

INTEGRAÇÃO FINANCEIRA E AUTONOMIA DE POLÍTICA MONETÁRIA: INVESTIGANDO RELAÇÕES DE CAUSALIDADE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA EM ÉPOCA RECENTE

André M. Marques¹

Adelar Fochezatto²

Resumo

Nas duas últimas décadas aumentou a integração financeira entre os países e disto surgiu a questão acerca dos graus de autonomia da política monetária dos países, especialmente das pequenas economias em desenvolvimento. A visão tradicional sustenta que, nesse contexto, a taxa de juros é determinada pela oferta e demanda de fundos emprestáveis e que, portanto, a autoridade monetária não tem autonomia para fixar taxas diferentes daquelas definidas pelo mercado. Uma visão alternativa tem defendido que, mesmo nesse contexto, é possível definir, com autonomia, a taxa de juros doméstica. Isto decorre do fato de que o sentido da causalidade vai dos juros para o prêmio de risco e não o contrário. Com isso, a autoridade monetária, ao reduzir a taxa de juros promove um círculo virtuoso na economia, melhorando seus fundamentos e a própria atratividade de seus títulos no mercado financeiro internacional. O propósito deste estudo é analisar empiricamente a viabilidade desta visão alternativa para as condições atuais no Brasil. Os resultados sugerem que seria viável e que, portanto, a autoridade monetária poderia reduzir mais a taxa de juros, viabilizando um círculo virtuoso de crescimento e estabilidade.

Palavras-chave: abertura econômica, integração financeira, política monetária.

Abstract

In the last two decades the financial integration between countries arose. In consequence appeared questions on different degrees of autonomy of monetary politics of these countries. The traditional sight is that interest rate is determined by offer and demand of loaned funds and that the monetary authority has no autonomy to fix different rates from those ones of the market. But an alternative sight defends that it is possible to define with autonomy the domestic interest rate, even in this context. This study wants to analysis the viability of this latest sight for Brazilian real situation. The results suggest it could be feasible and then the monetary authority could reduce the interest rate to make possible a virtuous circle of greater growing and stability.

Key-words: abertura econômica, integração financeira, política monetária.

ANPEC - Área 3: Economia Internacional e Finanças

JEL: E44, F02, F36

¹ Mestrando do PPGE-PUCRS. E-mail: andremmarques@yahoo.com.br

² Doutor, Professor Titular do PPGE-PUCRS. E-mail: adelar@puers.br

1 Introdução

Nas duas últimas décadas a economia mundial tornou-se mais integrada econômica e financeiramente. Com isso, surgiu a questão acerca dos graus de autonomia ou independência da política monetária dos países, especialmente das pequenas economias em desenvolvimento. Em países como o Brasil, fortemente endividados, que apresentam um mercado de capitais relativamente precário e que, portanto, possuem sua principal fonte de financiamento do investimento no mercado de crédito, a política monetária, em particular a definição da taxa de juros, tem importância vital³.

Em termos teóricos, a questão essencial consiste em saber se há possibilidade de o Banco Central fixar, com autonomia, ambas as taxas de juros nominal e real e, em caso afirmativo, quais os graus de liberdade que ele dispõe para definir uma taxa de juros menor que viabilize um crescimento econômico maior e sustentado e a manutenção da estabilidade dos preços. Das diferentes posições em relação a essa questão têm emergido recomendações de políticas muito distintas.

A visão tradicional sustenta que, no contexto da abertura e integração financeira dos mercados, a taxa de juros é determinada pela oferta e demanda de fundos emprestáveis e que, portanto, o Banco Central não tem autonomia para fixá-la em patamares diferentes daqueles definidos pelo mercado. Nos casos em que o Banco Central define a taxa básica, como é o caso do Brasil, essa decorre de uma “função de reação” ao comportamento do mercado. As recomendações desta visão são basicamente a eliminação da “repressão financeira”, via desregulamentações, possibilitando uma alocação mais eficiente dos ativos financeiros e, conseqüentemente, elevando os fundos disponíveis para empréstimo/financiamento do investimento. As reformas *market-friendly* do Fundo Monetário Internacional e do Banco Mundial são exemplos clássicos dessa perspectiva (FINE & HAILU, 2000).

Uma abordagem alternativa⁴, alinhada com alguns pós-keynesianos, tem argumentado que mesmo em ambiente de integração financeira, com livre mobilidade de capitais, a autoridade monetária pode determinar, com autonomia, ambas as taxas de juros nominal e real próximo ao nível internacional, favorecendo o crescimento e o emprego, com baixo custo para o capital⁵. De acordo com os argumentos de Lavoie (2000; 2002-3), Kam e Smithin (2002) e outros, na medida em que autoridade monetária doméstica impõe uma taxa de juros próxima da taxa internacional, um círculo virtuoso de crescimento e emprego pode ser alcançado, reduzindo a componente *risk premium* do país. Assim, mesmo em ambiente de (perfeita) mobilidade de capitais e câmbio flutuante, a autoridade monetária continua com graus de autonomia para definir sua política monetária, mantendo a estabilidade de preços e a solvência das contas públicas.⁶ Restaria, porém, considerar as conseqüências mais diretas

³ Ver, por exemplo, para o caso brasileiro, os comentários relativos ao artigo de Bresser e Nakano (2002) feitos por Oreiro (2002), Arida (2002) e Cirne de Toledo (2002). Ver, também, as avaliações da política econômica atual e as alternativas sugeridas na coletânea *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*, Sicsú et. all. (2003).

⁴ Especialmente Kam & Smithin (2002); Smithin (1997; 1999; 2002-3); Lavoie (2000, 2002-3); Paschakis & Smithin (1998); Paraskevopoulos et. all. (1996).

⁵ “De acordo com a visão ‘horizontalista’, a taxa de juros de referência é anunciada e sustentada pelo Banco Central. Portanto, *ex ante* (antes da contratação), ela é exógena às negociações que estabelecem as diversas taxas de juros do mercado” (COSTA, 1999, p. 135). Porém, num contexto de abertura econômica, essa proposição tem suscitado um intenso debate, promovido, principalmente, por economistas pós-keynesianos. A posição predominante, entre os brasileiros que comungam dessa perspectiva teórica, tem sido a de que a integração financeira e a livre mobilidade dos capitais levam à *perda de autonomia* da política monetária. Essa é uma das razões pelas quais propõem a imposição de controles sobre a livre mobilidade dos capitais. Para uma discussão mais extensa ver, por exemplo, Ferrari Filho et. all. (2003), Paula et. all. (2003), Oreiro et. all. (2003), Sicsú (2002), Bresser-Pereira e Nakano (2002), Oreiro (2002).

⁶ A queda do juro pode reduzir (duplamente) a razão dívida/PIB do país em virtude da redução líquida nos serviços da dívida (redução do numerador) e também aumentar a taxa de crescimento do PIB.

dessa decisão da autoridade monetária sobre outras variáveis que tradicionalmente surgem como impedimentos à sua implementação.

O propósito deste estudo é discutir o tema da abertura econômica *versus* autonomia de política monetária nas condições vigentes do país. De fato, o presente trabalho tem por objetivo principal investigar, empiricamente, a viabilidade da implementação de uma política de juros alternativa à atualmente adotada pelo Banco Central para a economia brasileira. Para isso, procedeu-se a alguns testes de causalidade seguindo a metodologia de Granger (1969), Granger *et. all.* (1998) e Patterson (2000). Empregando-se dados mensais para os últimos quatorze anos de política econômica no Brasil, testou-se a precedência temporal entre: (1) a taxa de juros Selic e o *spread* do C-Bond, para averiguar a proposição segundo a qual um aumento (uma redução) do juro eleva (diminui) a percepção de risco dos agentes; (2) a variação da taxa de câmbio e a taxa de inflação mensal (IPCA), para avaliar se a variação da taxa cambial causaria aumento imediato na inflação; e (3) a taxa de juros Selic e a taxa de câmbio (livre) nominal mensal, para identificar se um aumento (redução) da taxa de juros causa apreciação (depreciação) da taxa cambial.

O artigo está organizado em quatro seções. Após a introdução, na seção dois, são apresentados os argumentos da perspectiva tradicional, os quais asseguram que ocorre perda de autonomia da política monetária num contexto de integração dos mercados financeiros, e os argumentos da perspectiva alternativa, que asseveram a autonomia da política monetária, inclusive nas condições contemporâneas. Na seção três é apresentada a metodologia e os resultados dos testes. Finalmente, na seção quatro, tem-se os comentários finais.

2 Integração financeira e autonomia de política monetária

Para Wicksell, a taxa de juros “natural”, é uma variável “real” que não pode ser influenciada pela política monetária. Consiste precisamente numa “(...) taxa de juros que faz com que coincidam perfeitamente a *demanda de capitais e a oferta de poupança*, que mais ou menos corresponde ao rendimento que se espera obter do capital de nova produção, será então a taxa de juros real, normal ou natural, e essencialmente variável” (WICKSELL [1966], 1988, p. 275, grifos no original).⁷ Seu uso corrente no contexto das finanças internacionais em ambiente de mercados crescentemente integrados, especialmente por parte de economistas ortodoxos, confere-lhe uma roupagem nova e atualizada⁸. Essas novas interpretações concluem que não é possível, em uma economia de mercado, que a autoridade monetária defina com autonomia a taxa de juros real vigente diferente daquela que seria estabelecida pela oferta e pela demanda de fundos emprestáveis.⁹

Na vigência da paridade do poder de compra e da paridade dos juros internacionais, a autoridade monetária doméstica não pode manipular a taxa interna de juros, a qual é dada exogenamente pelo mercado: “(...) ‘real interest parity’ can be interpreted as the open economy analogy to the assumption of natural rate of interest in a closed economy context. Under such an assumption by definition there would be no possibility for any independent control over the interest rate in a single economy” (KAM & SMITHN, 2002, p. 13). Portanto, na ausência de quaisquer “imperfeições”, tais como controles do governo sobre a mobilidade de capitais, assevera-se impossível para uma pequena economia aberta determinar com

⁷ É, portanto, determinada no mercado de bens, regida pelos *lucros* dos investimentos de capital e não pela oferta monetária (WICKSELL, 1988). Corresponde, na concepção keynesiana, à noção de eficiência marginal do capital (BLANCHARD, 2000).

⁸ Para uma perspectiva histórica ver Blanchard (2000); para uma aplicação do conceito ver Woodford (2000; 2001).

⁹ Esta proposição é baseada nos teoremas da paridade do poder de compra (PPP - Purchasing Power Parity) e da paridade dos juros internacionais (RIP - Rate Interest Parity).

autonomia a taxa de juros doméstica com vistas ao crescimento, ao emprego e à estabilidade.¹⁰

Assim, a taxa de juros, nesse novo ambiente, estaria menos sujeita à política discricionária do Banco Central e mais dependente da dinâmica financeira dos capitais internacionais e das políticas econômicas de outros países¹¹. A perda de autonomia da política monetária para definir juros reais e nominais não estaria restrita ao regime de câmbio fixo¹², como também ao regime de câmbio flutuante (TOBIN, 1978).

Essa perspectiva está baseada em dois conceitos fundamentais que constituem a RIP, a qual garante a equalização dos juros reais entre os países em virtude dos fluxos de capitais (FRANKEL, 1992). Ela compreende duas relações que, *a priori*, devem ser equivalentes: a paridade coberta dos juros internacionais (CIP – Covered Interest Parity) e a paridade descoberta dos juros internacionais (UIP – Uncovered Interest Parity). A primeira assegura a equalização das taxas de juros entre os países, em virtude dos fluxos de capitais, quando os ativos são contratados em uma moeda comum. Seguindo (FRANKEL, 1992), a paridade coberta pode ser expressa por:

$$i_t - i_t^* = \left(\frac{E_{t+1} - E_t}{E_t} \right) = e_{t+1} - e_t \quad (1)$$

onde i é a taxa de juros nominal doméstica e i^* é a sua contraparte internacional; e é a taxa de câmbio nominal *spot* (em que $\ln E = e$) medida em unidades da moeda doméstica frente a internacional no período t . (e_{t+1}) é a taxa de câmbio *spot* contratada no período corrente para entrega no período seguinte.

A equação (1) assegura que, no mercado de câmbio futuro as expectativas sobre a mudança da taxa de câmbio *spot* (e_{t+1}^e) determinam o valor da taxa cambial para entrega no período seguinte (e_{t+1}), tornando-as duas grandezas equivalentes¹³. Partindo-se de uma situação de equilíbrio, em que a taxa de juros doméstica e internacional são iguais ($i_t = i_t^*$) (na qual não se espera nenhuma variação da taxa cambial ($e_t = e_{t+1}^e$)), se a autoridade monetária, por algum motivo, decide fixar a taxa de juros doméstica abaixo da internacional, ela torna agora vantajosa a arbitragem coberta dos juros.

Já a paridade descoberta dos juros, garante que a livre mobilidade de capitais (e a indiferença dos agentes frente ao risco) iguale as taxas de retorno esperadas sobre os títulos dos diversos países, independentemente de sua exposição ao risco cambial, mesmo que os agentes efetuem transações sem contrato (FRANKEL, 1992). Assim, com base nela tem-se:¹⁴

$$i_t - i_t^* = e_{t+1}^e - e_t \quad (2)$$

onde e_{t+1}^e é a taxa de câmbio *spot* que os agentes esperam que prevaleça no futuro. A taxa de juros doméstica só pode ser menor que a internacional se os agentes esperam uma apreciação

¹⁰ No sentido de baixa inflação e trajetória estável ou decrescente da razão dívida/PIB do país.

¹¹ Sicsú, por exemplo, assegura que nas condições contemporâneas: “Não existe liberdade (discrção) para o Banco Central manipular a taxa de juros (...)” (SICSÚ, 2002, p. 134).

¹² Seguindo os ensinamentos do Modelo Mundell-Fleming.

¹³ Supõe-se que haja perfeita mobilidade de capitais e *perfeita substituição* entre os ativos. Ou seja, é necessário que os agentes sejam completamente *indiferentes* ao risco. O mercado “conhece” *a priori* o verdadeiro modelo da economia e antecipa com precisão todas as variáveis relevantes.

¹⁴ Se a CIP se mantém, a UIP deve ser logicamente a sua contraparte. Arranjando as equações (1) e (2), tem-se: $e_{t+1} - e_t = e_{t+1}^e - e_t$, logo, a taxa de câmbio contratada para entrega no período seguinte deve ser igual à taxa de câmbio esperada: $e_{t+1} = e_{t+1}^e$.

da taxa de câmbio. Alternativamente, se os agentes esperam uma depreciação da taxa cambial, ela tem que ser compensada por uma taxa de juros nominal doméstica superior à internacional.

Agénor & Montiel (2000), caracterizando uma economia em desenvolvimento, com respeito à equalização das taxas de juros acima referida, concluíram que “(...) si los controles [de capitais] son completamente ineficaces y prevalece la movilidad perfecta del capital (lo que significa que los activos financieros nacionales no monetários son substitutos perfectos de sus contrapartidas extranjeras, y que el ajuste de la cartera es instantáneo, posiblemente a pesar de la presencia de los controles formales de capital)¹⁵, la tasa de interés en el mercado de crédito informal debe ser igual a la tasa extranjera de paridad no cubierta, es decir, la tasa de interes extranjera exógena más la tasa de depreciación esperada de la moneda nacional” (AGÉNOR & MONTIEL, 2000, p. 219).¹⁶

Que, em síntese, é a própria equação (1) reinterpretada:

$$i_t = i_t^* + e_{t+1}^e - e_t \quad (3)$$

Desse modo, asseguram que a fixação do juro nominal ou real, autonomamente, pelos bancos centrais dos países em desenvolvimento é completamente impossível: “El costo marginal de los fondos [de empréstimo] en la economía estaria dado entonces por la tasa de paridad no cubierta [UIP] y no se vería afectado por fenómenos internos (...)” (AGÉNOR & MONTIEL, 2000, p. 219).

De acordo com a definição (3), empregando-se a definição usual para a taxa nominal doméstica e sua contrapartida internacional, onde p é o nível de preços doméstico e p^* é o internacional ($\ln P = p$) tem-se:¹⁷

$$i_t - i_t^* = [r_t + (p_{t+1}^e - p_t)] - \left[r_t^* + (p_{t+1}^{*e} - p_t^*) \right] = e_{t+1}^e - e_t \quad (4)$$

Empregando-se o teorema da PPP e, simetricamente, para a taxa de câmbio esperada, tem-se:¹⁸

$$r_t + (p_{t+1}^e - p_{t+1}^{*e}) - r_t^* - (p_t - p_t^*) = e_{t+1}^e - e_t$$

$$r_t + e_{t+1}^e - r_t^* - e_t = e_{t+1}^e - e_t$$

De onde resulta:

$$r_t = r_t^* \quad (5)$$

¹⁵ O que sugere a presença da componente *country premium* (Frankel, 1992).

¹⁶ Vê-se que os autores apóiam seus argumentos na idéia de igualdade entre dois fenômenos distintos: ausência de barreiras nas fronteiras nacionais (livre mobilidade de capitais) e a função de preferência dos agentes. A ausência de barreiras à mobilidade de capitais não tem necessariamente ligação direta com a função de preferência dos agentes e seu comportamento relativo ao risco. Como observa Lavoie: “Capital may be perfectly mobile from one country to the next, no restrictions impeding the movements of capital from one country to another, without asset holders considering that all assets are perfect substitutes. Indeed, even within a closed economy, the better-known models of asset choice by households or financial corporations assume away perfect substitutability on the basis of portfolio choice theory” (LAVOIE, 2002-3, p. 238).

¹⁷ Lembrando que $i_t = r_t + (p_{t+1}^e - p_t)$ e, alternativamente $i_t^* = r_t^* + (p_{t+1}^{*e} - p_t^*)$.

¹⁸ Lembrando que $\Delta e_t = p_t - p_t^*$; alternativamente, tem-se: $\Delta e_{t+1}^e = p_{t+1}^e - p_{t+1}^{*e}$.

A equação (5) expressa a paridade dos juros internacionais (RIP). Assim, podemos concluir que, admitida a hipótese da PPP, a doutrina da taxa de juros “natural” wickselliana é estendida para o contexto internacional. Sob o axioma da PPP e da substituição perfeita entre os ativos, as economias teriam que renunciar inteiramente à sua política monetária¹⁹.

Na perspectiva alternativa a taxa de juros doméstica é uma variável estritamente monetária, sujeita à manipulação política, que está relacionada, de fato, com uma discrepância entre a taxa de câmbio futura (e_{t+1}), negociada sob contrato para entrega no período seguinte, e a taxa de câmbio esperada para o período seguinte (e^e_{t+1})²⁰.

A autonomia da política monetária, nas condições contemporâneas das pequenas economias abertas (em ambiente de livre mobilidade de capitais e câmbio flexível) proposta por Paraskevopoulos *et. all.* (1996), Paschakis & Smithin (1998), Smithin (1999, 2002-3), Kam & Smithin (2002), Lavoie (2000, 2002-3) está baseada no *currency risk* ou *risk premium*, diferentemente de qualquer risco de default ou risco país²¹. Num aspecto, todavia, parece haver consenso: a equação (1), que expressa a CIP, é considerada tanto pela perspectiva tradicional quanto pela alternativa como empiricamente válida (LAVOIE, 2000). Se a CIP sempre se mantém, o mesmo não ocorre com a UIP, pois esta requer necessariamente que os ativos sejam substitutos perfeitos (que os agentes sejam *risk neutral*, na composição de seus portfólios), o que difere de *mobilidade perfeita* de capitais [ausência da componente *country risk* (FRANKEL, 1992)]. Na verdade, “the international investors must be indifferent as to precisely which ‘promises to pay’ and in which proportions the investors holds at any given moment a portfolio (U. S. dollars, Canadian dollars, Mexican pesos, euros, or yen). This seems unlikely, on the face of it, as long as there are separate currencies ‘backed’ by sovereign governments, and exchange rates are liable to change” (SMITHIN, 2002-3, p. 226).

De fato, a perfeita substituição entre os ativos é uma hipótese pouco plausível nas condições contemporâneas²². Evidências recentes sugerem que a hipótese da paridade internacional dos juros (RIP) deve ser completamente rejeitada (FUJII & CHINN, 2000)²³. Frankel (1992) argumenta que extensos diferenciais de juros entre as nações ainda persistem, pois os títulos emitidos pelos diversos governos são claramente substitutos imperfeitos. Esses diferenciais de juros expressam mais a autonomia da autoridade monetária que a equalização das taxas de juros. Precisamente por essa razão, “even in open economy with financial mobility, central banks retain the ability to set interest rates of their choice, with a wide spectrum” (LAVOIE, 2000, p. 163). Nos países em desenvolvimento, onde a moeda está frequentemente sob suspeita, a dívida externa líquida (como proporção do PIB) fornece um

¹⁹ Vale notar que as provas empíricas para a rejeição desta hipótese foram apresentadas recentemente em Fujii & Chinn (2000). São numerosos os estudos empíricos que concluem rejeitando essa hipótese. Para uma amostra ampla ver o próprio estudo de Fujii & Chinn (2000).

²⁰ Smithin (2002-3), ao esclarecer sua posição afirma que com o uso da expressão *currency risk* não pretende sugerir que essa discrepância seja determinada por algum processo estatístico/probabilístico. A ênfase recai, outrossim, especialmente sobre o termo *currency*. O risco está relacionado à capacidade de o país honrar seu compromisso sem depreciar sua moeda.

²¹ Vale notar que a condição necessária para a autonomia da política monetária de uma pequena economia aberta é a existência de diferentes sistemas monetários entre as economias nacionais, e que a taxa cambial seja *potencialmente* livre para flutuar (ainda que não se *espere* nenhuma variação). Em uma União Monetária (como a Zona do Euro) os países perdem inteiramente sua autonomia para implementar políticas econômicas que promovam o emprego e a demanda agregada. Como observa Ferrari Filho, “under monetary union there is single policy: central banks operate monetary policy just to keep inflation low and under control” (FERRARI FILHO, 2001-2, p. 240). Neste caso, ou, alternativamente, num ambiente de câmbio *genuinamente* fixo e de grande credibilidade, como o *gold standard*, “Nominal interest rates cannot differ (...) more or less by the definition” (SMITHIN, 2002-3, p. 221).

²² “The absence of an exchange risk premium constitutes ‘perfect capital substitutability’. This condition arises when government bonds, denominated in differing currencies, are treated as perfect substitutes. Investors will act this either when they are risk neutral (...)” (FUJII & CHINN, 2000, p. 5).

²³ “As in numerous previous studies (...) the real interest parity (RIP) hypothesis is decisively rejected with short horizon data” (FUJII & CHINN, 2000, p. 2).

indicador para o observador estrangeiro de como a taxa de câmbio deve variar (SMITHIN, 2002-3).

Smithin (1999; 2002-3), Paraskevopoulos *et. all.* (1996), Paschakis & Smithin (1998), Kam & Smithin (2002), Lavoie (2000; 2002-3) têm apoiado seus argumentos na tradicional decomposição do diferencial de juros que decorre do trabalho de (FRANKEL, 1992):

$$r - r^* = (i - i^* - fd) + [fd - (e_{t+1}^e - e_t)] + \left[(e_{t+1}^e - e_t) - (p_{t+1}^e - p_t) - \left(p_{t+1}^{*e} - p_t^{*e} \right) \right] \quad (6)$$

onde $fd \equiv e_{t+1} - e_t$. Para este autor, o diferencial dos juros internacionais resulta de duas componentes principais: country risk, e risk premium (Z_t)²⁴. Este último decorre da existência do risco cambial e da depreciação real esperada. Nessas circunstâncias a UIP não necessariamente se mantém, pois algo como um currency risk ou credit risk deve existir²⁵.

Nesta perspectiva, é possível manter taxas de juros reais tão baixas quanto a internacional em ambiente de (perfeita) mobilidade de capitais, manipulando unicamente a componente risk premium (Z_t) (SMITHIN, 1999). Se, portanto, a conclusão inescapável que daí emerge é de que “uncovered interest parity does not hold because uncovered positions carry currency risk” (LAVOIE, 2002-3, p. 240), a equação (3) deve ser reescrita como:

$$e_{t+1} = e_{t+1}^e + Z_t, \text{ onde: } z_t = z(D_t), z'_D > 0 \quad (7)$$

onde Z_t é uma função crescente da dívida externa líquida como proporção do PIB (D_t), ou, alternativamente, uma função crescente do *spread* do C-Bond²⁶. O diferencial de juros, desse modo, deve variar consoante o *risk premium* da nação endividada. “(...) We suggest that the risk premium should be related to some measure of the overall debt/credit position of the domestic economy” (PARASKEVOPOULOS *et. all.*, 1996, p. 9). Se na perspectiva tradicional $Z_t = 0$, na perspectiva alternativa ela pode ser tomada como uma constante positiva ou como a diferença residual entre as duas demais variáveis exogenamente determinadas. Seguindo Smithin (2002-3) e Cirne de Toledo (2002), esta componente pode ser reduzida simplesmente a um *spread* entre as duas demais taxas exógenas. Em notação matemática, tem-se:

$$z(D) = r - r^* \quad (8)$$

Portanto, quaisquer discrepâncias de longo prazo entre as taxas de juros do Brasil e do exterior serão sempre acomodadas por variações na posição credora/devedora do país frente ao mercado internacional, ou, alternativamente, deve corresponder a uma melhora/piora do *status* dos títulos da dívida pública do país em consideração. Na perspectiva alternativa, um país faz surgir a componente *risk premium* numa circunstância específica: “This would be

²⁴ Com a integração crescente dos mercados de bens e de ativos apenas o *country risk* tem sido eliminado (custos de transação, informação, controle de capitais, tarifas discriminatórias, risco de *default*, e risco de futuros controles de capitais), restando apenas os dois demais termos do lado direito da equação (FRANKEL, 1992). O segundo e o terceiro componente (*risk premium*) continuam a existir entre as nações, pois é parte intrínseca dos diferentes ativos, substitutos imperfeitos, denominados nas diferentes moedas nacionais, já que não temos até o momento uma “*single currency*” isenta de qualquer suspeita dos agentes.

²⁵ Para as falhas empíricas da UIP ver Lavoie (2000, p. 166) e Fujii & Chinn (2000, p. 2).

²⁶ O *spread* do C-Bond, em pontos base, aumenta fortemente com a suspeita dos agentes internacionais acerca da capacidade de o país, sob regime de câmbio flutuante, “honrar” seus compromissos no mercado de títulos, sem depreciar sua moeda. Esta variável é representativa do *status* da variável Z_t para a economia brasileira nas condições contemporâneas. Como observam Rocha & Moreira (2003), esta variável tem implicações decisivas sobre o crescimento econômico do país e sobre o custo de rolagem da dívida pública. Medido em pontos base, esse *spread* expressa o diferencial entre a taxa de juros paga pelo governo brasileiro e a taxa de juros paga pelo governo norte-americano para um título de igual maturidade: 1000 pontos-base equivalem, por exemplo, a um diferencial de 10% ao ano.

likely to arise when interest rates at home have been systematically higher than abroad” (LAVOIE, 2000, p. 169). A mudança de rumo, todavia, mediante política monetária apropriada pode ser plenamente factível e desejável nas condições contemporâneas do país. Ainda que “em desequilíbrio”, se a autoridade monetária, autonomamente, decidir impor uma forte queda na taxa de juros que induza a uma saída de capitais, e, na medida em que conduza a um mais alto crescimento e emprego²⁷, “A virtuous circle can thus be created, where *temporary* low real rates allow the appearance of *permanently* low real rates of interest” (LAVOIE, 2000, p. 170, grifos nossos).

3 Implicações políticas para o caso brasileiro

É importante ter clareza a respeito da factibilidade e das implicações que essa mudança de rumo na política monetária produziria nas condições atuais da economia brasileira sobre outras variáveis a ela relacionadas. Este é o objetivo dos testes empíricos deste estudo.

Após a abertura e desregulamentação, estabilidade monetária virtualmente alcançada pela eliminação da maior parte da inércia inflacionária, via ancoragem e juros homéricos, reformas importantes foram implantadas²⁸. Todavia, após o abandono do regime de câmbio fixo, em janeiro de 1999, a política monetária adquiriu maior relevância para fins de estabilidade, crescimento e emprego.

A implicação mais direta da existência para o caso brasileiro da variável Z_t , é de que se a autoridade monetária adotar uma política monetária autônoma, fixando o juro ao nível de sua escolha (próximo da taxa internacional), provocará uma mudança nos preços relativos da economia [uma mudança na “estrutura de recompensa” (BAUMOL, 1990)]²⁹ e uma melhora no *status* de sua moeda, na medida em que se alcance uma situação de mais alto crescimento e emprego.

Resta, porém, contrastando com a visão tradicional, responder à questão sobre quais seriam as conseqüências mais diretas de um aumento/queda da taxa de juros no Brasil, já que tem sido veiculado que um aumento do juro eleva a percepção de risco; bem como em que medida a desvalorização cambial, com a possível saída de capitais de curto prazo (a um nível de juro mais baixo), não causaria elevação no IPCA, desacreditando a política monetária do governo.

Adicionalmente, importa saber se a manutenção ou elevação do nível da taxa de juros pelo Banco Central não estaria piorando o *status* do Real. É importante, ter clareza sobre a

²⁷ Além de seus efeitos positivos sobre a conta corrente e da balança comercial, em particular.

²⁸ A literatura sobre as reformas no Brasil é extensa. Para uma perspectiva sintética pode-se consultar LACERDA, A. C. *Anos 1990: A Modernização Conservadora*. In: MARQUES, Rosa Maria; REGO, José Márcio (Orgs.). *Economia Brasileira*. São Paulo: Saraiva, 2000, p. 179-216. Para uma perspectiva mais ampla consultar STALLINGS, Barbara; PERES, Wilson (Orgs.). *Crescimento, emprego e equidade: o impacto das reformas econômicas na América Latina e Caribe*. Rio de Janeiro: Campus, 2002, 272 p.

²⁹ “Se, por um lado, a moeda é capaz de acalmar a inquietude dos possuidores de riqueza frente ao futuro incerto (...), por outro, bens de capital para serem preferidos, devem oferecer ao investidor potencial uma compensação a fim de estimulá-lo a trocar sua riqueza líquida por uma riqueza ilíquida. (...) A troca da liquidez da moeda com rendimento nulo pela iliquidez dos ativos de capital com retornos esperados positivos deve se transformar, pela ação da política monetária, na opção mais rentável e segura para os agentes, conseqüentemente, reduzindo o desemprego” (SICSÚ, 1997, p. 91-92). Na mesma perspectiva, e no sentido de que a taxa de juros elevada consiste num incentivo ao rentismo no Brasil em particular, não se pode discordar de Baumol ao observar que: “(...) while the total supply of entrepreneurs varies among societies, the productive contribution of the society’s entrepreneurial activities varies much more because of their allocation between productive activities such as innovation and largely unproductive activities such as rent seeking or organized crime. This allocation is heavily influenced by the relative *payoffs* society offers to such activities. This implies that policy can influence the allocation of entrepreneurship more effectively than it can influence its supply” (BAUMOL, 1990, p. 893, grifo nosso).

exata relação do nível da taxa de juros e a taxa cambial nas condições contemporâneas³⁰, pois a sabedoria convencional nos diz que o aumento do juro deve inundar nossa economia de capitais (livre mobilidade) e apreciar a taxa de câmbio em regime flutuante.

A taxa cambial, sob esse novo nível de taxa de juros deve, inicialmente, sofrer uma depreciação expandindo o saldo da balança comercial (reduz proporcionalmente o limite EH, mediante o qual as firmas tomam a decisão de exportar)³¹, melhorando o saldo em conta corrente do país endividado. A provável saída de capitais de curto prazo, não é, entretanto, necessariamente uma coisa ruim, pois se converte, após alguns curtos períodos em fluxos de renda para residentes (PARASKEVOPOULOS *et. all.*, 1996). Contrariamente, a elevação ou manutenção sistemática do juro em altos níveis provoca uma piora na percepção de risco dos agentes sobre a moeda e demais ativos do país.

De fato, como foi constatado por Telles (2003), se uma depreciação cambial em ambiente de juro elevado não produz os resultados esperados sobre o saldo comercial, alongando profundamente a defasagem da curva *J*, o contrário deve ocorrer sob juros módicos. A depreciação cambial deve elevar num prazo relativamente curto o saldo de reservas.³² É neste sentido que tem importância o trabalho de Bresser e Nakano (2002). Para esses autores, o prêmio de risco, tal como avaliado pelas agências internacionais de *rating*, como JP Morgan e Standard & Poor's entre outros, não justifica a vigência de uma taxa de juros real da ordem de 11% no Brasil.³³ De todos os países emergentes que aparecem no estudo com *ratings* piores que o do Brasil, nenhum pratica taxas de juros reais tão elevadas³⁴, exceto a Argentina, já em *default*. “Dessa forma (...) países que praticam taxas de juros baixas acabam sendo percebidos como tendo risco-país baixo, ainda que seus fundamentos sejam piores que de um outro país com taxas de juros elevadas” (BRESSER & NAKANO, 2002, p. 167-168).

Sicsú (2002), ao comentar o trabalho de Bresser & Nakano (2002), concluiu que “a tendência da taxa de juros de curto prazo está [positivamente] relacionada com a tendência de variação diária (percentual) da taxa de câmbio” (SICSÚ, 2002, p. 132). E, que essa seria “uma das *causas* que impedem a redução do nível da taxa de juros de curto prazo no Brasil” (*Ib. Id. Op. Cit.*, p. 132, grifo nosso). Para o autor, segue-se daí que “não existe liberdade (discricção) para o BCB manipular a taxa de juros, mas sim uma regra de *feedback* de determinação da taxa de juros” (SICSÚ, 2002, p. 134).

Por outro lado, a inflação, no Brasil, tem sido freqüentemente citada como uma das principais “peças de resistência” para um ritmo mais forte de queda na taxa de juros de curto prazo. A conseqüência última de uma queda forte na taxa de juros pelo BC, aos olhos de Oreiro seria, “(...) uma forte depreciação da taxa de câmbio e conseqüentemente uma elevação da taxa de inflação” (OREIRO, 2002, p. 108). Entretanto, se a inflação no Brasil continua sendo predominantemente inercial³⁵, uma depreciação cambial não deve causar impactos diretos sobre a taxa de inflação relevante (IPCA). Uma elevação na taxa de juros é, como

³⁰ Uma depreciação cambial em ambiente de juro elevado deprime o saldo em conta corrente. Teles (2003) constatou os notáveis efeitos negativos de uma depreciação cambial em regime de juros elevados, no alongamento mais que proporcional da curva *J* para o Brasil em anos recentes.

³¹ Ver Telles (2003, p. 11, Tab. 4).

³² É moeda comum entre os heterodoxos o fato estilizado de que as economias latino-americanas (caso do Brasil, Argentina, México, Chile, Colômbia, Uruguai e Venezuela) iniciam um processo de crescimento, na maioria dos casos, “puxadas” pela balança comercial com queda de salários reais e contração das importações (LÓPEZ G., 2001).

³³ Ou, o Brasil está “fora do equilíbrio”, ou todos os demais países em desenvolvimento o estão.

³⁴ Variam de 1/5 a 1/3 daquelas praticadas no Brasil.

³⁵ Para uma descrição apropriada da Reforma Monetária ver Bacha (1998).

assegura a literatura da inflação inercial, completamente ineficaz contra a tendência inflacionária.³⁶

Por outro lado, se a depreciação cambial não afeta decisivamente a inflação (devido à predominância dos resíduos de inércia), então uma mudança decisiva no rumo da política monetária do Brasil, nas condições contemporâneas, não pode ser rejeitada nem teórica nem empiricamente como uma possibilidade prática.

3. Análise empírica para a economia brasileira

3.1 Modelo Teórico

A metodologia do teste de causalidade de Granger, Granger (1969) e Granger *et. all.* (1998), consiste em: à medida que se obtém melhores previsões para uma dada série y adicionando-se valores defasados de uma dada série x , diz-se que x está causando y no sentido de Granger – existe uma relação líder-defasagem entre x e y . Os demais resultados possíveis do teste são que: y , contrariamente, esteja causando x ; não haja nenhuma relação de dependência entre as variáveis ou; haja mútua dependência entre ambas (*feedback*).

A seqüência do teste requer, inicialmente, que se investigue a existência de raízes unitárias em ambas as séries, x e y . O teste Aumentado de Dickey e Fuller (ADF), expresso na equação (1), é largamente aceito na literatura para esta finalidade.³⁷

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + a_t \quad (1)$$

onde, Δy_t é a primeira diferença da série y , t é a tendência e a_t é ruído branco. Se $H_0 : \rho = 1$ não puder ser rejeitada, diz-se que a série y tem uma raiz unitária [I (1)]. Neste caso, o próximo passo consiste em descobrir se as séries x e y são co-integradas. Para isso, seguindo Granger *et. all.* (1998), empregou-se a seguinte regressão co-integrante:

$$y_t = \alpha + \beta t + \theta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

A partir de (2), testou-se a existência de raiz unitária para a estimativa dos erros da regressão co-integrante ($\hat{\varepsilon}_t$). Se $\hat{\varepsilon}_t$ não possuir uma raiz unitária [I (0)], pode-se afirmar que as séries x e y são co-integradas. Neste caso específico, a causalidade entre as variáveis é testada mediante o seguinte modelo (GRANGER *et. all.*, 1998):

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_0 + \delta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta x_{t-i} + \nu_{1t} \\ \Delta x_t &= \beta_0 + \delta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \nu_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

onde $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ é o termo de correção de erro proveniente de (2), e $\hat{\delta}_1$ e $\hat{\delta}_2$ são as velocidades de ajustamento das séries. Por outro lado, se o teste de raiz unitária para $\hat{\varepsilon}_t$ indicar que x e y não são co-integradas, em que $\hat{\varepsilon}_t$ é I (1), a causalidade entre as séries pode ser investigada mediante o seguinte modelo (GRANGER *et. all.*, 1998):

³⁶ “O resíduo não explicado pelos choques é uma componente de inflação pura, que denominamos de *tendência inflacionária*. Se não houvesse nenhuma pressão nos sentido de mudanças efetivas ou desejadas em preços relativos, a taxa de inflação serial igual a esta tendência” (LOPES, 1986, p. 122, grifos no original).

³⁷ As conclusões dos testes ADF estão sujeitas a erros em ocasiões históricas específicas, como eventos de grande magnitude, tais como o Choque do Petróleo e a Grande Depressão. Nestes casos ocorre uma modificação na especificação da equação (1). Para mais detalhes pode-se consultar Granger *et. all.* (1998).

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta x_{t-i} + \mu_{1t} \\ \Delta x_t &= \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \mu_{2t}\end{aligned}\quad (4)$$

Alternativamente, caso se conclua, após os testes de raiz unitária, que ambas as séries x e y sejam estacionárias [I (0)], isto é, podendo-se rejeitar a hipótese de que $H_0 : \rho = 1$ com segurança, a causalidade entre ambas é investigada especificando-se o seguinte modelo (GRANGER, 1969):

$$\begin{aligned}y_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} x_{t-i} + \eta_{1t} \\ x_t &= \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} x_{t-i} + \eta_{2t}\end{aligned}\quad (5)$$

Considerando-se (3), (4) e (5), se não for possível rejeitar $H_0 : \alpha_{21} = \alpha_{22} \dots = \alpha_{2k} = 0$ e simultaneamente $\delta_1 = 1$, a variável x não causa y no sentido de Granger; alternativamente, caso não seja possível rejeitar $H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} \dots = \beta_{1k} = 0$ e, simultaneamente $\delta_2 = 0$, a variável y não causa x no sentido de Granger. Nos testes a seguir a extensão das defasagens obedeceu ao Critério de Informação de Schwartz (minimização) e, para reforçar as conclusões dos testes ADF, foram incluídas as saídas do teste tradicional de Philips-Perron (PP), sugerido pela literatura corrente (PATTERSON, 2000).

3.2 Testes de raízes unitárias e co-integração

Nas tabelas abaixo, tem-se os testes de raízes unitárias e de co-integração para as séries em consideração. Vê-se, com base na Tabela 1, que as séries da taxa de juros Selic mensal (i_t) e *spread* do C-Bond em pontos-base mensal (Z_t) têm uma raiz unitária em nível [I (1)]. Entretanto, como a estimativa dos erros da regressão co-integrante também possui uma raiz unitária, as séries não são co-integradas. Por isso, para testar as possíveis relações de causalidade entre essas variáveis, estimou-se o modelo definido na expressão número (4), definido na seção anterior.

Tabela 1: Teste de raiz unitária e de co-integração para a taxa de juros Selic mensal e o *spread* do C-Bond em pontos-base mensal: 1995:01 a 2004:05.

Variáveis	ADF*	Valor-P (ADF)	PP*	Valor-P (PP)
i_t	-2,788	0,2048	-2,814	0,1955
Z_t	-3,024	0,1307	-2,479	0,3378
Δi_t	-10,619	0,0000	-10,686	0,0000
ΔZ_t	-6,795	0,0000	-6,772	0,0000
$\hat{\varepsilon}_t$	-3,215**	Aceita-se a hipótese nula		

*Valores tabelados: ADF = PP 1% (-4,044); ADF = PP 5% (-3,451). ** Os valores críticos para a estimativa dos erros da regressão co-integrante foram calculados conforme a tabela A8.1 (PATTERSON, 2000, p. 372): C (1%,108) = -4,47332; C (5%, 108) = -3,86942.

Os resultados da Tabela 2 sugerem que se pode rejeitar com segurança a hipótese de que as séries da taxa de inflação mensal (\dot{p}_t), representada pelo IPCA, e de variação percentual da taxa de câmbio nominal mensal (\dot{e}_t) nos últimos quatorze anos não são

estacionárias. Desta forma, as possíveis relações de causalidade entre essas variáveis podem ser testadas estimando-se o modelo definido na expressão número (5).

Tabela 2: Teste de raiz unitária para a taxa de inflação mensal e a variação percentual da taxa de câmbio nominal mensal: 1990:01 a 2003:10.

<i>Variáveis</i>	<i>ADF*</i>	<i>Valor-P (ADF)</i>	<i>PP*</i>	<i>Valor-P (PP)</i>
\dot{e}_t	-4,997	0,0003	-5,254	0,0001
\dot{P}_t	-4,696	0,0010	-4,676	0,0011

*Valores tabelados: ADF = PP 1% (-4,015); ADF = PP 5% (-3,437).

Os resultados da Tabela 3 sugerem que as séries da taxa de juros Selic mensal (i_t) e do nível da taxa de câmbio nominal mensal (e_t) para os últimos quatorze anos da economia brasileira não são co-integradas. Assim, suas possíveis relações de causalidade podem ser testadas estimando-se o modelo definido pela expressão número (4).

Tabela 3: Teste de raiz unitária e de co-integração para a taxa de juros Selic mensal e taxa de câmbio nominal mensal: 1990:01 a 2003:10.

<i>Variáveis</i>	<i>ADF*</i>	<i>Valor-P (ADF)</i>	<i>PP*</i>	<i>Valor-P (PP)</i>
i_t	-2,845	0,1836	-2,927	0,1569
e_t	-3,317	0,0846	-2,989	0,1385
Δi_t	-12,179	0,0000	-12,164	0,0000
Δe_t	-8,792	0,0000	-8,767	0,0000
$\hat{\varepsilon}_t$	-3,137**	Aceita-se a hipótese nula		

*Valores tabelados: ADF = PP 1% (-4,0143); ADF = PP 5% (-3,4371); ** Os valores críticos para a estimativa dos erros da regressão co-integrante foram calculados conforme a tabela A8.1 (PATTERSON, 2000, p. 372): C (1%,165) = -4,42198; C (5%, 165) = -3,83855.

Os resultados da Tabela 4 indicam que pode-se rejeitar com segurança a hipótese nula de que ambas as séries, da taxa de juros Selic mensal (i_t) e da variação percentual da taxa de câmbio nominal mensal (\dot{e}_t), não são co-integradas. Portanto, as possíveis relações de causalidade entre essas variáveis podem ser testadas estimando-se o modelo definido pela expressão número (3).

Tabela 4: Teste de raiz unitária e de co-integração para a taxa de juros Selic mensal e a variação percentual da taxa de câmbio nominal mensal: 1990:06 a 2004:03.

<i>Variáveis</i>	<i>ADF*</i>	<i>Valor-P (ADF)</i>	<i>PP*</i>	<i>Valor-P (PP)</i>
i_t	-2,845	0,1836	-2,927	0,1569
\dot{e}_t	-2,992	0,0377	-2,826	0,0568
Δi_t	-12,179	0,0000	-12,164	0,0000
$\Delta \dot{e}_t$	-11,229	0,0000	-14,516	0,0000
$\hat{\varepsilon}_t$	-8,793**	Rejeita-se a hipótese nula		

*Valores tabelados: ADF = PP 1% (-3,4702); ADF = PP 5% (-2,879); ** Os valores críticos para a estimativa dos erros da regressão co-integrante foram calculados conforme a tabela A8.1 (PATTERSON, 2000, p. 372): C (1%, 166) = -4,42257; C (5%, 166) = -3,83891.

Os resultados da Tabela 5 indicam que se pode rejeitar com segurança a hipótese nula de que ambas as séries, taxa de juros Selic mensal (i_t) e taxa de inflação mensal (\dot{p}_t), não são co-integradas. Portanto, as possíveis relações de causalidade entre essas variáveis podem ser testadas estimando-se o modelo definido pela expressão (3).

Tabela 5: Teste de raiz unitária e de co-integração para a taxa de juros Selic mensal e taxa de inflação mensal: 1990:06 a 2004:03.

Variáveis	ADF*	Valor-P (ADF)	PP*	Valor-P (PP)
\dot{p}_t	-2,709	0,2346	-2,709	0,2346
i_t	-2,831	0,1885	-2,912	0,1616
$\Delta\dot{p}_t$	-12,059	0,0000	-12,0502	0,0000
Δi_t	-11,990	0,0000	-11,975	0,0000
$\hat{\varepsilon}_t$	-8,464**	Rejeita-se a hipótese nula		

*Valores tabelados: ADF = PP 1% (-3,4702); ADF = PP 5% (-2,879); ** Os valores críticos para a estimativa dos erros da regressão co-integrante foram calculados conforme a tabela A8.1 (PATTERSON, 2000, p. 372): C (1%, 162) = -4,42377; C (5%, 162) = -3,83963.

O resumo dos testes de hipóteses (Wald com restrições) das estimativas dos modelos (3), (4) e (5) aparece na Tabela 6, abaixo, de onde se pode concluir sobre a direção das causalidades entre as variáveis em consideração. As estimativas de cada regressão co-integrante estão listadas no Apêndice (a até c), com a respectiva trajetória de cada variável do estudo.

3.3 Análise dos resultados

Os resultados dos testes de causalidade para as variáveis consideradas estão na Tabela 6 abaixo. Nela constam os testes para: taxa de juros Selic mensal (i_t) e *spread* do C-Bond mensal (Z_t); taxa de inflação mensal (\dot{p}_t) e variação percentual da taxa de câmbio mensal (\dot{e}_t); taxa de juros Selic mensal (i_t) e taxa de câmbio nominal mensal (e_t); taxa de juros Selic mensal (i_t) e variação percentual mensal da taxa de câmbio nominal (\dot{e}_t); e taxa de juros Selic mensal (i_t) e taxa de inflação mensal (\dot{p}_t).

Tabela 6: Resultados dos testes de causalidade.

Hipótese	Valor-P (Teste Wald)	Estatística F	Conclusão
i_t causa Z_t	0,0001	10,786	Rejeita-se a hipótese nula
Z_t causa i_t	0,1206	2,159	Aceita-se a hipótese nula
\dot{e}_t causa \dot{p}_t	0,0116	3,794	Aceita-se a hipótese nula
\dot{p}_t causa \dot{e}_t	0,0001	7,421	Rejeita-se a hipótese nula
i_t causa e_t	0,0012	10,948	Rejeita-se a hipótese nula
e_t causa i_t	0,3630	0,8321	Aceita-se a hipótese nula
i_t causa \dot{e}_t	0,0000	14,923	Rejeita-se a hipótese nula
\dot{e}_t causa i_t	0,3509	1,054	Aceita-se a hipótese nula
i_t causa \dot{p}_t	0,0000	14,325	Rejeita-se a hipótese nula
\dot{p}_t causa i_t	0,2603	1,358	Aceita-se a hipótese nula

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados do IPEADATA.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger, mostrados na Tabela 6, permitem que se faça as seguintes afirmações para o período analisado: a) a taxa de juros Selic precede o *spread* do C-Bond, indicando que uma elevação da mesma por parte da autoridade monetária eleva a percepção de risco dos agentes internacionais³⁸; b) a taxa de inflação (IPCA) precede a variação da taxa de câmbio mensal³⁹; c) a taxa de juros Selic precede a taxa de câmbio nominal mensal; e d) a taxa de juros Selic precede a taxa de inflação mensal.

O primeiro aspecto a ser destacado é que uma elevação da taxa de juros Selic por parte da autoridade monetária tende a elevar a percepção de risco dos agentes financeiros internacionais. Assim, ao invés de confirmar a visão tradicional de que a taxa de juros é elevada porque o país é arriscado, os resultados endossam as posições alternativas, como as de Smithin (2002-3), Cirne de Toledo (2002) e Bresser e Nakano (2002). Segundo esses autores, um aumento da taxa Selic mensal eleva, de fato, a percepção de risco dos agentes e não o contrário. Não somente isso, mas também, vê-se que uma queda no juro deve levar a uma queda mais que proporcional em Z_t , elevando o *status* dos títulos nacionais. Essa constatação decorre do Apêndice (a), no qual se observa que a elasticidade do *spread* com relação ao nível da taxa de juros é maior que 2,5. Isto é, uma queda no nível da taxa de juros produz mudanças mais do que proporcionais no *spread* do C-Bond (Z_t).

Outra questão importante envolvida nas discussões sobre a política de juros altos no Brasil reside na sua relação com a variabilidade da taxa de câmbio⁴⁰. Com relação a este ponto específico, os testes indicam que a taxa de juros precede a variação na taxa de câmbio e há uma relação positiva entre ambas (ver Apêndice d). Estes resultados não sustentam, portanto, as afirmações, como as de Sicsú (2002), de que o Banco Central não tem autonomia para reduzir a taxa de juros, haja vista a variação da taxa de câmbio que ela engendra. Pelo contrário, os resultados dos testes apontam para a efetiva possibilidade do Banco Central fixar a taxa de juros a um nível mais baixo e, com isso, reduzir a variabilidade da taxa cambial.

Como pode ser constatada no Apêndice (d), a relação entre a taxa de juros e a variação da taxa de câmbio é positiva e altamente significativa: uma redução (aumento) da taxa de juros em 1% causa uma queda (elevação), em média, de 0,9% na variação da taxa de câmbio nominal. Este achado complementa, em certo sentido, o trabalho de Teles (2003), o qual conclui que em ambiente de juro alto as empresas, para decidir exportar, exigem uma depreciação cambial muito maior do que seria o caso em regime de câmbio fixo, para compensar o risco (variação da taxa de câmbio)⁴¹.

Devido à relação inversa entre a taxa de juros e o nível da taxa de câmbio (Apêndice b) e da relação direta entre a taxa de juros e a variação da taxa cambial, uma queda na taxa de juros pode produzir dois efeitos simultâneos sobre a balança comercial: uma redução proporcional na variação da taxa cambial (redução do risco) e um aumento das exportações do País devido à leve depreciação cambial⁴² que ela ocasiona.

³⁸ Lavoie (2002-3) observou um fato curioso na Zona do Euro em 1999 e 2000. O Banco Central Alemão *elevou* os juros procurando conter a depreciação que vinha ocorrendo frente ao dólar americano. Porém, o efeito ocorreu exatamente no sentido oposto do esperado: o euro imergiu frente ao dólar... a razão para isso segundo Bibow (2001) *apud* Lavoie, é de que: "the markets were more concerned with growth prospects than with inflation-netted money market rates. Presumably, international financial operators were mostly attracted by fast-growing economies that had the potential to deliver high rates of return on equity assets. Rising interest rates weakened growth prospects."

³⁹ A 5% de significância ocorre mútua dependência (*feedback*) entre essas duas variáveis.

⁴⁰ Com efeito, a imposição de controles sobre o movimento de capitais e mudança de regime cambial por economistas pós-keynesianos tem sido moeda comum em época recente.

⁴¹ O que, implicitamente, pode ser entendido como uma redução no custo.

⁴² Pois este tem baixa elasticidade com relação ao juro (ver Apêndice b).

Outro resultado relevante, que, *a priori*, seria esperado, é a existência de uma mútua dependência (a 5% de significância)⁴³ entre a taxa de inflação e a variação da taxa cambial mensal. É importante, reter, que, como visto acima, se uma redução na taxa de juros leva a uma redução da variabilidade da taxa cambial, então esta redução seria uma forma indireta de combater a inflação⁴⁴ e melhorar o saldo da balança comercial.

Por fim, um resultado surpreendente do ponto de vista teórico é, não somente a precedência temporal da taxa de juros com relação à taxa de inflação (IPCA), mas também a sua forte correlação positiva (ver Apêndice e). Teoricamente, seria de se esperar uma relação inversa entre essas variáveis como indicam os modelos de metas de inflação. De acordo com os resultados obtidos, o Banco Central, ao elevar a taxa de juros provoca, no período seguinte, uma elevação proporcional da taxa de inflação. Este é um dos motivos pelos quais se diz que a política de juros altos é ineficaz contra a inflação inercial. Estes resultados podem ser explicados pelo alto grau de monopólio existente em alguns setores-chave da economia brasileira (telecomunicações, sistema financeiro, transportes, energia e etc.). Nestas circunstâncias, um aumento na taxa de juros tende a causar um aumento da taxa de inflação pois, por terem poder de mercado, esses setores, ao serem pressionados pelo custo do capital no mercado de crédito, mediante contratos (indexação plena), repassam a elevação do juro para os preços finais.

4 Comentários finais

O objetivo principal deste estudo foi de averiguar empiricamente a possibilidade de uma política de juros alternativa àquela atualmente seguida pela autoridade monetária no Brasil, sublinhando seu caráter autônomo, não-reativo, nas condições contemporâneas do país. O primeiro aspecto a destacar é o contraste entre as proposições encontradas correntemente tais como "o país é arriscado, por isso paga um juro tão alto", e os resultados encontrados nos testes empíricos.

Os testes sugerem que a eventual elevação da taxa de juros pela autoridade monetária, deprime o *status* do principal título da dívida pública, elevando a percepção de risco e a suspeita dos agentes. Assim, pode-se afirmar que a autoridade monetária pode reduzir a taxa de juros e colocar a economia num círculo virtuoso de crescimento, melhorando seus fundamentos (como a relação dívida/PIB) e proporcionando uma maior atratividade dos títulos do País.

Além disso, a redução da taxa de juros tende a melhorar o saldo comercial em vista da redução da variabilidade cambial e da depreciação (embora tênue) da taxa de câmbio. Este resultado, portanto, enfraquece o argumento de que uma redução da taxa de juros produziria efeitos inflacionários por causa da desvalorização cambial.

Portanto, a redução do nível da taxa de juros, em vista da redução da variação da taxa de câmbio, aparece como uma forma alternativa de combater a inflação nas condições contemporâneas⁴⁵. Ainda, uma queda na taxa de juros, em vista de sua relação positiva com a taxa de inflação, tende a reduzi-la. Como assegura a literatura da inflação inercial, esta não pode ser combatida com juro alto, pois este é completamente ineficaz para essa finalidade.

⁴³ A 1% de significância a inflação mensal precede a variação da taxa de câmbio nominal.

⁴⁴ Vale notar que este estudo não analisou o comportamento da taxa de inflação e a taxa de câmbio em nível. Porém, como mostra o Apêndice (b), cada vez que o Banco Central decide apreciar o câmbio via taxa Selic, esta tem que ser levada a patamares muito altos, haja vista a baixa elasticidade do nível da taxa de câmbio com relação ao juro. Para uma comparação com os demais países em desenvolvimento pode-se consultar Bresser e Nakano (2002).

⁴⁵ Haja vista a mútua dependência (a 5% de significância) entre a variação da taxa de câmbio nominal e o IPCA mensal.

Enfim, os resultados sugerem que seria viável uma política de juros alternativa para o Brasil. Com isso, a autoridade monetária poderia reduzir mais a taxa de juros, viabilizando um círculo virtuoso de crescimento e emprego, com estabilidade.

5 Referências bibliográficas

- AGÉNOR, Pierre-Richard; MONTIEL, Peter J. *La Macroeconomía Del Desarrollo*. México: Fondo de Cultura Económica, 2000, 941 p.
- _____. “Equilíbrios Múltiplos”, *Revista de Economía Política*, vol. 22, nº 3 (87), julho-setembro/2002, p. 123-131.
- ARRIETA, Gerardo M. Gonzales. “Interest Rates, Savings, and Growth in LDC’s: An Assessment of Recent Empirical Research”, *World Development*, v. 16, nº 5, 1988, p. 589-605.
- BAUMOL, William J. “Entrepreneurship: Productive, Unproductive and Destructive”, *Journal of Political Economy*, 1990, vol. 98, nº 5, p. 893-921.
- BACHA, Edmar L. “O Plano Real: uma avaliação”, In: Mercadante, Aloizio (Org.). *O Brasil pós-Real: a política econômica em debate*. Campinas: Unicamp-IE, 1998, p. 11-69.
- BLANCHARD, Oliver. “What do we know about Macroeconomics that Fisher and Wicksell did not?”, *Quarterly Journal of Economics*, November 2000, p. 1375-1409.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Yoshiaki (2002). “Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade”, *Revista de Economia Política*, vol. 22, nº 3 (87), julho-setembro/2002, p. 146-180.
- COSTA, Fernando Nogueira da. “Pós-keynesianismo e Horizontalismo: Preferência pela Liquidez e Circuito Monetário”, In: LIMA, G. T.; SICSÚ, J.; PAULA, L. F. (Orgs.). *Macroeconomia Moderna: Keynes a e Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro: Campus, 1999, p. 133-148.
- DALZIEL, Paul. “The Keynesian multiplier, liquidity preference, and endogenous money”, *Journal of Post Keynesian Economics*, Spring 1996, Vol. 18, nº 3, p. 311-331.
- DIAZ-ALEJANDRO, C. “Good-bye Financial Repression, Hello Financial Crash”, *Journal of Development Economics*, 19, 1985, p. 1-24.
- FERRARI FILHO, Fernando; MENDONÇA, Helder Ferreira de; SOBREIRA, Rogério. “Proposta de Regime Cambial para a Economia Brasileira”, In: SICSÚ, João; OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando de (Orgs.). *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. São Paulo: Manole: Fundação Konrad Adenauer, 2003, p. 153-200.
- FERRARI FILHO, Fernando. “Why does it not make sense to create a monetary union in MERCOSUR? A Keynesian alternative proposal”, *Journal of Post Keynesian Economics*, Winter 2001-2, vol. 24, nº 2, p. 235-252.
- FINE, Ben; HAILU, Degol. “Convergence and Consensus: The Political Economy of Stabilization and Growth”, *Center for Development Policy & Research*, CPDR Discussion Paper 1400, University of London, UK, 2000, 35 p.
- FRANKEL, Jeffrey A. “Measuring International Capital Mobility: A Review”, *The American Economic Review*, vol. 82, nº 2, Papers and Proceedings..., May/1992, p. 197-202.
- GRANGER, C. W. J., “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, Vol. 37, nº 3, julho, 1969, p. 424-438.
- GRANGER, Clive W. J.; HUANG, Bwo-nung; YANG, Chin Wei. “A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence From Recent Asia Flu”, *University of California*, San Diego, Discussion Paper 98-09, April 1998, 21 p. Disponível em: <http://www.econ.ucsd.edu/papers/files/ucsd9809.pdf> ; acesso em 21.06.2004.

- KALECKI, M. *Teoria da Dinâmica Econômica* [trad. Paulo de Almeida]. São Paulo: Abril Cultural, 1978, 173 p.
- KAM, E.; SMITHIN, J. “Monetary Policy and Demand Management for the Small Open Economy in Contemporary Conditions whit (perfectly) Mobile Capital”, *York University*, Toronto, Canada, September/2002, 25 p.
- KEYNES, J. M. *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda; Inflação e deflação* [trad. Mário R. da Cruz; rev. téc. Cláudio Roberto Contador]. São Paulo: Nova Cultural, 1985, 333 p. (Os Economistas).
- LAVOIE, Marc. “Interest parity, risk premia, and Post Keynesian analysis”, *Journal of Post Keynesian Economics*, Winter 2002-3, vol. 25, nº 2, p. 237-249.
- _____. “A Post Keynesian view of interest parity theorems”, *Journal of Post Keynesian Economics*, Fall 2000, vol. 23, nº 1, p. 163-179.
- LOPES, Francisco L. *Choque Heterodoxo: Combate à Inflação e Reforma Monetária*, Rio de Janeiro: Campus, 1986.
- LÓPEZ G., Julio. “Crises Econômicas na América Latina: Algumas considerações à luz da teoria de M. Kalecki”, In: POMERANZ, Lenina; MIGLIOLI, Jorge; LIMA, Gilberto Tadeu (Orgs.). *Dinâmica Econômica do Capitalismo Contemporâneo: Homenagem a M. Kalecki*, São Paulo: Universidade de São Paulo, 2001, p. 289-309.
- OREIRO, José Luís. “Prêmio de risco endógeno, Metas de Inflação e Câmbio Flexível: Implicações Dinâmicas da Hipótese Bresser-Nakano para uma Pequena Economia Aberta”, *Revista de Economia Política*, vol. 22, nº 3 (87), julho-setembro/2002, p. 107-122.
- PARASKEVOPOULOS, Christos C.; PASCHAKIS, John; SMITHIN, John. “Is Monetary Sovereignty an Option for the Small Open Economy?”, *North American Journal of Economics & Finance*, 1996, 7 (1): 5-18.
- PASCHAKIS, John; SMITHIN, John. “Exchange Risk and the Supply-Side Effects of Real Interest Rate Changes”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 20, nº 4, Fall 1998, p. 703-720.
- PATTERSON, Kerry. *An Introduction to Applied Econometrics: A Times Series Approach*. St. Martin’s Press, 2000, 795 p.
- Rocha, Katia; Moreira, Ajax. *Determinants of the Brazilian Sovereign Risk: A Two-Factor Structural Model*, IPEA Discussion Paper n. 945, Abril/2003. Disponível em: www.sbe.org.br/ebe25/136.pdf, acesso em 11/06/2004.
- SICSÚ, João. “A Negação da Ineficácia da Política Monetária: a alternativa de Keynes e dos pós-keynesianos”, *Análise Econômica*, Departamento de Economia-UFRGS, 1997, 15 (28): p. 80-107.
- _____. “Flutuação Cambial e Taxa de Juros no Brasil”, *Revista de Economia Política*, vol. 22, nº 3 (87), julho-setembro/2002, p. 132-145.
- SICSÚ, J.; OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F. (Orgs.). *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. São Paulo: Manole: Fundação Konrad Adenauer, 2003.
- SMITHIN, John. “An Alternative Monetary Model of Inflation and Growth”, *Review of Political Economy*, vol. 9, nº 4, 1997, p. 395-409.
- _____. “Money And National Sovereignty in The Global Economy”, *Eastern Economic Journal*, vol. 25, nº 1, Winter 1999, p. 49-61.
- _____. “Interest parity, purchasing power parity, ‘risk premia’, and Post Keynesian economic analysis”, *Journal of Post Keynesian Economics*, Winter 2002-3, vol. 25, nº 2, p. 219-235.
- TELES, Vladimir Kühl. “Choques Cambiais, Política Monetária e Equilíbrio Externo da Economia Brasileira em Um Ambiente de *Hysteresis*”, *Universidade de Brasília*, julho/2003, 19 p. Disponível em: www.sbe.org.br/ebe25/154.pdf, acesso em 28/05/2004.

TOBIN, J. “A proposal for International Monetary Reform”, *Eastern Economic Journal*, V. 4, 1978.

CIRNE DE TOLEDO, Joaquim Elói. “Risco-Brasil: O Efeito-Lula e os Efeitos-Banco Central”, *Revista de Economia Política*, vol. 22, nº 3 (87), julho-setembro/2002, p. 139-145.

WICKSELL, Knut [1966]. *Lições de Economia Política* [trad. Maria Beatriz de Albuquerque David]. São Paulo: Nova Cultural, 1988, 299 p.

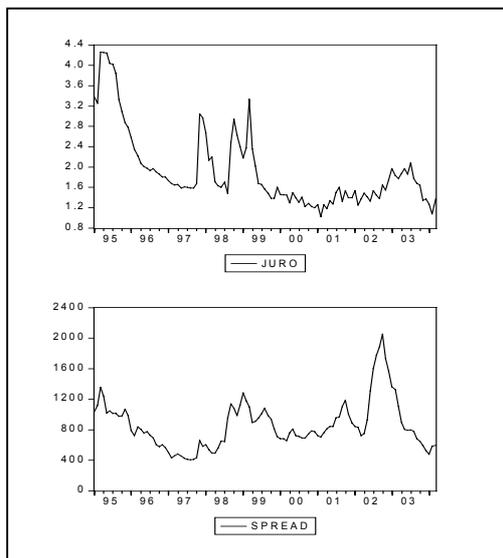
Woodford, Michael. “A Neo-Wicksellian Framework for the Analysis of Monetary Policy”, *Working Paper*, Princeton University, September 2000.

_____. “The Rule and Optimal Monetary Policy”, *American Economic Review*, May 2001, vol. 91, nº 2, p. 232-237.

Apêndice

Comportamento das variáveis analisadas: (a) taxa de juros Selic mensal e *spread* do C-Bond mensal; (b) taxa de juros Selic mensal e taxa de câmbio nominal mensal; (c) variação mensal da taxa de câmbio e inflação mensal (IPCA); (d) taxa de juros Selic mensal e variação percentual mensal da taxa de câmbio nominal; (e) taxa de juros Selic mensal e taxa de inflação mensal (IPCA). Juntamente com as figuras estão as respectivas estimativas das regressões co-integrantes.

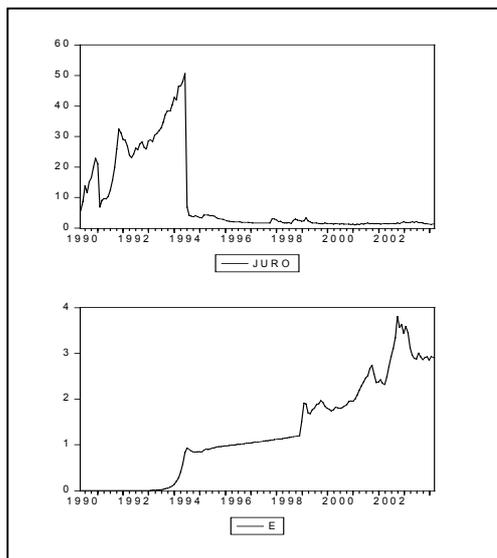
(a)



$$\hat{Z} = 47,7625 + 5,8332t + 255,2824i$$

V.p (0,7300) (0,0000) (0,0000)
 $R^2 = 0,2506$;
 $F(1; 109) = 18,061 (0,0000)$.

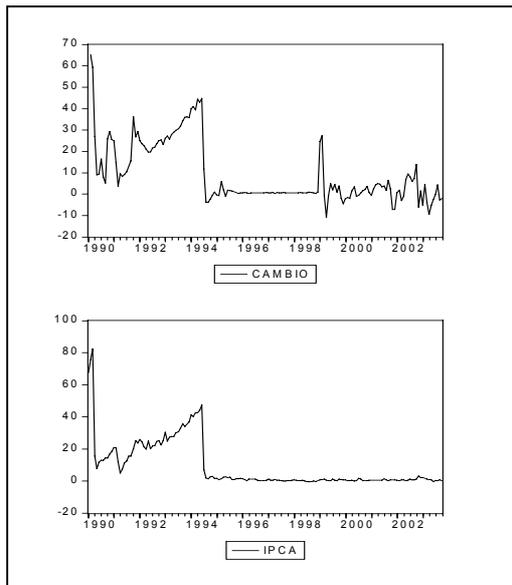
(b)



$$\hat{e} = -0,3856 + 0,0203t - 0,0041i$$

V.p (0,0000) (0,0000) (0,0304)
 $R^2 = 0,9270$;
 $F(1; 163) = 1041,002 (0,0000)$.

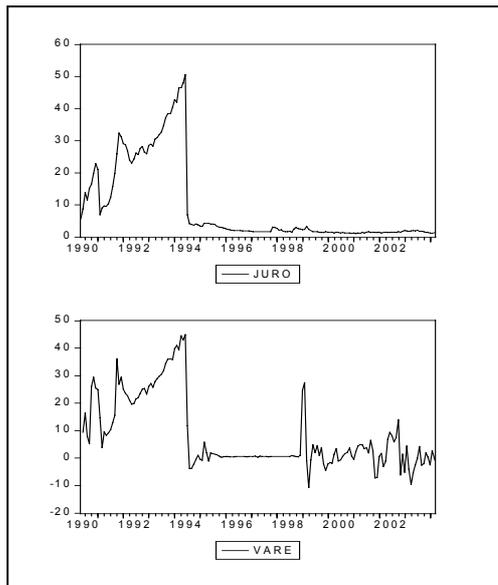
(c)



$$\hat{e} = -2,3691 - 0,0141t + 0,8897\hat{p}$$

V.p (0,0966) (0,0141) (0,0000)
 $R^2 = 0,8722$;
 $F(1; 163) = 552,863 (0,0000)$.

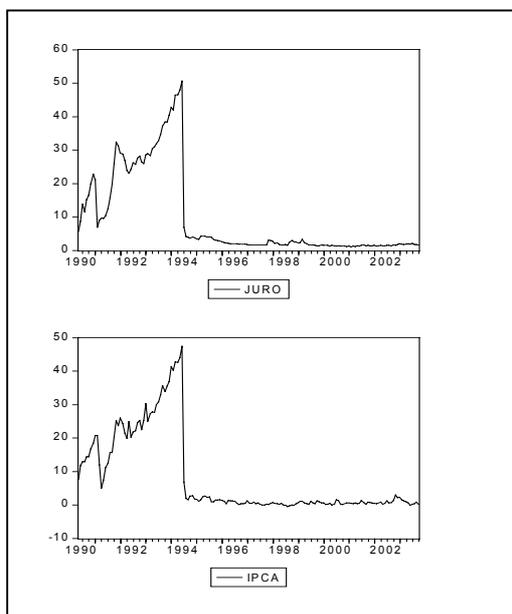
(d)



$$\hat{e} = -0,5763 - 9,92E - 05t + 0,9393i$$

V.p (0,5840) (0,9921) (0,0000)
 $R^2 = 0,8725$;
 $F(1; 164) = 557,756 (0,0000)$.

(e)



$$\hat{p} = -0,4013 - 0,0048t + 0,9280i$$

V.p (0,6159) (0,4645) (0,0000)
 $R^2 = 0,9786$;
 $F(1; 160) = 3629,933 (0,0000)$.