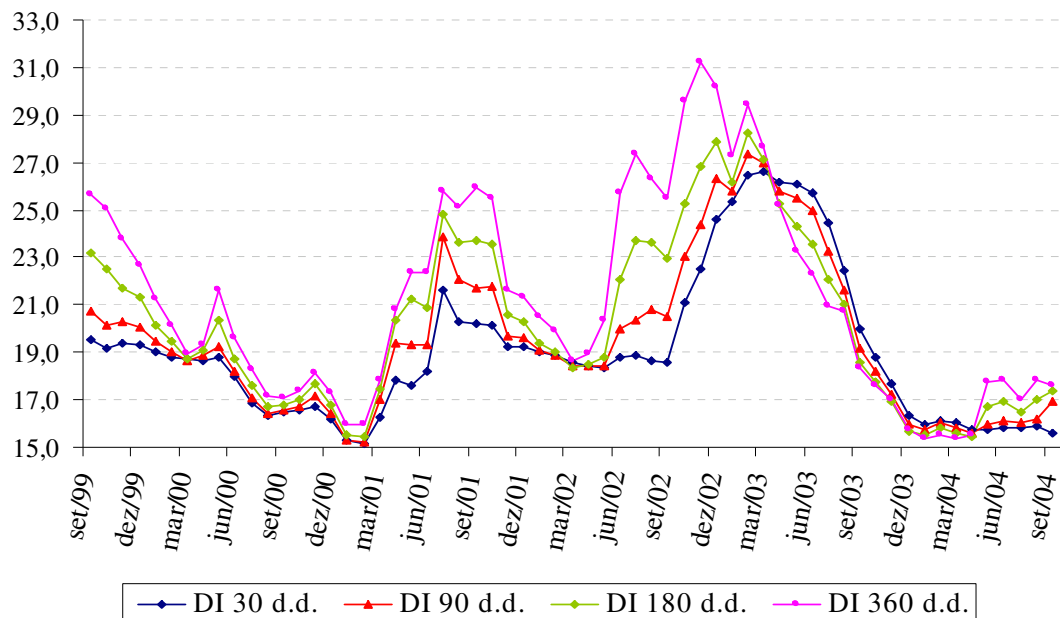
Fonte: Banco Central do Brasil e IPEA

A Figura 2 retrata o comportamento das taxas de juros negociadas no mercado futuro, no período de setembro de 1999 a setembro de 2004. Claramente, o grau de volatilidade entre as taxas de juros demonstrou ser bem superior do que aquele verificado entre as taxas de curto prazo. Observa-se ainda que, quanto mais longo o prazo dos contratos futuros maior tende a ser a variabilidade das taxas de juros, i.e., o prazo da taxa de juros está diretamente associado com sua volatilidade. Além disso, nota-se que nos períodos em que as taxas de juros apresentam uma trajetória declinante elas tendem a convergir entre si. O comportamento oposto é verificado nos intervalos de tempo marcados pela ascendência da taxa de juros. Tal fato pode ser justificando porque os investidores passarão a demandar prêmios de riscos cada vez maiores em função do prazo das operações realizadas.

Desse modo, a partir da segunda metade de 1999 até março de 2001, as taxas de juros futuras apresentaram uma redução significativa, ainda como se nota na Figura 2. Isso pode ser explicado pela melhoria nas condições internacionais as quais se refletiram internamente. Nesse período, houve uma melhora nas cotações dos principais títulos brasileiros no exterior negociados no mercado secundário. As duas novas elevações das

taxas verificadas em períodos seguintes devem-se ao contágio da crise argentina e à campanha eleitoral, a qual dava vantagem ao partido de oposição ao governo.

Figura 2: Comportamento das taxas de juros negociadas no mercado futuro, no período de setembro de 1999 a setembro de 2004 (% ao ano)



Fonte: Banco Central do Brasil

Inicialmente, procedeu-se ao teste de raiz unitária das séries, no período de outubro de 1999 a setembro de 2004. As séries de taxas de juros consideradas foram taxa de Over/Selic, Taxa Referencial, Taxa Básica financeira, Over/CDI DI e Taxa de juros aplicada à Letra Financeira do Tesouro, juros de contratos futuros *Swap* DI-pré-fixado de prazo de 30, 60, 90, 120, 180 e 360 dias. Os resultados estão reportados na Tabela 1. Como era de certa forma esperado pelo comportamento das séries revelado pelas Figuras 1 e 2, as taxa de juros de curto e longo prazo tendem a mostrar a presença de raiz unitária, *i.e.*, não são estacionárias. Apesar de o teste de Dickey-Fuller simples apontar para a presença de estacionaridade com nível de significância de 1%, nas taxa de juros de curto prazo quando for incorporado a constante mais uma variável que capta as tendências nas séries. A exceção fica por conta da LTN cujo teste ADF mostra a existência de raiz unitária.

Tabela 1: Teste de raiz unitária para as taxas de juros de curto e longo prazo, no período de setembro 1999 a setembro 2004

Variável	Dickey-Fuller (DF)			Dickey-Fuller aumentado (ADF)			I(.)
	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	
Over/Selic	-0,62	-2,65 *	-2,64 *	-0,61(3)	-2,18(3)	-2,25(3)	I(1)
TR	-1,25	-2,96 *	-3,02*	-1,04(3)	-2,27(3)	-2,38(3)	I(1)
TBF	-0,68	-2,84 *	-2,85 *	-0,61(3)	-2,28(3)	-2,33(3)	I(1)
CDI/Over	-0,61	-2,66 *	-2,64 *	-0,63(3)	-2,17(3)	-2,22(3)	I(1)
LFT	-0,67	-0,90	-0,79	-0,60(3)	-2,55(3)	-2,58(3)	I(1)
DI 30	-0,67	-0,91	-0,82	-0,55(1)	-1,71(1)	-2,72(3)	I(1)
DI 90	-0,62	-1,26	-1,23	-0,51(1)	-1,63 (1)	-2,70(3)	I(1)
DI 180	-0,81	-1,45	-1,44	-0,67(1)	-1,82 (1)	-2,35(3)	I(1)
DI 360	-0,91	-1,60	-1,57	-0,80(1)	-2,06 (1)	-2,05(1)	I(1)

Nota: I(.) refere-se à ordem de integração da série. Os valores são a estatística t para DF e ADF. Entre parênteses encontra-se o número de defasagem utilizado.

* Significância a 1%

Um novo teste foi realizado, em seguida, tomando-se a primeira diferença para todas as séries com informações do como mostra a Tabela 2. Os resultados revelam que a ordem de integração é igual a zero, ou seja, todas as variáveis passaram a ser estacionárias aos níveis de 5% e 1%. Portanto, tornou-se desnecessário estimar um mecanismo de correção. As informações de longo e curto prazo poderiam ser obtidas, nesse caso, por meio da formulação de um modelo com defasagens. Na realidade, o mecanismo de correção de erro utilizado no teste de causalidade proposto por Engel e Granger (1987) equivale a um vetor de cointegração defasado em um período. Este, por sua vez, é derivado de uma combinação linear entre duas ou mais séries estacionárias.⁸

⁸ Maiores detalhes sobre esse tema podem ser vistos em Enders (1995), Engle & Granger (1987), Granger (1988 e Patterson (2000)).

Tabela 2: Teste de raiz unitária para as taxas de juros de curto e longo prazo em primeira diferença no período de setembro 1999 a setembro 2004

Variável	Dickey-Fuller (DF)			Dickey-Fuller aumentado (ADF)			I(.)
	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	
Δ Over/Selic	-12,32**	-12,21**	-12,13**	-3,41(2)**	-3,38(2)*	-3,34(2)**	I(0)
Δ TR	-12,23**	-12,12**	-12,02**	-3,67(2)**	-3,64(2)*	-3,60(2)**	I(0)
Δ TBF	-12,16**	-12,06**	-11,96**	-3,41(2)**	-3,38(2)*	-3,34(2)**	I(0)
Δ CDI/Over	-12,31**	-12,21**	-12,13**	-3,42(2)**	-3,40(2)*	-3,36(2)*	I(0)
Δ LFT	-4,35**	-4,31**	-4,31**	-2,89(2)*	-2,87(2)	-2,86(2)	I(0)
Δ DI 30	-4,77**	-4,73**	-4,73**	-4,81(0)**	-4,77(0)**	-6,78(0)**	I(0)
Δ DI 90	-6,10**	-6,06**	-6,03**	-6,11(0)**	-6,07(0)**	-6,03(0)**	I(0)
Δ DI 180	-5,99**	-5,95**	-5,90**	-6,03(0)**	-6,00(0)**	-5,94(0)**	I(0)
Δ DI 360	-5,73**	-5,70**	-5,65**	-5,80(0)**	-5,78(0)**	-5,72(0)**	I(0)

Nota: I(.) Refere-se à ordem de integração da série. Os valores são a estatística t para DF e ADF. Entre parênteses encontra-se o número de defasagem utilizado e Δ significa a primeira diferença.

* Significância a 5%.

** Significância a 1%

As estimativas econométricas com base na relação funcional expressa pela equação (6) estão demonstradas na Tabela 3. Salienta-se que foram escolhidas apenas algumas estimações com taxas de juros de curto prazo, porque elas tenderam a apresentar um altíssimo grau de correlação, como pode ser visualizado nas Figuras 1 e 2. Os resultados obtidos mostram que não é possível aceitar a hipótese básica da teoria das expectativas puras da estrutura a termo da taxa de juros de que o valor de β seja igual à unidade. Observa-se que com quaisquer taxas de curto prazo escolhidas o valor do parâmetro β vai reduzindo à medida que aumenta o prazo das taxas de juros futuras, com exceção a DI 360, mas esse caso dever ser interpretado com cautela, uma vez que a estatística Durbin Watson encontra-se ligeiramente acima da região de ausência de autocorrelação serial.

Os resultados obtidos tendem a ser coerentes com a abordagem da teoria da liquidez da estrutura a termo de taxa de juros desenvolvida na seção 2. Ou seja, a incerteza sobre o retorno aumenta sistematicamente com a maturidade dos ativos financeiros. Em última análise, os títulos de longa maturação serão demandados se a taxa de longo prazo for maior do que a média das taxas de juros futuras acrescida por um prêmio de risco. Essas

conclusões também são suportadas pelos estudos de Balduzzi et.al.(1997), McCallum (1994) e Rudebuch (1995).⁹

Tabela 3: Estimação da taxa de juros de curto e Swap DI x pré, no período de setembro de 1999 a agosto de 2004.

Variáveis	A	β	R ²	SE	F	DW
Over/Selic - DI 30 dias	-0,194 (-2,27)	0,603 (10,3)	0,650	0,651	108,1	2.033
Over/Selic - DI 60 dias	-0,278 (-2,91)	0,497 (8,92)	0,581	0,713	80,54	2.224
Taxa Refer. - DI 90 dias	-0,636 (-5,71)	0,496 (9,39)	0,603	0,705	88,3	2.136
Taxa Refer. - DI 120 dias	-0,635 (-5,16)	0,413 (8,18)	0,535	0,763	66,94	2,262
TBF - DI 180 dias	-0,595 (-4,04)	0,385 (7,12)	0,470	0,944	50,7	2.355
TBF - DI 360 dias	0,047 (0,30)	0,549 (9,22)	0,598	1.214	84,9	2.453

Nota: Os valores entre parêntese referem-se à estatística “t”. SER define o desvio padrão da regressão, DW, a estatística Durbin-Watson e F refere-se à estatística F, que testa os coeficientes da variável independente em conjunto.

Os testes de causalidade são feitos tomando como base o comportamento das séries das taxas de juros de curto prazo e taxas de juros futuras especificadas previamente. Todas as séries estatísticas, com periodicidade mensal, cobrem o período de setembro de 1999 a setembro de 2004. Após ter sido identificada a estacionariedade das séries, foi realizado o teste para verificar a direção da causalidade entre as taxas de juros de curto e longo prazo. Antes, porém, determinou-se o número apropriado de defasagem de cada variável. Para isso, foram usados o critério de informação de Akaike e o critério Bayesiano de Schwartz. Os testes, por sua vez, são realizados sob a hipótese de que os três coeficientes da equação, em conjunto, sejam iguais a zero. As informações derivadas desse tratamento econométrico podem ser observadas através da Tabela 4.

⁹

Balduzzi et.al.(1997) investigaram a conexão entre a tendência do FED em estabelecer uma meta para a taxa de juros e a dinâmica da taxa de juros de curto prazo, por meio de testes empíricos do modelo de expectativa da estrutura do termo da taxa de juros.

Tabela 4: Teste de causalidade entre taxa de juros Over/Selic e taxa de juros Swap DI-pré 30, 90 e 360 dias no período de setembro 1999 a setembro 2004.

Defasagem/ Estatística	Over/Selic causa DI 30	DI 30 causa Over/Selic	Regressões			
			Over/Selic causa DI 90	DI 90 causa Over/Selic	Over/Selic causa D 360	D 360 causa Over/Selic
Const	-0,0284 (-0,234)	-0,0395 (-0,2385)	-0,0326 (-0,2153)	-0,0190 (-0,1033)	-0,0805 (-0,3615)	-0,0213 (-0,0985)
Resid(-1)	-0,0881 (-0,429)	-8,862 (-3,150)	-0,2622 (-1,560)	-0,5477 (-2,6773)	-0,2279 (-1,8743)	-0,2794 (-2,3628)
D -1	0,3045 (1,252)	-0,2930 (-0,8436)	-0,0765 (-0,3486)	-0,4379 (-2,2993)	0,1367 (0,8395)	-0,3758 (-2,800)
E -2	0,2172 (0,5589)	-0,1725 (-0,9946)	-0,0108 (-0,0526)	-0,1995 (-1,1722)	-0,2220 (-1,4559)	0,0039 (0,0291)
P -3	0,2572 (1,292)	0,1278 (0,9946)	0,1768 (0,9470)	0,1507 (1,2629)	-0,5516 (-0,3532)	0,3373 (2,8967)
I -1	-0,305 (-0,1676)	0,3422 (1,0269)	0,1073 (0,6861)	0,2362 (0,8835)	0,1634 (1,1842)	0,0330 (0,2088)
N -2	-0,8192 (-0,5490)	-0,0542 (-0,1736)	0,0065 (0,0471)	0,0419 (0,1671)	0,1629 (1,1648)	-0,0839 (-0,5661)
D -3	-0,8192 (-0,8995)	0,1449 (-0,5312)	-0,0942 (-9607)	0,2054 (0,9033)	-0,4454 (-0,3718)	0,1887 (1,2428)
R ²	0,256	0,7211	0,1861	0,6548	0,1676	0,5219
SER	0,905	1,240	1,133	1,380	1,6705	1,6240
DW	1,984	1,987	2,004	2,012	1,9968	1,9984
F	2,41	18,10	1,61	13,28	1,41	7,64

Nota: Os valores entre parêntese referem-se à estatística “t”. SER define o desvio padrão da regressão, DW, a estatística Durbin-Watson e F refere-se à estatística F, que testa os coeficientes da variável independente em conjunto. Os números com sinal menos na primeira coluna mostram as defasagens das variáveis dependente (DEP) e independente (IND).

*Significativo ao nível de 1% F 0,01 (7,57) = 2,95

**Significativo ao nível de 5% F 0,05 (7,57) = 2,17

Assim, o teste da estatística F indica - b_j na equação (7) e e_j na equação (8), em conjunto - que a taxa de juros de curto prazo, representada nesse caso pela Over/Selic é causada no sentido Granger pelas taxas de juros negociadas em contratos futuros. Esse resultado implica que as variações da taxa de juros de prazos mais longos precedem, no tempo, as variações das taxas de juros de prazos mais curtos. Em outras palavras, as expectativas correntes da variável taxa de juros de curto prazo são melhoradas a partir dos movimentos dos valores passados, presentes e futuros das taxas de juros futuras. Entretanto,

nota-se que a causalidade flui de forma bidirecionalmente entre a taxa Over/selic e a taxa de juros *Swap* DI-pré 30, mas com um nível de significância de apenas 5% .

A Tabela 5 reporta os testes adicionais de causalidade selecionados entre diversas taxas de juros de curto prazo e taxas de juros negociadas em contratos futuros de 30 a 360 dias. Observa-se claramente que, para quase todos os casos, a hipótese de que as taxas de juros futuras não causam no sentido Granger as taxas juros de curto prazo não pode ser corroborada. Além disso, quando os testes são realizados entre as taxas de curto prazo e taxas de *Swap* DI x pré 30 - alguns casos até 90 dias - tendem a mostrar uma realimentação, i.e., a causalidade flui em ambos os sentidos.¹⁰

Assim sendo, a ligação entre as taxas de juros de curto e longo prazo está baseada, sobretudo, nas expectativas do mercado sobre os fundamentos macroeconômicos futuros. Nota-se, por consequência, que a volatilidade das taxas de juros futuras está associada a cenários de incerteza sobre o desempenho do mercado de capitais e aos choques na economia brasileira. Por exemplo, a elevação das taxas de juros futuras, ocorrida em meados do ano de 2001, foi devido às expectativas negativas sobre a economia que se traduziu numa pressão inflacionária, na depreciação da taxa de câmbio e na diminuição do valor de mercado das empresas listadas em bolsa. Tais fatos provocaram uma elevação na taxa básica de juros, refletindo-se em redução das atividades econômicas. O diferencial de taxas entre o mercado futuro DI de 1 dia e as operações de *Swap* DI x pré de 360 dias alcançou valores superiores a 500 pontos-base. Outros fatores que pressionaram para um maior descolamento entre as taxas foram o racionamento de energias e os atentados terroristas ocorridos nos EUA em setembro daquele ano.

Tabela 5: Testes selecionados de causalidade entre taxa de juro de curto prazo e taxa de juros futuras ou *Swap* DI x pré, no período de setembro de 1999 a setembro de 2004

Direção da causalidade	Teste F	DW	R ²
Taxa Referencial causa DI 30 dias	2,432**	1,969	0,2579
DI 30 dias causa Taxa Referencial	15,58*	1,905	0,6900
Taxa Referencial causa DI 360 dias	1,369	1,9820	0,1636

¹⁰ Outros testes de causalidade para ilustrar esse resultado podem ser observados no anexo.

DI 360 dias causa Taxa Referencial	6,642*	1,877	0,4869
Taxa Básica Financeira causa DI 60 dias	1,881	1,9827	0,2182
DI 60 dias causa Taxa Básica Financeira	17,349*	1,9159	0,7125
Taxa Básica Financeira causa DI 180 dias	1,420	1,9914	0,1687
DI 180 dias causa Taxa Básica Financeira	9,781*	1,908	0,5829
CDI/Over causa DI 90 dias	1,604	2,004	0,1864
DI 90 dias causa CDI/Over	13,594*	2,012	0,6601
CDI/Over causa DI 180 dias	1,296	2,003	0,1561
DI 180 dias causa CDI/Over	9,272*	2,006	0,5698

Nota: F refere-se à estatística F, que testa os coeficientes da variável independente em conjunto DW define a estatística Durbin-Watson e R^2 , o coeficiente de determinação.

*Significativo ao nível de 1% $F_{0,01}(7,57) = 2,95$

**Significativo ao nível de 5% $F_{0,05}(7,57) = 2,17$

As expectativas de mercado sobre a economia brasileira apresentaram uma nova reversão a partir da metade de 2002, provocada pela aversão dos investidores a risco devido: a) à incerteza no processo eleitoral; b) aos escândalos contábeis envolvendo balanços de empresas norte-americanas e europeias; e c) à possibilidade de guerra entre os Estados Unidos e o Iraque, com possíveis efeitos sobre o preço do petróleo. Tais fatos implicaram um aumento na volatilidade no mercado de câmbio e de juros e a diminuição da exposição em mercados emergentes por parte de investidores internacionais.

Desse modo, a perspectiva de que os efeitos da depreciação cambial poderiam prolongar-se por longo tempo constitui-se em determinante fundamental para que o Conselho Monetário Nacional alterasse as metas para inflação definida para os anos de 2003 e 2004. A cotação do dólar atingiu valores próximos a R\$ 4/US\$, em setembro de 2002, e a diferença entre as taxas de contratos swaps DI x pré de 360 dias e a taxa Selic registrou o ápice quando alcançou 8,5 pontos percentuais ou 850 pontos-bases.

O início do ano de 2003 foi marcado pela definição do processo eleitoral, a reiteração do compromisso com a estabilidade monetária e responsabilidade fiscal, amenizou o ambiente de incertezas, contribuindo para a retração da cotação do dólar e a diminuição na inclinação da curva de juros. A recuperação da crise de credibilidade também foi reforçada a partir de uma política monetária mais restritiva em que o Banco central elevou a meta para a taxa Selic de 25% para 26,5%, em fevereiro de 2003.

Conseqüentemente, o mercado redefiniu as expectativas tendo em vista a eficácia da política monetária implementada para o controle da inflação, implicando o retorno de investimentos internacionais. Assim, a queda da inflação passou a ser um fator determinante para que os investidores demandassem prêmios de risco menores no mercado futuro, culminado numa inclinação negativa da curva da taxa de juros. Essas condições favoráveis apresentadas pela economia brasileira permitiram graus de liberdade adicionais para o Banco Central reduzir a meta da taxa Selic que, no final de 2003, situou-se em 16,5% a.a. Contudo, o aquecimento verificado na economia, em 2004, provocou novas tensões inflacionárias as quais iriam elevar a taxa de inflação além da meta estabelecida. Isso fez com que as autoridades monetárias passassem a elevar a novamente a meta da taxa Selic.

A análise dos resultados empíricos obtidos pelas estimativas econométricas dos testes de causalidade parece ser coerente com os fatores geradores de expectativas no mercado financeiro, como foi descrito no período recente da economia brasileira. Esses resultados sugerem que a política monetária seguida pelo banco central é de acomodar as expectativas formadas pelo mercado. Portanto, o comportamento das taxas de juros de curto prazo tenderia ser explicado por incertezas derivadas das taxas de juros de curto prazo esperadas no futuro. Além disso, a idéia de que o banco central pode estabelecer de forma estritamente autônoma um determinado nível ótimo para taxa de juros de curto prazo parece ser refutável. Essa dificuldade é magnificada em economias de mercados emergentes altamente vulneráveis a choques internos e externos. Obviamente, esses resultados merecem ser interpretados com cautela tendo em vista as características observadas nas taxas de juros de longo prazo da economia brasileiras, ou seja, de contratos de derivativos de taxas de juros.

5 – Conclusões e considerações finais

As estimativas econométricas mostram que não é possível aceitar a hipótese básica da teoria das expectativas puras da estrutura a termo da taxa de juros. Além disso, o valor do parâmetro β tende a cair cada vez mais em relação à unidade na medida em que aumenta o prazo das taxas de juros futuras. Por outro lado, os resultados obtidos parecem ser consistentes com a abordagem da teoria da liquidez da estrutura a termo de taxa de juros e com estudos empíricos disponíveis na literatura.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicaram que as séries das várias taxas de juros consideradas de curto e de longo prazo são caracterizadas por um processo não-estacionários. Contudo, a presença da estacionariedade ocorre a partir da primeira ordem de integração durante o período de setembro de 1999 a setembro de 2004.

No que concerne à aplicação dos testes de causalidade para a economia brasileira, no período de setembro de 1999 a setembro de 2004, pode-se concluir que a hipótese de que as taxas de juros de curto prazo não causam, no sentido de Granger, as taxas de juros de contratos futuros é rejeitada. Esse fato parece sugerir que a política monetária seguida pelo Banco Central é de confirmar as expectativas formadas pelo mercado. Portanto, o comportamento das taxas de juros de curto prazo esperadas no futuro tenderia a ser explicado muito mais pelos fundamentos macroeconômicos do que pelo movimento das taxas de juros de curto prazo.

Por último, os resultados empíricos derivados das estimativas econométricas e dos testes de causalidade tendem a indicar uma coerência com a observação dos fatores geradores de expectativa em economias de mercado emergentes, como é o caso da brasileira. Esse tipo de economia possui um mercado financeiro relativamente pequeno, com baixo grau de solidez e, portanto, com extrema vulnerabilidade a choques externo e interno. Salienta-se, ainda, que essas conclusões devem ser consideradas com cautela tendo em vista o uso de taxas de contratos de juros futuros em substituição à taxa de juros aplicada sobre ativos financeiros de longa maturação. Além disso, outras variáveis deveriam ser consideradas para tornar o estudo mais completo, como a taxa de câmbio, índice de rendimentos da bolsa de valores e diferencial de taxa de juros doméstica e internacional. Isso será, sem dúvida, tema de investigação científica importante a ser sugerido ou desenvolvido em novos estudos no futuro.

Referências bibliográficas

BALDUZZI, BERTOLA, FORESI e KLAPPER. (1997). **Interest rate targeting and the dynamics of short term rate**. Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Feb. 35 p. (NBER Working Paper nº 5944), disponível <http://www.nber.org.com>.

ENDERS, Walter (1995) **Applied econometric time series**, 1^{sd} New York, Ed. John Wiley & Sons, Inc. 433 p.

ENGLE, R.; GRANGER, C. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Cambridge, Massachusetts Institute of Technology, 55 p. 251-276.

EICHENGREEN, Barry, MASSON, Paul, SAVASTANO, Miguel & SHARMA, Sunil. (1999). **Transition strategies and nominal anchors on the road to greater exchange-rate flexibility**. New Jersey: International Finance Section, Princeton University, Apr. 50 p. (Essay in International Finance n° 213).

FABOZZI Frank J. (1994) **Bond markets, analysis and strategies**, 2nd Ed. Englewood Cliffs, NJ, Prentice Hall,

FUHRER, (1996). Monetary policy shifts and long term interest rate. **Quarterly Journal of Economics**, v. 3, n. 4, p.1183 – 1209, Nov.

FRANKEL, Jeffrey A. (1999). **No single currency regime is right for all countries or at all times**. Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research Jan. 41 p. (NBER Working Paper n° 7338), disponível <http://www.nber.org.com>.

GARCIA Mário G. P. DIDIER, Tatiana. (2000) **Very high interest rate and the cousin risks: Brazil during the real plan**. Departamento de Economia PUC-RIO, dez. 41 p. (Texto para Discussão n° 441)

GRANGER, Clive W.J.. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Cambridge, Massachusetts Institute of Technology, 37. p 99-126.

GRANGER,. (1988). Some recent developments in a concept of causality. **Journal of Econometrics**, 39. p 199-211.

GRANGER, Clive W.J., HUANG, B. N. & YANG, C. W. (1998) **A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia FLU..** Department of Economics. University of California. San Diego, (Discussion Paper 98-09).

McCALLUM, Beneth.T. (1994). **Monetary policy and the term structure of interest rate**. Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Nov. 35 p. (NBER Working Paper n° 4938), disponível <http://www.nber.org.com>.

PATTERSON, K. (2000) **An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach**. St. Martin's Press, Scholarly and Reference Division. New York.

ROMER, David. (1996). **Advanced Macroeconomics**. New York, The McGraw-Hill Companies, Inc. 540p.

ROSS Stephen A., (1989) **Institutional Markets Financial Marketing and Financial innovation** journal of finance July 1989 p. 541.

RUDEBUSCH G. D. (1995). Federal Reserve Interest rate targeting, rational expectations and the term structure. **Journal Monetary e Economics**, v.35, n.2 April, p. 245 – 274. TAB 1 p. 249

TRICHES, Divanildo (2002). **Aspectos monetários, cambiais e de economia política do Mercosul**. 294 f. Tese (Doutorado em Economia) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre RS

TRICHES, Divanildo (2003). **Economia política do Mercosul e aspectos monetários, cambiais e o Euro em perspectiva**, Caxias do Sul RS, Educs, 261 p

TRICHES, Divanildo (2005). A análise dos regimes de taxa de câmbio para o Mercosul baseada no bem-estar **Economia Aplicada**, São Paulo, FEA-USP/FIPE v. 9, n. 1 p. 1 – 19, Jan/mar. (em publicação).

WALSH, Carl E. (1998). **Monetary theory and policy**. Cambridge, Massachusetts Institute of Technology Press, 528 p.

Anexo - Testes de causalidade adicionais entre taxa de juro de curto prazo e taxa de juros futuras, no período de outubro de 1999 a setembro de 2004

Direção da causalidade	Teste F	DW	R ²
1) Over/Selic			
Over/Selic causa Swap DI x pré 60 dias	1,681	1,998	0,1937
Swap DI x pré 60 dias causa Over/Selic	15,676*	2,002	0,6913
Over/Selic causa Swap DI x pré 120 dias	1,466	2,005	0,1732
Swap DI x pré 120 dias causa Over/Selic	11,064*	2,014	0,6125
Over/Selic causa Swap DI x pré 180 dias	1,299	2,002	0,1565
Swap DI x pré 180 dias causa Over/Selic	9,164*	2,005	0,5669
2) Taxa Referencial			
Taxa Referencial causa Swap DI x pré 60 dias	2,543**	1,985	0,1806
Swap DI x pré 60 dias causa Taxa Referencial	13,582*	1,961	0,6599
Taxa Referencial causa Swap DI x pré 90 dias	1,397	1,985	0,1663
Swap DI x pré 90 dias causa Taxa Referencial	11,813*	1,919	0,6279
3) Taxa Básica Financeira			
Taxa Básica Financeira causa Swap DI x pré 30 dias	2,528**	1,965	0,2699
Swap DI x pré 30 dias causa Taxa Básica Financeira	20,004*	1,922	0,7408
Taxa Básica Financeira causa Swap DI x pré 360 dias	1,482	1,979	0,1747
Swap DI x pré 360 dias causa Taxa Básica Financeira	7,423*	1,879	0,5147
4) CDI/Over			
CDI/Over causa Swap DI x pré 30 dias	2,390**	1,982	0,2545
Swap DI x pré 30 dias causa CDI/Over	18,464*	1,981	0,7251
CDI/Over causa Swap DI x pré 360 dias	1,398	1,9961	0,1644
Swap DI x pré 360 dias causa CDI/Over	7,666*	2,0000	0,5227
Direção da causalidade	Teste F	DW	R ²
5) Taxa de juros das Letras do Tesouro Nacional			

L T N causa Swap DI x pré 30 dias	3,044*	2,000	0,3031
Swap DI x pré 30 dias causa L T N	16,881*	1,991	0,7069
L T N causa Swap DI x pré 60 dias	2,539**	2,025	0,2662
Swap DI x pré 60 dias causa L T N	21,998*	1,996	0,7586
L T N causa Swap DI x pré 90 dias	2,269**	2,044	0,2449
Swap DI x pré 90 dias causa L T N	13,967*	2,013	0,6661
L T N causa Swap DI x pré 120 dias	1,992	2,028	0,2216
Swap DI x pré 120 dias causa L T N	12,867*	2,036	0,6477

Nota: F refere-se à estatística F, que testa os coeficientes da variável independente em conjunto DW define a estatística Durbin-Watson e R^2 , o coeficiente de determinação.

*Significativo ao nível de 1% F 0,01 (7,57) = 2,95

**Significativo ao nível de 5% F 0,05 (7,57) = 2,17

Universidade de Caxias do Sul
Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

- 001 - Nov/2003 –** Uma análise de economia política e das atitudes dos grupos de interesse no Mercosul.
Divanildo Triches – IPES/UCS
- 002 - Dez/2003 -** Análise dos impactos da Universidade de Caxias do Sul sobre as economias local e regional, decorrente dos gastos acadêmicos dos estudantes: 1990 a 2002.
Divanildo Triches, Geraldo Fedrizzi, Wilson Luis Caldart – IPES/UCS
- 003 - Jan/2004 -** Agropólo da Serra Gaúcha: uma alternativa de desenvolvimento regional a partir da inovação e difusão tecnológica.
Divanildo Triches – IPES/UCS
- 004 - Fev/2004 –** A análise dos regimes de taxa de câmbio para o Mercosul baseada no bem-estar.
Divanildo Triches – IPES/UCS
- 005 - Mar/2004 –** Análise e a identificação da cadeia produtiva da uva e do vinho da Região da Serra Gaúcha
Divanildo Triches, Renildes Fortunato Siman , Wilson Luis Caldart – IPES/UCS
- 006 – Abr/2004 –** Competitividade sistêmica das micro, pequenas e médias empresas da cadeia produtiva de autopeças da Região Nordeste do Estado do Rio Grande do Sul e desenvolvimento regional.
Renato Pedro Mugnol –DEAD/UCS
- 007 – Mai/2004 –** Análise comparativa dos indicadores que medem a inflação na economia brasileira.
Divanildo Triches, Aline Vanessa da Rosa Furlaneto – DECE/IPES/UCS
- 008 – Jun/2004 –** Apontamentos para o estudo da pecuária familiar na metade sul do Rio Grande do Sul.
Adelar Fochezatto, Divanildo Triches, Ronaldo Herrlein Jr., Valter José Stülp – FACE/PUCRS

- 009 – Jul/2004 –** A ciência econômica diante da problemática ambiental.
Jefferson Marçal da Rocha – DECE/UCS
- 010 – Ago/2004 –** Déficit público e taxa de inflação: testes de raiz unitária e causalidade para o Brasil – 1991-1999
Divanildo Triches – IPES/UCS – Igor Alexandre C. de Moraes – FIERGS
- 011 – Set/2004 –** A cadeia produtiva da carne de frango da região da Serra Gaúcha: uma análise da estrutura de produção e mercado **Divanildo Triches, Wilson Luis Caldart, Renildes Fortunato Siman, Jaqueson K. Galimberti e Aline V. R. Furlaneto – IPES/UCS**
- 012 – Nov/2004 –** Análise da cultura do Kiwi e seu papel para o desenvolvimento da região de Farroupilha RS – 1980/2000 **Divanildo Triches, Marcos Sebben – DECE/IPES/UCS**
- 013 – Jan/2005 –** Investimentos em capital humano no Brasil: um estudo sobre retornos financeiros privados de cursos de graduação relativos ao ano de 1995
Paulo Tiago Cardoso Campos DECC/UCS – Eduardo Pontual Ribeiro, Stefano Flossi PPGE/UFRGS.
- 014 – Mar/2005 –** As teorias da estrutura a termo das taxas de juros da economia brasileira: uma análise da causalidade de setembro 1999 a setembro 2004
Divanildo Triches, Wilson Luis Caldart –IPES/ DECE UCS