

# Integração financeira e autonomia de política monetária: investigando relações de causalidade para a economia brasileira, 1990-2005<sup>1</sup>

---

*André M. Marques<sup>2</sup>*

*Adelar Fochezatto<sup>3</sup>*

## **Resumo**

Nos últimos anos, aumentou a integração financeira entre os países e surgiram questões acerca da autonomia da política monetária. A abordagem tradicional sustenta que, nesse contexto, a taxa de juros é determinada pela oferta e demanda de fundos emprestáveis e que, por isso, a autoridade monetária não tem autonomia para fixar taxas diferentes daquelas determinadas pelo mercado. Uma abordagem alternativa afirma que é possível fixar autonomamente a taxa de juros doméstica, especialmente pelo fato de que o sentido da causalidade vai da taxa de juros para o prêmio de risco e não o contrário. A explicação básica é que a redução da taxa de juros melhora os fundamentos da economia, aumentando a atratividade dos títulos do governo no mercado financeiro internacional. Empregando técnicas mais recentes de teste de raiz unitária, o estudo investiga relações de causalidade para a economia brasileira. Os resultados fornecem evidência em favor da abordagem alternativa.

**Palavras-chave:** Desenvolvimento econômico; Brasil – Condições econômicas; Política monetária.

## **Abstract**

### ***Financial integration and monetary policy autonomy: searching for causality relations to Brazilian economy, 1990-2005***

In the last two decades the financial integration between countries has arisen. In consequence questions on different degrees of autonomy of monetary policy of these countries appeared. The traditional sight is that the interest rate is determined by offer and demand of funds of loans and that the monetary authority has no autonomy to fix different rates from those ones of the market. But an alternative sight defends that is possible to define with autonomy the domestic interest rate, even in this context. This paper analyzes some consequences of financial integration for Brazilian real situation, applying new methodology to test unit root hypothesis and to investigate Granger causality relations. The results endorse the alternative approach. Therefore, it could be feasible that the monetary authority could reduce the interest rate to make a virtuous circle of greater growing and stability possible.

**Key words:** Economic development; Financial integration; Monetary policy; Interest rate.

**JEL** E44, F02, F36.

---

(1) Trabalho recebido em janeiro de 2006 e aprovado em maio de 2006.

(2) Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE-UFRGS)/Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: <andremmarques@ppge1.ppge.ufrgs.br>.

(3) Doutor/Professor Titular do Programa de Pós Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PPGE-PUCRS)/Pesquisador do CNPq. E-mail: <adelar@puers.br>.

## 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 vias de desenvolvimento. Em países como o Brasil, fortemente endividados, que apresentam mercados de capitais relativamente precários e que, portanto, possuem uma fonte importante de financiamento do investimento no mercado de crédito, a política monetária, em particular a definição da taxa de juros, tem importância vital.<sup>4</sup>

Em termos teóricos, a questão essencial consiste em saber se, nesse contexto de maior integração econômica e financeira, há a possibilidade de o Banco Central fixar de forma autônoma a taxa de juros doméstica. Além disso, em caso afirmativo, é importante saber quais os graus de liberdade de que ele dispõe para definir uma taxa de juros progressivamente menor que possa viabilizar um crescimento econômico maior, mantendo a estabilidade dos preços.

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”. As recomendações dessa perspectiva referem-se basicamente à 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.<sup>5</sup> As reformas *market-friendly* do Fundo Monetário Internacional e do Banco Mundial são exemplos clássicos dessa perspectiva (Fine & Hailu, 2000).

Uma abordagem alternativa,<sup>6</sup> entretanto, tem argumentado que mesmo em ambiente de integração financeira, com livre mobilidade de capitais, a autoridade monetária pode fixar, com autonomia, ambas as taxas de juros, nominal e real,

---

(4) 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 al., 2003).

(5) A proposição central desse argumento é de que há uma relação positiva entre taxa de juros real e crescimento econômico. A taxa de juros nominal fixada administrativamente pelo Banco Central dos países em desenvolvimento mantém a taxa de juros real abaixo do equilíbrio de mercado, constituindo “repressão financeira”. Assim, “*a financial liberalization process abolishing interest rate ceilings must be implemented in those economies whose financial systems are repressed. This will result not only in increased savings and loanable funds but also in a more efficient allocation of these funds, both contributing to a higher economic growth*” (Arrieta, 1988, p. 590).

(6) Especialmente Kam e Smithin (2004); Smithin (1997; 1999; 2002-03; 2003, cap. VIII); Lavoie (2000; 2001; 2002-03); Paschakis e Smithin (1998) e Paraskevopoulos et al. (1996).

perto do nível internacional, favorecendo o crescimento e o emprego, com baixo custo para o capital.<sup>7</sup> De acordo com os argumentos de Lavoie (2000; 2001; 2002-03), Kam e Smithin (2004) e outros, na medida em que a autoridade monetária impõe uma taxa de juros doméstica próxima ao nível 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. Restaria, porém, considerar as conseqüências mais diretas 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 a viabilidade da implementação de uma política de juros alternativa àquela atualmente adotada pelo Banco Central para a economia brasileira. Empregando-se técnicas mais recentes de teste de raiz unitária (Zivot; Andrews, 1992), procedeu-se a alguns testes de causalidade seguindo a metodologia de Granger (1969; 1988) e Granger et al. (1998) para investigar a hipótese acima delineada.

Empregando-se dados mensais para os últimos 15 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 suposição segundo a qual um aumento (uma redução) da taxa de juros eleva (diminui) a percepção de risco dos agentes; (2) a variação da taxa de câmbio e da inflação mensal (IPCA), para avaliar se a variação da primeira exerce influência sobre a segunda; (3) a taxa de juros Selic e a taxa de inflação mensal, para averiguar a suposição de que um aumento (redução) da primeira ocasiona um aumento (redução) na segunda; (4) a taxa de juros Selic e a variação da taxa de câmbio nominal, para avaliar se uma eventual redução na primeira produz uma queda na volatilidade da segunda; (5) o spread do C-Bond e a taxa de câmbio nominal mensal, procurando investigar a suposição de que o aumento no prêmio de risco tende a depreciar a moeda nacional.

O artigo está organizado em cinco seções. Após a Introdução, na seção 1, são apresentados os argumentos da perspectiva tradicional, os quais asseguram que ocorre perda de autonomia da política monetária num contexto de globalização e

---

(7) “The essential features of the horizontalist approach to monetary economics are that credit and money are demand-led endogenous variables, and that central banks have the ability to set interest rates (even real interest rates), at a level of their choice (...). In a modern monetary production economy, there is no such thing as a natural rate of interest, towards which the central bank would necessarily have to align its bank rate. The same features still characterize an open economy operating in world where capital is mobile. Through the compensation principle, which is a variant of the reflux principle, balance of payments disequilibria have no effect on the overall monetary base or money supply, even with fixed exchange rates” (Lavoie, 2001, p. 237).

integração financeira, e os argumentos da perspectiva alternativa, que asseveram a autonomia da política monetária, inclusive nas condições contemporâneas de perfeita mobilidade de capitais. Na seção 2, são discutidas algumas implicações políticas para o caso brasileiro. Na seção 3, são apresentados a metodologia e os resultados do estudo. E, após, tem-se os comentários finais.

## 1 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, 1988, p. 275, grifos no original).<sup>8</sup> 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 atualizada. 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.<sup>9</sup>

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, 2004, p. 687). 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 autonomia a taxa de juros doméstica com vistas ao aumento do crescimento, do emprego e à manutenção da estabilidade.<sup>10</sup>

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 países. A perda de

---

(8) É, portanto, determinada no mercado de bens, regida pelos *lucros* dos investimentos de capital e não pela oferta monetária (Wicksell, 1988).

(9) Essa 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).

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

autonomia da política monetária para definir juros reais e nominais não estaria restrita ao regime de câmbio fixo, como também ao regime de câmbio flutuante.

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 perante 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 equivalentes.<sup>11</sup>

Partindo-se de uma situação de equilíbrio, em que as taxas de juros doméstica e internacional são iguais ( $i_t = i_t^*$ ),<sup>12</sup> se a autoridade monetária, por algum motivo, decide fixar a taxa de juros doméstica abaixo da internacional, ela torna agora vantajosa a arbitragem dos juros.

Já a paridade descoberta dos juros garante que a livre mobilidade de capitais (e a indiferença dos agentes perante o risco) iguale as taxas de retorno esperadas sobre os títulos dos diversos países, independentemente de sua exposição ao risco cambial. Isso acontece mesmo que os agentes efetuem transações sem contrato (Frankel, 1992). Assim, com base nela tem-se:<sup>13</sup>

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

(11) 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.

(12) Na qual não se espera nenhuma variação da taxa cambial ( $e_t = e_{t+1}^e$ ).

(13) 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*:  $e_{t+1} = e_{t+1}^e$ .

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 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 e 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 monetarios son substitutos perfectos de sus contrapartidas extranjeras [sic], y que el ajuste de la cartera es instantáneo, posiblemente a pesar de la presencia de los controles formales de capital)*,<sup>14</sup> *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 interés extranjera exógena más la tasa de depreciación esperada de la moneda nacional*” (p. 219).<sup>15</sup>

Isso, 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 estaría dado entonces por la tasa de paridad no cubierta [UIP] y no se vería afectado por fenómenos internos (...)*” (Agenor; 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:<sup>16</sup>

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

Empregando-se o teorema da PPP e, simetricamente, para a taxa de câmbio esperada, tem-se:<sup>17</sup>

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

(15) 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, 2002-03, p. 238). Nessa direção, outros estudos concluem que “(...) *choices involving gains are usually risk averse, and choices involving losses are often risk seeking*” (Tversky; Kahneman, 1990, p. 64).

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

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

De onde resulta:

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

A equação (5) expressa a paridade dos juros internacionais (RIP). Assim, pode-se concluir que, admitida a hipótese da PPP e da perfeita substituição entre os ativos, 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 nada perderiam em renunciar inteiramente à sua política monetária.<sup>18</sup>

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

A autonomia da política monetária das pequenas economias abertas, em ambiente de livre mobilidade de capitais e câmbio flexível, sumariada nos trabalhos de Paraskevopoulos et al. (1996), Paschakis e Smithin (1998), Smithin (1999, 2002-03; 2003, cap. VIII), Kam e Smithin (2004) e Lavoie (2000, 2002-03), fundamenta-se no *currency risk* ou *risk premium*.<sup>19</sup> 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*

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

(18) Vale notar que as provas empíricas para a rejeição dessa hipótese foram apresentadas recentemente em Fujii e Chinn (2001). São numerosos os estudos empíricos que concluem rejeitando essa hipótese. Para uma amostra ampla, ver o próprio estudo de Fujii e Chinn (2001). Para a rejeição da UIP no caso brasileiro, consultar Holanda e Cavalcante (2001).

(19) 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. Num ambiente de câmbio *genuinamente* fixo e de grande credibilidade, como o *gold standard*, “*nominal interest rates cannot differ (...) mor ou less by the definition*” (Smithin, 2002-03, p. 221).

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, 2002-03, p. 226).

De fato, a perfeita substituição entre os ativos é uma hipótese pouco plausível nas condições contemporâneas.<sup>20</sup> Evidências recentes sugerem que a hipótese da paridade internacional dos juros (RIP) deve ser completamente rejeitada (Fujii; Chinn, 2001).<sup>21</sup> 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. 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 freqüentemente sob suspeita, a dívida externa líquida (como proporção do PIB) fornece um indicador para o observador estrangeiro de como a taxa de câmbio deve variar (Smithin, 2002-03).

Smithin (1999; 2002-03), Paraskevopoulos et al. (1996), Paschakis e Smithin (1998), Kam e Smithin (2004) e Lavoie (2000; 2002-03) têm apoiado seus argumentos na tradicional decomposição do diferencial de juros que decorre do trabalho de Frankel (1992):

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

onde  $fd \equiv e_{t+1} - e_t$ . Para esse autor, o diferencial dos juros internacionais resulta de duas componentes principais: *country risk* e *risk premium* ( $Z_t$ ).<sup>22</sup> 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 existir.<sup>23</sup>

(20) *"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, 2001, p. 5).

(21) *"As in numerous previous studies (...) the real interest parity (RIP) hypothesis is decisively rejected with short horizon data"* (Fujii & Chinn, 2001, p. 2). Para o caso brasileiro, segundo Holanda & Cavalcante, "os resultados suportam a hipótese de perfeita mobilidade de capital segundo a paridade coberta [CIP], mas não segundo a paridade descoberta [UIP]". Isso, conforme os autores, apóia "a tese da existência de uma barreira ao livre fluxo de capitais representada pelo prêmio de risco da moeda" (Holanda; Cavalcante, 2001, p. 277).

(22) 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 são parte intrínseca dos diferentes ativos, substitutos imperfeitos, denominados nas diferentes moedas nacionais, já que não se tem até o momento uma *"single currency"* isenta de qualquer suspeita dos agentes.

(23) Para as falhas empíricas da UIP, ver Lavoie (2000, p. 166) e Fujii e Chinn (2001, p. 2).

Nessa 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, 2002-03, 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-Bond.<sup>24</sup> 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 al., 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 (2002-03) e Cirne de Toledo (2002), essa 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 perante o 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 likely to arise when interest rates at home have been systematically higher than abroad*” (Lavoie, 2000, p. 169). A mudança de rumo, todavia, pode ser plenamente factível e desejável nas condições atuais do país. Ainda que “em desequilíbrio”, se a autoridade monetária decidir impor uma forte redução na taxa de juros, mesmo que ela provoque uma saída de capitais de curto prazo, pode conduzir a um mais alto crescimento do produto e do emprego.<sup>25</sup> Nas palavras de Lavoie: “(...) a

---

(24) 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. Essa variável é representativa do *status* da variável  $Z_t$  para a economia brasileira nas condições contemporâneas. Como observam Rocha e Moreira (2003), essa 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: 1.000 pontos-base equivalem, por exemplo, a um diferencial de 10% ao ano.

(25) Além de seus efeitos positivos sobre a conta corrente e a balança comercial, em particular.

*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).*

## 2 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. Esse 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 altos, reformas importantes foram implantadas.<sup>26</sup> 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 existência da variável  $Z_t$ , para o caso brasileiro, implica que, caso a autoridade monetária venha a adotar uma política monetária de redução da taxa de juros (próximo à taxa internacional), ela estará provocando uma mudança nos preços relativos, na “estrutura de recompensa”<sup>27</sup> e uma melhora no *status* de sua moeda. Isso aconteceria na medida em que se alcançaria uma situação de mais alto crescimento econômico 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, podendo desacreditar 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 relação entre o nível da taxa de juros e a taxa cambial nas condições vigentes do país.<sup>28</sup> A sabedoria convencional diz que, sob regime flutuante, o aumento do juro deve inundar a economia de capitais (livre

---

(26) A literatura sobre as reformas no Brasil é extensa. Para uma perspectiva sintética, pode-se consultar Lacerda (2000). Para uma perspectiva mais ampla, consultar Stallings e Peres (2002).

(27) “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).

(28) 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.

mobilidade e neutralidade em relação ao risco) e apreciar a taxa de câmbio. Por outro lado, se a elevação da taxa de juros pela autoridade monetária afeta decisivamente a variável *risk premium*, e esta também afeta a taxa cambial, então uma redução da taxa de juros pode até mesmo apreciar a taxa de câmbio aumentando a taxa de crescimento do PIB sem elevar a taxa de inflação.

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)<sup>29</sup> e melhorando o saldo em conta corrente. A provável saída de capitais de curto prazo, não é, entretanto, necessariamente uma coisa ruim, pois ela pode ser convertida, após alguns curtos períodos, em fluxos de renda para residentes (Paraskevopoulos et al., 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.

Como foi constatado por Teles (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.<sup>30</sup> É nesse 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 outras, não justifica a vigência, no Brasil, de uma taxa de juros real, atualmente, da ordem de 14%.<sup>31</sup> De todos os países emergentes que aparecem no estudo com *ratings* piores que o do Brasil, nenhum pratica taxas de juros reais tão elevadas<sup>32</sup> (exceto a Argentina, à época 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).

Para esses autores, seria perfeitamente factível que a autoridade monetária no Brasil adotasse os padrões internacionais na definição da taxa de juros, isto é, em níveis similares aos demais países em desenvolvimento. Ao fazer isso, “o Banco Central sinalizaria para uma queda gradual e firme da taxa de juros por ele estabelecida. Essa redução de juros, por sua vez, diminuiria a probabilidade de *default*, que, virtuosamente, se refletiria na percepção de risco do financiador” (ibid., p. 167). Em outras palavras, “uma elevação da taxa interna de juros,

(29) Ver Teles (2003, p. 11, tab. 4).

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

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

(32) Variam de 1/5 a 1/3 daquelas praticadas no Brasil.

qualquer que seja a razão, acabará sendo percebida como um aumento no risco-país e não o contrário” (Bresser; Nakano, 2002, p. 167).

Sicsú (2002), ao comentar o trabalho de Bresser e 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” (ibid., p. 132, grifo nosso). Nas palavras do autor: “(...) 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).<sup>33</sup>

Por outro lado, o controle da inflação tem sido freqüentemente citado como uma das principais “peças de resistência” para que se imponha 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 Banco Central, segundo 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 brasileira continua sendo predominantemente inercial, uma depreciação cambial pode não causar impactos diretos sobre a taxa de inflação relevante (IPCA). Uma elevação na taxa de juros é, como assegura a literatura da inflação inercial, completamente ineficaz contra a tendência inflacionária.<sup>34</sup>

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 atuais, com vistas ao crescimento com estabilidade não pode ser rejeitada nem teórica nem empiricamente.

### 3 Análise empírica para a economia brasileira

#### 3.1 Modelo teórico

Sinteticamente, a metodologia<sup>35</sup> do teste de causalidade de Granger (1969; 1988), Granger et al. (1998; 2000) assegura que, à medida que se obtêm melhores predições 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, isto é, existe uma

---

(33) O autor está supondo que a taxa de juros básica da economia *depende* da oferta e demanda de moeda (estoque monetário). Para uma perspectiva alternativa, ver Kaldor (1982): “(...) *in the case of credit money (...) at any time, or at all times, the money stock will be determined by demand, and the rate of interest determined by the Central Bank*” (Kaldor, 1982, p. 24).

(34) “O resíduo não explicado pelos choques é uma componente de inflação pura, que denominamos de tendência inflacionária. Se não houvesse nenhuma pressão no sentido de mudanças efetivas ou desejadas em preços relativos, a taxa de inflação seria igual a esta tendência” (Lopes, 1985, p. 136).

(35) Sobre o poder do teste de causalidade de Granger, veja-se Granger (1988).

relação líder-defasagem entre  $x$  e  $y$ . Em outros termos, diz-se que  $x$  exerce controle sobre  $y$  (Granger, 1988). Os demais resultados possíveis do teste são tais 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 (9), é largamente aceito na literatura para essa finalidade.

$$y_t = \alpha + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + a_t \quad (9)$$

onde  $y$  é uma variável macroeconômica como a taxa de inflação ou taxa de juros,  $t$  é a tendência e  $a_t$  é ruído branco. Se  $H_0 : \alpha = 1$  não puder ser rejeitada, diz-se que a série  $y$  tem uma raiz unitária.

Contudo, na presença de eventos de grande magnitude, tais como o Choque do Petróleo e o *Crash* de 1929, o teste ADF pode levar a conclusões viesadas, em que a hipótese nula tende a não ser rejeitada. Para superar esse problema, Perron (1989) desenvolveu um novo procedimento de teste que incorpora eventos de grande magnitude resultando em uma variação do teste ADF. Sua metodologia de teste, porém, apóia-se na escolha visual (subjéitiva) do ponto de quebra.

Em relação a esse aspecto, Zivot e Andrews (1992) observam: “*A skeptic of Perron’s approach would argue that this choices of breakpoints are based on prior observation of the data and hence problems associated with the ‘pre-testing’ are applicable to his methodology*” (p. 251). Alternativamente, adotando um algoritmo *data-dependent*, propõem uma variação do teste de Perron onde “*(...) we assume that we do not know exactly when the breakpoint occurs. (...) Such a procedure transforms Perron’s unit-root test, which is conditional on a know breakpoint, into an unconditional unit-root test*” (Zivot; Andrews, 1992, p. 252).

Nesse caso, uma nova formulação do teste ADF é apresentada. No contexto dessa nova metodologia, a equação (9) torna-se (Zivot; Andrews, 1992, p. 254).<sup>36</sup>

$$y_t = u + \theta DU_t(\hat{\lambda}) + \beta t + \gamma DT_t^*(\hat{\lambda}) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (10)$$

onde  $DU_t(\lambda) = 1$ , se  $t > T\lambda$  e igual a 0 em caso contrário;  $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ , se  $t > T\lambda$  e igual a 0 em caso contrário;  $T\lambda = T_B$  denota o local

(36) Assumiu-se um modelo com tendência em conformidade com as séries em análise. Para os dois demais modelos de Zivot e Andrews (1992), obteve-se resultados semelhantes.

da quebra estrutural;  $\hat{\lambda}$  indica que essa variável é estimada pelo algoritmo *data-dependent* desenvolvido por Zivot e Andrews (1992); e  $\hat{T}_B$  denota o local *estimado* da quebra estrutural.

Considerando-se (9) e (10), se a hipótese nula  $H_0 : \alpha = 1$  não puder ser rejeitada, assume-se que  $y_t$  tem uma raiz unitária. Nesse caso, considerando-se a possibilidade de co-integração entre as variáveis, empregou-se a seguinte regressão co-integrante e testou-se a estacionariedade de seus resíduos (Engle; Granger, 1987, p. 252-253):

$$y_t = \alpha + \beta t + \theta x_t + \varepsilon_t \tag{11}$$

A estacionariedade dos resíduos é testada através dos valores críticos tabelados por MacKinnon (1991).<sup>37</sup> Se as séries co-integram (resíduos estacionários), investiga-se a relação de causalidade de Granger entre ambas, empregando-se o seguinte modelo (Granger et al., 1998, p. 5):

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_0 + \delta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta x_{t-i} + \mu_{1t} \\ \Delta x_t &= \beta_0 + \delta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \mu_{2t} \end{aligned} \tag{12}$$

onde  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$  é o termo de correção de erros proveniente de (11) e  $\hat{\delta}_1$  e  $\hat{\delta}_2$  são as velocidades de ajustamento das séries. Entretanto, se as variáveis não co-integram, o teste de causalidade de Granger requer a estimativa do seguinte modelo (Granger et al., 1998, p. 5):

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta x_{t-i} + \mu_{1t} \\ \Delta x_t &= \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \mu_{2t} \end{aligned} \tag{13}$$

Considerando-se as equações (12) e (13), se não for possível rejeitar  $H_0 : \alpha_{21} = \alpha_{22} \dots = \alpha_{2k} = 0$  e simultaneamente  $\delta_1 = 0$  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  $\delta_2 = 0$  simultaneamente a variável  $y$  não causa  $x$  no sentido de Granger.

---

(37) Reproduzidos também em Patterson (2000, p. 372, tab. A8.1).

### 3.2 Testes de raízes unitárias<sup>38</sup>

Observando-se a Tabela 1, nota-se que as séries taxa de juros Selic mensal ( $i_t$ ), spread do C-Bond em pontos-base mensal ( $Z_t$ ) e taxa de câmbio nominal mensal ( $E_t$ ) têm uma raiz unitária em nível. Note-se, também, que não é possível rejeitar a hipótese nula de que essas séries não co-integram a 1% e 5% de significância. Para investigar a possível relação de causalidade de Granger entre essas variáveis, estimou-se o modelo definido na expressão (13). Todos os resultados<sup>39</sup> dos testes de causalidade estão ordenados na Tabela 5.

Tabela 1  
Teste de raiz unitária ADF e co-integração (Engle; Granger, 1987) – 1995:01 a 2005:08.

Variável	Defasagens <sup>#</sup> (k)	ADF	Constante	Tendência	N	Valor crítico (5%)	Valor crítico (1%)
$i_t$	12	-2,6910	Sim	Não	127	-2,8845	3,4824
$Z_t$	12	-2,7783	Sim	Não	127	-2,8845	-3,4829
$E_t$	12	-1,3777	Sim	Não	127	-2,8845	-3,4829
$\Delta i_t$	12	-11,6860***	Sim	Não	126	-2,8845	-3,4829
$\Delta Z_t$	12	-7,4072***	Sim	Não	126	-2,8845	-3,4829
$\Delta E_t$	12	-8,0771***	Sim	Não	126	-2,8845	-3,4829
$\hat{\varepsilon}_t^a$	12	-2,8052	Sim	Não	128	-3,3848	-3,9842
$\hat{\varepsilon}_t^b$	12	-2,4927	Sim	Sim	128	-3,8554	-4,45

Obs. #obtidas através do Critério de Informação de Schwarz. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%. Os valores críticos para a estimativa dos erros da regressão co-integrante foram calculados conforme a *response surface* de Mackinnon (1991):  $C(\alpha, T) = \kappa_\infty + \kappa_1/T + \kappa_2/T^2$ , onde  $\alpha$  é o nível de significância;  $T$  é o tamanho da amostra; e  $\kappa_i$  ( $i = \infty, 1, 2$ ) são valores tabelados por Mackinnon;  $a$  refere-se à regressão de  $Z_t$  sobre  $i_t$ ;  $b$  refere-se à regressão de  $E_t$  sobre  $Z_t$ .

Observando-se os resultados expostos na Tabela 2, pode-se rejeitar a hipótese de raiz unitária para as séries variação da taxa cambial mensal ( $\dot{E}_t$ ) e taxa de inflação mensal ( $\dot{p}_t$ ).<sup>40</sup> Para investigar suas possíveis relações de causalidade, apesar das quebras pronunciadas visíveis nos gráficos do Apêndice, é suficiente

(38) As estimativas foram realizadas com os softwares econométricos *RATS 6.0* e *E-views 4.1*.

(39) A escolha das defasagens dos modelos, com base nos critérios de informação de Schwarz, Akaike e (Log) Máxima Verossimilhança, encontram-se no Anexo 1.

(40) Note que a rejeição da hipótese nula de Zivot e Andrews (1992) não implica assumir que as séries sejam estacionárias em nível, mas que suas primeiras diferenças serão estacionárias considerando-se suas quebras estruturais no intercepto e/ou na tendência. Essa discussão emergiu desde a publicação do trabalho clássico de Nelson e Plosser (1982), passando por Perron (1989) até o trabalho de Zivot e Andrews (1992). O próprio trabalho de Zivot e Andrews (1992, p. 251-253) oferece um sumário da discussão. Ver também Enders (2004, cap. IV) e Patterson (2000, p. 278-283).

estimar o modelo tradicional de Granger (Granger et al., 1998, p. 8) definido na expressão (13).

Tabela 2  
 Teste de Raiz Unitária (Zivot; Andrews, 1992) – 1990:04 a 2005:08

Variável	Defasagens <sup>#</sup> (k)	Constante	Tendência	“ADF”	N
$\dot{E}_t$ [ $\hat{T}_B$ ]	02	Sim	Sim	-10,6152*** [1994:06]	185
$\dot{p}_t$ [ $\hat{T}_B$ ]	00	Sim	Sim	-19,9729*** [1994:07]	185

Obs. #obtidas através do Critério de Informação de Akaike. \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%. Valores críticos (Zivot; Andrews, 1992, p. 257): -5,57; -5,08; -4,82; a 1%; 5% e 10% respectivamente. Local *estimado* da quebra entre colchetes.

Os resultados da Tabela 3 sugerem que se pode rejeitar com segurança a hipótese de raiz unitária para as séries da taxa de juros Selic mensal ( $i_t$ ) e taxa de inflação mensal ( $\dot{p}_t$ ) para os últimos 15 anos da economia brasileira. Assim, suas possíveis relações de causalidade podem ser avaliadas estimando-se o modelo definido pela expressão (13).

Tabela 3  
 Teste de Raiz Unitária (Zivot; Andrews, 1992) – 1990:04 a 2005:08

Variável	Defasagens <sup>#</sup> (k)	Constante	Tendência	“ADF”	N
$i_t$ [ $\hat{T}_B$ ]	00	Sim	Sim	-18,0638*** [1994:07]	185
$\dot{p}_t$ [ $\hat{T}_B$ ]	00	Sim	Sim	-20,0303*** [1994:07]	185

Obs. #obtidas através do Critério de Informação de Akaike. \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%. Valores críticos (Zivot; Andrews, 1992, p. 257): -5,57; -5,08; -4,82; a 1%; 5% e 10% respectivamente. Local *estimado* da quebra entre colchetes.

Os resultados da Tabela 4 indicam que se pode rejeitar com segurança a hipótese nula de que ambas as séries, taxa de juros Selic mensal ( $i_t$ ) e variação percentual da taxa de câmbio nominal mensal ( $\dot{E}_t$ ) têm uma raiz unitária. Seguindo-se Granger et al. (1998), as possíveis relações de causalidade entre essas variáveis podem ser testadas estimando-se o modelo tradicional definido pela expressão (13).

Tabela 4  
Teste de Raiz Unitária (Zivot; Andrews, 1992) – 1990:04 a 2005:08.

Variável	Defasagens <sup>#</sup> (k)	Constante	Tendência	“ADF”	N
$i_t$ [ $\hat{T}_B$ ]	00	Sim	Sim	-18.0638*** [1994:07]	185
$\dot{E}_t$ [ $\hat{T}_B$ ]	02	Sim	Sim	-10,6152 *** [1994:06]	185

Obs. #obtidas através do Critério de Informação de Akaike. \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%. Valores críticos (Zivot; Andrews, 1992, p. 257): -5,57; -5,08; -4,82; a 1%; 5% e 10% respectivamente. Local *estimado* da quebra entre colchetes.

O resumo dos testes de hipóteses (Wald com restrições) das estimativas dos modelos de Granger aparece na Tabela 5, abaixo, de onde se pode concluir sobre o sentido das causalidades entre as variáveis em consideração. As estimativas de cada regressão co-integrante estão listadas no Apêndice (a até e), 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 5 abaixo. Nela constam os testes para: 1) taxa de juros Selic mensal ( $i_t$ ) e spread do C-Bond mensal ( $Z_t$ ); 2) taxa de inflação mensal ( $\dot{p}_t$ ) e variação percentual da taxa de câmbio mensal ( $\dot{E}_t$ ); 3) taxa de juros Selic mensal ( $i_t$ ) e taxa de inflação mensal (IPCA) ( $\dot{p}_t$ ); 4) taxa de juros Selic mensal ( $i_t$ ) e variação percentual mensal da taxa de câmbio nominal ( $\dot{E}_t$ ); e 5) taxa de câmbio nominal mensal ( $E_t$ ) e spread do C-Bond em pontos-base mensal ( $Z_t$ ).

Tabela 5  
Resultados dos testes de causalidade

Sentido da Causalidade	Valor-P (Teste Wald)	Estatística F	Defasagens <sup>#</sup>	Correlação
$i_t \rightarrow Z_t$	0,0000	6,1779***	1	+
$Z_t \neg i_t$	0,2527	1,3913	1	?
$\dot{E}_t \rightarrow \dot{p}_t$	0,0000	37,4780***	1	+
$\dot{p}_t \neg \dot{e}_t$	0,5661	0,3306	1	?
$i_t \rightarrow \dot{p}_t$	0,0022	9,6196***	1	+
$\dot{p}_t \neg i_t$	0,4536	0,5641	1	?
$i_t \neg \dot{E}_t$	0,5113	0,4323	1	?
$\dot{E}_t \rightarrow i_t$	0,0000	51,8591***	1	+
$E_t \neg Z_t$	0,1200	2,4514	1	?
$Z_t \rightarrow E_t$	0,0020	9,9448***	1	+

\*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10% de significância.  $\neg$  independência;  $\rightarrow$  causalidade unidirecional.

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados do Ipeadata. # Conforme Tabelas 5A-5K.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger, mostrados na Tabela 5, permitem 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 financeiros internacionais; b) a variação da taxa de câmbio mensal precede a taxa de inflação (IPCA) mensal; c) a taxa de juros Selic precede a taxa de inflação mensal; d) a variação da taxa cambial mensal precede a taxa de juros Selic fixada pelo Banco Central; e e) o spread do C-Bond precede a taxa de câmbio nominal mensal. A Figura 1 ilustra as relações de causalidade e sinais das correlações entre essas variáveis.

O primeiro resultado a ser destacado é que uma elevação da taxa de juros Selic tende a elevar a percepção de risco dos agentes financeiros internacionais. Assim, em vez de apoiar a visão tradicional, de que a taxa de juros é elevada porque o país é arriscado ou porque ainda não conquistou a sua credibilidade, os resultados endossam as posições alternativas, como as de Paraskevopoulos et al. (1996), Smithin (1999; 2002-03), Lavoie (2000), Cirne de Toledo (2002) e Bresser e Nakano (2002). Com isso, a variável prêmio de risco pode ser tratada como endógena à taxa de juros. Segundo esses autores, um aumento da taxa de juros Selic eleva a percepção de risco dos agentes e não o contrário. Em vista da correlação positiva existente entre essas variáveis, uma decisão de reduzir a taxa de juros levaria a uma queda no risco-país, melhorando o *status* dos títulos nacionais no mercado financeiro internacional.

Outra questão importante envolvida nas discussões sobre a política de juros altos no Brasil reside na sua relação com a volatilidade da taxa de câmbio.<sup>41</sup> Os resultados mostram uma relação unilateral da variação da taxa cambial para a taxa de juros. A precedência da variação cambial, no entanto, não indica a existência de uma taxa básica de juros de equilíbrio ou “natural”, dependente da oferta monetária, para cujo nível o Banco Central tenha que necessariamente (como que por uma “lei econômica”) conduzir a taxa básica da economia por ele estabelecida (Kaldor, 1982; Lavoie, 1992; Pivetti, 1998). Esse resultado expressa pura e simplesmente a decisão política do Banco Central de alterar discricionariamente a taxa básica de juros levando em consideração alterações da taxa de câmbio. Essa decisão, por sua vez, pode influenciar outras variáveis do sistema, como o próprio spread do C-Bond.

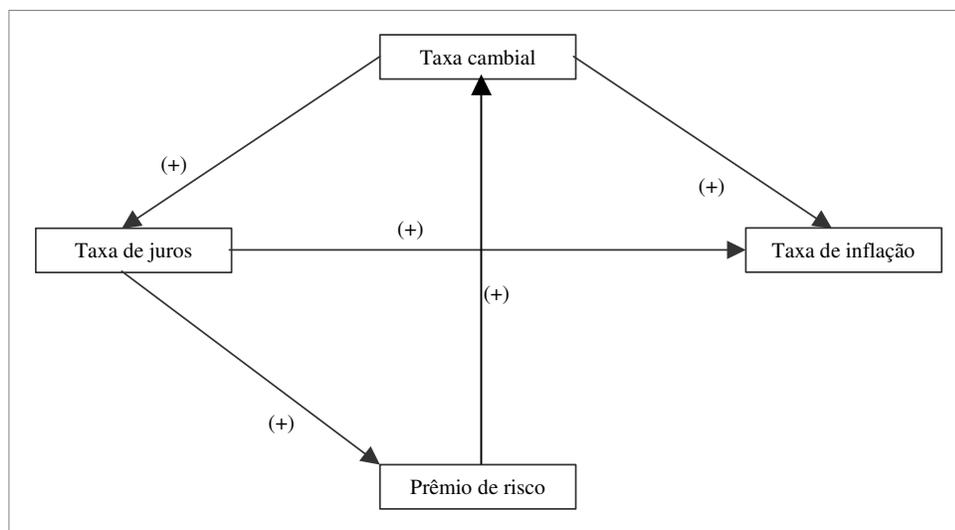
Por essas razões, esses resultados não endossam afirmações como as de Sicsú (2002), de que o Banco Central não tem autonomia para reduzir a taxa de juros, haja vista a variação da taxa de câmbio que ela engendraria. Pelo contrário, os resultados dos testes apontam para a efetiva possibilidade de o Banco Central

---

(41) 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.

fixar a taxa de juros a um nível mais baixo e, com isso, reduzir a volatilidade da taxa cambial via redução do prêmio de risco.<sup>42</sup> Esse achado complementa, também, 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).<sup>43</sup>

Figura 1  
Relações de causalidade e sinais das correlações entre as variáveis



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos resultados da Tabela 5.

Outro resultado importante a ser destacado é a confirmação da existência de uma relação de precedência da variação cambial em relação à taxa de inflação. Para uma economia dependente de importações, como é o caso do Brasil, esse resultado é esperado. É importante combinar esse resultado com o verificado entre a taxa de juros e a variação cambial. Como há uma correlação positiva entre essas variáveis, então é possível esperar que uma redução da taxa de juros seja uma forma indireta de combater a inflação e melhorar o saldo da balança comercial.

Por fim, um resultado importante do ponto de vista teórico é, não somente a precedência temporal da taxa de juros com relação à taxa de inflação, mas também a sua forte correlação positiva. Convencionalmente, seria de esperar uma

(42) Neste trabalho, o sentido do termo autonomia assume dois significados específicos. O primeiro, como apontado pela perspectiva da endogeneidade *plena* da oferta monetária (Kaldor, 1982; Moore, 1988; Lavoie, 1992), indica que o Banco Central pode fixar exogenamente a taxa básica de juros em qualquer circunstância, tendo em consideração seus objetivos políticos e econômicos. O segundo refere-se à *precedência estatística* da taxa básica de juros com relação ao prêmio de risco e este com relação à taxa cambial, tal como encontrado nos testes deste estudo.

(43) O que, implicitamente, pode ser entendido como uma redução no custo.

relação inversa *ex ante* 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 uma elevação proporcional da taxa de inflação. Esses resultados podem ser explicados pelo alto grau de monopólio existente em alguns setores-chave da economia brasileira (telecomunicações, sistema financeiro, transportes, energia, etc.) e pela alta participação dos preços monitorados no índice de inflação. Nessas 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. Nesse caso, vale a pena reproduzir a observação de Kaldor: “*The progressive reduction of interest rates in successive steps, which would have an important cost-reducing effect and would also reduce the cost of living index directly through mortgage rates, etc. There is evidence for believing that interest costs are passed on in higher prices in much the same way as wage costs*” (Kaldor, 1982, p. 63).

Finalmente, um outro resultado esperado, pressuposto no modelo do BC (Bogdanski et al., 2000), é a precedência e correlação positiva do spread do C-Bond para a taxa cambial. À medida que a autoridade monetária eleva a taxa de juros, a percepção de risco dos agentes financeiros aumenta proporcionalmente, refletindo-se no spread do C-Bond. No mercado de câmbio, em contrapartida, esse evento insere um viés na taxa cambial no sentido da depreciação. Por isso, alterações positivas no spread do C-Bond, em decorrência de alterações na política monetária, tendem a elevar a taxa cambial no Brasil. Se, porém, *ceteris paribus*, o spread do C-Bond pode ser tratado como endógeno à taxa de juros, uma redução desta não necessariamente causaria depreciação cambial nas condições atuais da economia brasileira.

### **Comentários finais**

O objetivo principal deste estudo foi averiguar empiricamente a possibilidade de uma política de juros alternativa àquela atualmente seguida pela autoridade monetária no Brasil. Em vista das relações de causalidade e dos mecanismos explicitados neste estudo, é possível observar que a autoridade monetária no Brasil conserva graus de autonomia para fixar sua variável de controle ao nível de sua escolha. Assim, pode-se afirmar que nas condições vigentes no período após 1990, seria possível reduzir a taxa de juros Selic, sem que isso viesse a provocar pressões inflacionárias.

Três seriam os caminhos pelos quais uma redução na taxa de juros provocaria uma queda na inflação. Primeiro, a redução da taxa de juros provocaria *diretamente* uma queda na inflação. O segundo ocorreria através da redução do prêmio de risco. Os testes sugerem que uma redução na taxa de juros melhoraria o

*status* do C-Bond, reduzindo a percepção de risco e a suspeita dos agentes. Uma redução do risco, por sua vez, tenderia a apreciar a moeda nacional,<sup>44</sup> causando uma redução na inflação. O terceiro seria por intermédio da diminuição da variação cambial.

Enfim, os resultados encontrados vão na mesma direção de outros estudos recentes, como o de Gonçalves e Guimarães (2005) e sugerem que seria viável uma política de redução da taxa de juros no Brasil. Com isso, a autoridade monetária poderia promover um círculo virtuoso de crescimento, emprego e melhoria de seus fundamentos (como a relação dívida/PIB), sem comprometer a estabilidade dos preços.

### Referências bibliográficas

AGÉNOR, Pierre-Richard; MONTIEL, Peter J. *La macroeconomía del desarrollo*. México: Fondo de Cultura Económica, 2000.

ARGITIS, George; PITELIS, Christos. Monetary policy and the distribution of income: evidence for the United States and the United Kingdom, *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 23, n. 4, p. 617-638, Summer 2001.

ARIDA, Pérsio. Múltiplos equilíbrios. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3 (87), p. 123-131, jul./set. 2002.

\_\_\_\_\_. Neutralizar a inflação, uma idéia promissora. *Economia e Perspectiva*, Boletim do Conselho Regional de Economia, São Paulo, set. 1984.

ARRIETA, Gerardo M. Gonzales. Interest rates, savings, and growth in LDC's: an assessment of recent empirical research. *World Development*, v. 16, n. 5, p. 589-605, 1988.

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.

BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre A.; WERLANG, Sérgio R. C. *Implementing inflation targeting in Brazil*. Jul. 2000. (Working Paper Series, n. 1). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 9 ago. 2004.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Yoshiaki. Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3 (87), p. 146-180, jul./set. 2002.

CIRNE DE TOLEDO, Joaquim Elói. Risco-Brasil: o efeito-Lula e os efeitos-Banco Central. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3 (87), p. 139-145, jul./set. 2002.

DALZIEL, Paul. The Keynesian multiplier, liquidity preference, and endogenous money. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 18, n. 3, p. 311-331, Spring 1996.

---

(44) É preciso notar que o próprio modelo do BC adota a suposição de uma correlação positiva entre o prêmio de risco e a taxa cambial (Bogdanski et al., 2000). Portanto, uma redução do risco seria uma forma de apreciar a moeda nacional pela redução da taxa de juros. Em estudo recente, Gonçalves e Guimarães (2005) constataram que uma elevação na taxa de juros do Brasil tende a elevar a taxa cambial e não o contrário. "We find that upward unexpected surprises in interest rates in Brazil lead the exchange rate to depreciate, contrary to what interest rate parity would forecast" (Gonçalves; Guimarães, 2005, p. 1).

- DIAZ-ALEJANDRO, C. Good-bye financial repression, hello financial crash. *Journal of Development Economics*, 19, p. 1-24, 1985.
- ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 2004.
- ENGLE, R. F; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.
- 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*, v. 24, n. 2, p. 235-252, Winter 2001-02.
- \_\_\_\_\_; MENDONÇA, Helder Ferreira de; SOBREIRA, Rogério. Proposta de regime cambial para a economia brasileira. In: SICSÚ, João; OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando de (Org.). *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. São Paulo: Manole: Fundação Konrad Adenauer, 2003. p. 153-200.
- FINE, Ben; HAILU, Degol. *Convergence and consensus: the political economy of stabilization and growth*. London, UK: University of London. Center for Development Policy & Research, CPDR, 2000. 35p. (Discussion Paper, n. 1400).
- FRANKEL, Jeffrey A. Measuring international capital mobility: a review. *The American Economic Review*, Papers and Proceedings... v. 82, n. 2, p. 197-202, May 1992.
- FUJII, Eiji; CHINN, Menzie D. *Fin de siècle: real interest parity*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Sept. 2001. (Working Paper, n. 7880).
- GONÇALVES, Carlos E. S.; GUIMARÃES, Bernardo. Monetary policy and the exchange rate in Brazil. Sept. 2005, 12p. Disponível em: <<http://personal.lse.ac.uk/guimarae/copom.pdf>>. Acesso em: 22 out. 2005.
- GRANGER, Clive W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 424-438, jul. 1969.
- \_\_\_\_\_. Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, North-Holland, 12, p. 551-559, 1988.
- \_\_\_\_\_. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, p. 337-357, 2000.
- \_\_\_\_\_; HUANG, Bwo-Nung; YANG, Chin Wei. *A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asia flu*. San Diego: University of California, Apr. 1998. 21p. (Discussion Paper, n. 98-09). Disponível em: <<http://www.econ.ucsd.edu/papers/files/ucsd9809.pdf>>. Acesso em 21 jun. 2004.
- HOLANDA, Marcos Costa; CAVALCANTE, Mileno Tavares. Mobilidade de capital internacional no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*, São Paulo, FEA/USP-FIPE, v. 5, n. 2, p. 261-279, 2001.
- KALDOR, Nicholas. *The scourge of monetarism*. Oxford: Oxford University Press, 1982.
- KAM, Eric; SMITHIN, John. Monetary policy and demand management for the small open economy in contemporary conditions with (perfectly) mobile capital. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 26, n. 4, p. 679-694, Summer 2004.

- LACERDA, A. C. Anos 1990: a modernização conservadora. In: MARQUES, Rosa Maria; REGO, José Márcio (Org.). *Economia brasileira*. São Paulo: Saraiva, 2000. p. 179-216.
- LARA-RESENDE, André. A moeda indexada: uma proposta para eliminar a inflação inercial. *Gazeta Mercantil*, 26, 27 e 28 set. 1984.
- LAVOIE, Marc. *Foundations of post-Keynesian economic analysis*. Aldershot, UK: Edward Elgar, 1992.
- \_\_\_\_\_. Interest parity, risk premia, and post Keynesian analysis. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 25, n. 2, p. 237-249, Winter 2002-03.
- \_\_\_\_\_. A post Keynesian view of interest parity theorems. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 23, n. 1, p. 163-179, Fall 2000.
- \_\_\_\_\_. The reflux mechanism and the open economy. In: ROCHON, L.-P.; VERNENGO, M. (Ed.). *Credit, interest rates, and the open economy: essays on horizontalism*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2001. p. 215-242.
- LOPES, Francisco L. Inflação inercial, hiperinflação e desinflação: notas e conjecturas. *Revista de Economia Política*, v. 5, n. 2, p. 135-151, abr./jun. 1985.
- 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 (Org.). *Dinâmica econômica do capitalismo contemporâneo: homenagem a M. Kalecki*. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2001. p. 289-309.
- MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. (Ed.). *Long-run economic relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1991. p. 267-276.
- MOORE, Basil J. The endogenous money supply. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 10, n. 3, p. 372-385, Spring 1988.
- \_\_\_\_\_. Money supply endogeneity: 'reserve price setting' or 'reserve quantity setting?' *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 3, n. 3, p. 404-413, Spring 1991.
- NELSON, Charles R.; PLOSSER, Charles I. Trends and Random Walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- NURKSE, R. *International currency experience*. Princeton: Princeton University Press, 1944. 256p. (Series of League of Nations).
- 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*, v. 22, n. 3 (87), p. 107-122, jul./set. 2002.
- PANICO, Carlo. Market forces and the relation between the rates of interest and profits. *Contributions to Political Economy*, 4, p. 37-60, 1985.
- PARASKEVOPOULOS, Christos C.; PASCHAKIS, John; SMITHIN, John. Is monetary sovereignty an option for the small open economy? *North American Journal of Economics & Finance*, v. 7, n. 1, p. 5-18, 1996.

PASCHAKIS, John; SMITHIN, John. Exchange risk and the supply-side effects of real interest rate changes. *Journal of Macroeconomics*, v. 20, n. 4, p. 703-720, Fall 1998.

PATTERSON, Kerry. *An introduction to applied econometrics: a times series approach*. New York: St. Martin's Press, 2000.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, p. 1361-1401, 1989.

PIVETTI, Massimo. Thomas Tooke and the influence of the rate of interest on prices: implications for distribution theory. *Contributions to Political Economy*, 17, p. 39-52, 1998.

ROCHA, Katia; MOREIRA, Ajax. *Determinants of the Brazilian sovereign risk: a two-factor structural model*. Abr. 2003. (Ipea Discussion Paper, n. 945). Disponível em: <[www.sbe.org.br/ebe25/136.pdf](http://www.sbe.org.br/ebe25/136.pdf)>. Acesso em: 11 jun. 2004.

SICSÚ, João. A negação da ineficácia da política monetária: a alternativa de Keynes e dos pós-keynesianos. *Análise Econômica*, Departamento de Economia-UFRGS, v. 15, n. 28, p. 80-107, 1997.

\_\_\_\_\_. Flutuação cambial e taxa de juros no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3 (87), p. 132-145, jul./set. 2002.

\_\_\_\_\_; OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F. (Org.). *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*, v. 9, n. 4, p. 395-409, 1997.

\_\_\_\_\_. Money and national sovereignty in the global economy. *Eastern Economic Journal*, v. 25, n. 1, p. 49-61, Winter 1999.

\_\_\_\_\_. Interest parity, purchasing power parity, 'risk premia', and post Keynesian economic analysis. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 25, n. 2, p. 219-235, Winter 2002-03.

\_\_\_\_\_. *Controversies in monetary economics: revised edition*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2003.

STALLINGS, Barbara; PERES, Wilson (Org.). *Crescimento, emprego e equidade: o impacto das reformas econômicas na América Latina e Caribe*. Rio de Janeiro: Campus, 2002.

TELES, Vladimir Kühl. *Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis*. Brasília, DF: Universidade de Brasília, jul. 2003. 19p. Disponível em: <[www.sbe.org.br/ebe25/154.pdf](http://www.sbe.org.br/ebe25/154.pdf)>. Acesso em: 28 maio 2004.

TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. Rational choice and the framing of decisions. In: COOK, K.; LEVI, M. (Ed.). *The limits of rationality*. Chicago: Chicago University Press, 1990. p. 60-89.

VERNENGO, M. Foreign exchange, interest and prices: the conventional exchange rate. In: ROCHON, L.-P.; VERNENGO, M. (Ed.). *Credit, interest rates, and the open economy: essays on horizontalism*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2001. p. 256-270.

WICKSELL, Knut [1966]. *Lições de economia política*. Trad. Maria Beatriz de Albuquerque David. São Paulo: Nova Cultural, 1988.

WOODFORD, Michael. *A neo-Wicksellian framework for the analysis of monetary policy*. Princeton University, Sept. 2000. (Working Paper).

\_\_\_\_\_. The rule and optimal monetary policy. *American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 232-237, May 2001.

ZIVOT, Erik; ANDREWS, Donald W. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 251-270, Jul. 1992.

## Anexo 1 Escolha das defasagens dos modelos

Tabela 5A  
Variável dependente: spread do C-Bond

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-709,0451	12,23500	11,93463
5	-717,1938	12,19043	11,93760
4	-726,1556	12,15952	11,95375
3	-734,1913	12,11391	11,95470
2	-740,9258	12,04795	11,93481
1	-748,8326	12,00138	11,93385

Tabela 5B  
Variável dependente: taxa de juros Selic

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-5,870904	0,612290	0,311916
5	-6,257096	0,535725	0,282903
4	-5,905046	0,448128	0,242358
3	-5,580793	0,362125	0,202916
2	-5,255354	0,277218	0,164086
1	-12,49646	0,313506	0,245975

Tabela 5C  
Variável dependente: taxa de inflação mensal

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-435,2138	5,297840	5,064563
5	-438,4621	5,246763	5,050136
4	-444,8646	5,231373	5,071113
3	-450,2452	5,204673	5,080502
2	-459,1545	5,217135	5,128779
1	-465,8384	5,204883	5,152070

Tabela 5D  
Variável dependente: variação da taxa cambial

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-546,6640	6,557163	6,323887
5	-550,1620	6,501818	6,305191
4	-560,1245	6,519192	6,358933
3	-563,8468	6,466912	6,342742
2	-569,4894	6,436306	6,347950
1	-577,6245	6,433302	6,380489

Tabela 5E  
Variável dependente: taxa de inflação

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-462,1554	5,571203	5,338825
5	-465,2863	5,517508	5,321635
4	-467,4315	5,453331	5,293683
3	-470,8188	5,403465	5,279766
2	-474,9115	5,361775	5,273753
1	-482,2723	5,356137	5,303523

Tabela 5F  
Variável dependente: taxa de juros Selic

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-479,4152	5,765132	5,532755
5	-483,1299	5,716878	5,521005
4	-486,6897	5,667312	5,507664
3	-489,9601	5,614971	5,491272
2	-493,0852	5,561486	5,473464
1	-495,6396	5,502228	5,449614

Tabela 5G  
Variável dependente: taxa de juros Selic

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-545,9416	6,512620	6,280242
5	-554,8482	6,518199	6,322326
4	-557,5569	6,454724	6,295076
3	-561,0113	6,400067	6,276368
2	-565,7591	6,360100	6,272078
1	-572,5300	6,342560	6,289945

Tabela 5H  
Variável dependente: variação da taxa de câmbio nominal

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-547,5796	6,567510	6,334233
5	-550,5534	6,506216	6,309589
4	-559,6896	6,514334	6,354074
3	-563,3069	6,460914	6,336743
2	-569,5123	6,436558	6,348202
1	-577,5724	6,432730	6,379917

Tabela 5I  
Variável dependente: taxa de juros Selic

Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-446,9526	5,400384	5,168007
5	-450,5490	5,352844	5,156972
4	-454,9720	5,314892	5,155244
3	-458,2133	5,264177	5,140479
2	-468,4298	5,290548	5,202526
1	-472,7606	5,252184	5,199570

Tabela 5J  
Variável dependente: spread do C-Bond

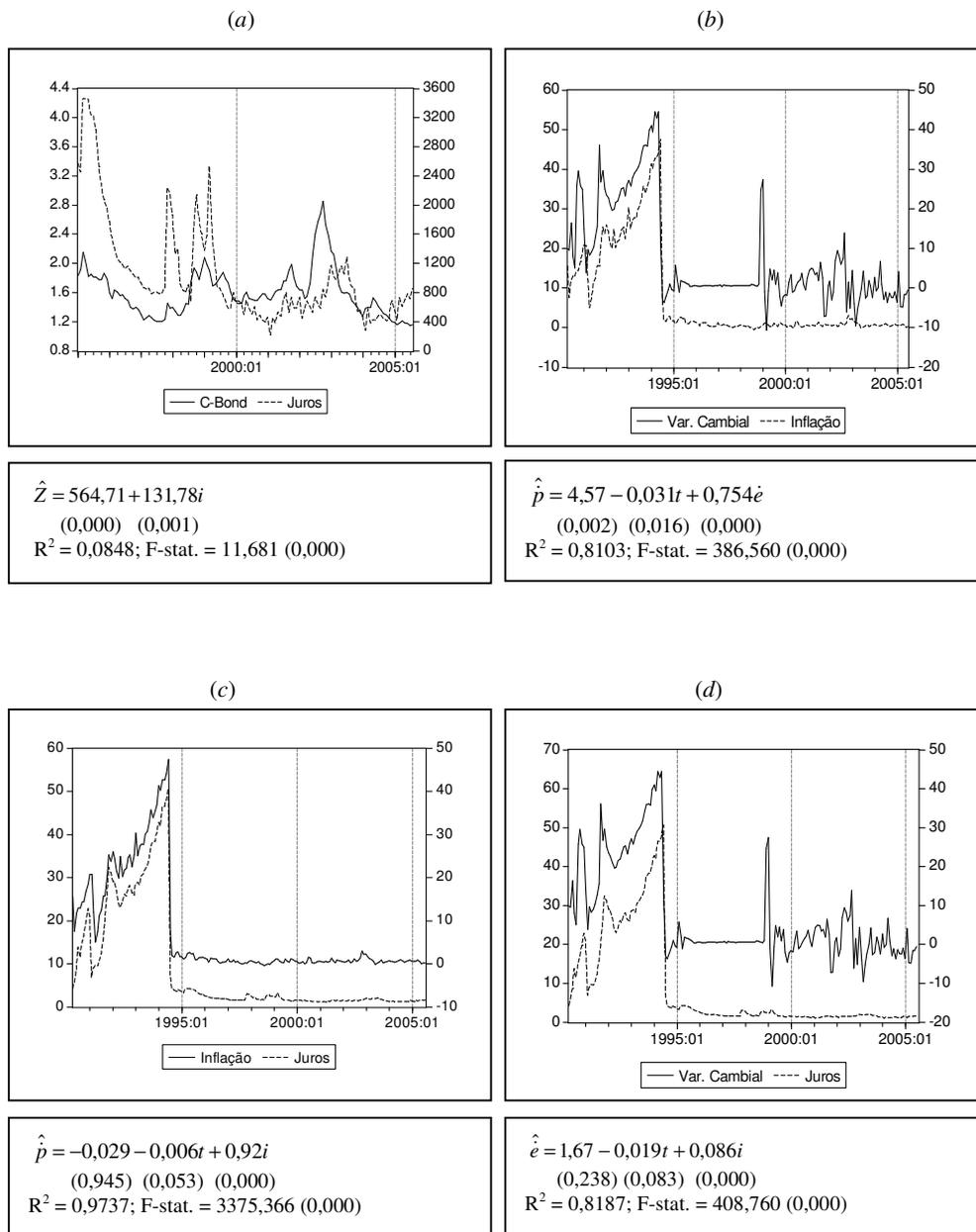
Defasagens	Log-likelihood	Schwarz	Akaike
6	-713,4437	12,30771	12,00733
5	-720,8013	12,24956	11,99674
4	-728,1558	12,19204	11,98627
3	-735,4881	12,13482	11,97562
2	-744,9348	12,11209	11,99896
1	-752,6924	12,06265	11,99512

Tabela 5K  
Variável Dependente: Taxa de câmbio nominal

Defasagens	Log-likelihood	Schwartz	Akaike
6	118,9783	-1,451334	-1,751708
5	118,9882	-1,517477	-1,770299
4	119,3777	-1,588989	-1,794759
3	117,8792	-1,629165	-1,788374
2	118,7463	-1,706808	-1,819941
1	118,8701	-1,771677	-1,839208

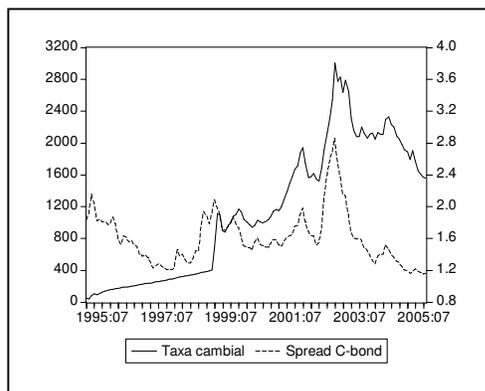
## Anexo 2

### Comportamento das variáveis analisadas e regressões co-integrantes<sup>45</sup>



(45) P-Valor entre parênteses.

(e)



$$\hat{E}_t = -0,058 + 0,021t + 0,00081Z_t$$

(0,364) (0,000) (0,000)

$$R^2 = 0,9339; F\text{-stat.} = 883,335 (0,000)$$

(a) taxa de juros Selic mensal e spread do C-Bond mensal – 1995:01 – 2005:08; (b) variação da taxa de câmbio nominal mensal e taxa de inflação mensal – 1990:04 – 2005:07; (c) taxa de inflação e taxa de juros Selic mensal – 1990:04 – 2005:08; (d) taxa de juros Selic mensal e variação da taxa cambial – 1990:04 – 2005:08; (e) spread do C-Bond e taxa de câmbio nominal mensal – 1995:01-2005:08. As linhas pontilhadas referem-se à escala da esquerda.

### Anexo 3 Base de dados

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>.

**Inflação:** IPCA – Mensal – (% a.m.) – IBGE/SNIPC – Precos12\_IPCAG12. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Obs.: o valor de agosto de 1991 não está disponível na série original. Valores de agosto e setembro de 1991 imputados pelo IPEA (média geométrica dos valores de agosto e setembro).

**Taxa de câmbio:** R\$ / US\$ – comercial – compra – média – Mensal – R\$ – BCB Boletim/BP – Bm12\_ERC12. Quadro: Taxas de câmbio do Real. Obs.: Cotações para contabilidade. Os valores dos dois últimos meses são obtidos na Gazeta Mercantil.

**Taxa de juros:** Over/Selic – (% a. m.) – BCB Boletim/M. Finan. – Bm12\_TJOVER12. Dados mais recentes atualizados pela Sinopse da Andima. Obs.: A taxa Overnight/Selic é a média dos juros que o governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Refere-se à média do mês. Serve de referência para outras taxas de juros do país. A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia.

**C-Bond:** Spread – Mensal – (p.p.) – Valor Econômico – Valor12\_TJCBOND12. Em pontos-base sobre título do Tesouro dos EUA. Série obtida através da média da série diária. O C-Bond é o principal título da dívida externa brasileira, negociado no mercado internacional. Quanto maior a procura pelo papel, maior é o seu valor de mercado (sempre menor que o valor de face), ou seja, maior o sinal de confiança dos investidores na economia do país.