

Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil*

Cleomar Gomes**

Márcio Holland***

A proposta deste trabalho é analisar empiricamente a relação entre uma determinada função de reação do Banco Central do Brasil, também conhecida como regra de Taylor, e a dívida pública do País. Este artigo justifica-se uma vez grande parte da literatura corrente a respeito das funções de reação do Banco Central não contempla a dívida pública em seus modelos. Nossos resultados apontam para o fato de que, ao elevar a taxa de juros, a autoridade monetária até consegue uma redução na inflação e no crescimento do PIB. Entretanto, estes impactos ficam, sobremaneira, amortecidos pelo aumento da relação dívida/PIB e, por conseguinte, pela probabilidade de default do País. Este aumento na probabilidade de default, mais do que explicar as altas taxas de juros, deve ser explicado, em grande medida, por elas.

Palavras-chave: Política monetária, regra de Taylor, dívida pública

Classificação JEL: E52; E42; C32

* Este artigo é uma versão revisada de um trabalho com título semelhante apresentado no XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC (2003). Os autores agradecem os comentários de dois pareceristas anônimos desta revista. Erros e omissões remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

**Doutorando em Economia – FGV-EESP. E-mail: cleomargomes@gvmail.br.

***Professor de Economia da Universidade Federal de Uberlândia e Pesquisador do CNPq. O autor agradece o apoio do CNPq. E-mail: mholland@ufu.br.

The aim of this paper is to analyze, empirically, the relationship between the Central Bank's reaction, also known as Taylor Rule, and the Brazilian public debt. The article is justified once the majority of the researches regarding the Brazilian reaction function doesn't model the public debt. Our results show that when the Central Bank increases the interest rate, it manages to decrease inflation and the GDP growth. However, these impacts are smoothed by the increase of the debt/GDP and, as a result, by the probability of default. The latter, better than explaining higher interest rates, is explained by them .

Key Words: Monetary policy, Taylor rule, public debt

1. Introdução

A proposta deste trabalho é analisar empiricamente a relação entre uma determinada função de reação do Banco Central do Brasil (BC), também conhecida como regra de Taylor, e a dívida pública do País. Nossa hipótese é que, em condições de um elevado endividamento público, pequenas elevações na taxa de juros geram uma grande elevação na probabilidade percebida de moratória. Sendo assim, ao estipular a taxa de juros básica da economia, o BC leva em consideração não só o hiato do produto e o desvio da inflação em relação à meta mas, também, o nível e a composição da dívida pública do País. Em poucas palavras, a hipótese do artigo é de que o BC coordena sua regra de taxa de juros também em função do grau de endividamento público do País dado a influência deste fator na economia do País como um todo. A justificativa da pesquisa está no fato de a maioria das pesquisas a respeito da função de reação do BC não contemplarem a dívida pública em seus modelos, o que deixa um hiato passível de ser preenchido.¹

Para analisar tal hipótese faremos, inicialmente, uma breve revisão teórica da condução de política monetária baseada nas regras de Taylor.

¹ Alguns dos trabalhos sobre a recente condução da política monetária brasileira são: Minella et alli (2002), Portugal e Silva (2002), Salgado, Garcia & Medeiros (2001).

Em seguida, faremos um relato do modelo de probabilidade de moratória da dívida pública presente em Romer (2001). O próximo passo será a análise empírica dos dados a partir de um modelo embasado pela metodologia dos Vetores Auto-regressivos (VAR), para o período compreendido entre janeiro de 1999 e maio de 2003. Para tal, analisaremos as seguintes variáveis: taxa de juros, dívida pública, taxa de câmbio nominal, índice de preços ao consumidor e produto interno bruto.

Desta forma, o trabalho conterà, além desta introdução, uma segunda seção referente à revisão da literatura de política monetária e da regra de Taylor. A terceira seção será dedicada à aglutinação do modelo de dívida contido em Romer (2001) com análise da regra de Taylor, especificamente para o caso brasileiro. Na seção seguinte será feita uma apresentação do referencial teórico da metodologia VAR, das variáveis do modelo e do procedimento econométrico além da interpretação dos resultados. A quinta e última seção será dedicada às considerações finais acerca do problema levantado.

2. Política monetária e regra de Taylor

Já por vários anos, macroeconomistas têm se debruçado em estudos a respeito da melhor condução da política monetária, doravante PM, de forma a otimizar os ganhos sociais e obter credibilidade por parte dos agentes econômicos. Os trabalhos de Kydland & Prescott (1977) e Barro & Gordon (1983a & 1983b), por exemplo, já mostravam como o comprometimento da autoridade monetária, doravante AM, a um certo tipo de regra de PM era capaz de eliminar o viés inflacionário de tais políticas. Estudos mais recentes já inovam a discussão das regras de PMs ao assumirem uma certa rigidez nominal de preços, pelo menos temporária, fazendo com que surjam efeitos não neutros da PM. Clarida, Gali & Gertler (1999), Svensson & Woodford (2003), Woodford (1999a, 1999b) são alguns exemplos de estudos que seguem esta linha de pesquisa. Clarida, Gali & Gertler (1999), por exemplo, propõem um modelo para uma economia fechada cujo instrumento de PM, para a reação ao estado corrente da economia, é a taxa de juros de curto prazo. Já o comportamento do setor privado depende do curso presente e do curso esperado da economia,

o que torna relevante a credibilidade da PM. Assim, autoridade monetária que reconhece o caráter *forward-looking* do setor privado deveria notar que a evolução das variáveis-objetivo da economia não depende somente das ações correntes mas, também, da expectativa futura do setor privado em relação às atitudes dos formuladores de políticas econômicas. Desta maneira, um resultado mais desejável pode ser alcançado se as expectativas do setor privado ajustarem-se, de modo apropriado, aos choques observados na economia. No entanto, não faz sentido o BC supor que tem poderes de manipular as expectativas através de anúncios de intenções não relacionadas com o que ele realmente fará no futuro, pois a otimização pretendida pela AM dependerá da credibilidade de seus compromettimentos ao comportamento futuro tendo em vista, também, suas atuações passadas. Assim, o comportamento do BC não depende somente das condições correntes da economia e das previsões atuais das condições futuras da mesma, mas das suas decisões pretéritas (Woodford, 1999b).

O modelo macroeconômico proposto por Clarida, Gali & Gertler (1999) possui uma curva IS, relacionando inversamente o hiato do produto (x_t) com a taxa de juros real, com a seguinte forma:

$$x_t = -\phi[i_t - E_t\pi_{t+1}] + E_t x_{t+1} + g_t \quad (1)$$

Já a Curva de Phillips relaciona positivamente inflação ao hiato do produto:

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (2)$$

em que i_t é a taxa nominal de juros e g_t e u_t são perturbações definidas como:

$$g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t \quad \text{e} \quad u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t \quad (3)$$

onde $0 \leq \mu, \rho \leq 1$ e ambas as perturbações são variáveis aleatórias do tipo *i.i.d.* com média zero e variância σ_u^2 . Além disso, u_t é um choque de oferta do tipo *cost push* e g_t é uma função das mudanças esperadas dos gastos governamentais relativas às mudanças esperadas no produto

potencial. Assim, g_t desloca a curva IS e pode ser interpretado como um choque de demanda.

O modelo é fechado definindo a taxa de juros nominal como o instrumento de política monetária, isto é, definindo uma regra de taxa de juros inspirada em Taylor (1993). Neste trabalho seminal, as taxas de juros são ajustadas de acordo com o desvio do produto de sua taxa potencial e com o desvio da inflação abaixo ou acima da meta. Noutras palavras, a taxa de juros nominal deve subir a patamares superiores à inflação para que a taxa real aumente com o aumento da inflação e, por outro lado, a taxa de juros deve cair se o produto estiver abaixo de seu nível potencial e aumentar se o produto estiver acima deste mesmo nível. Em sua forma original, a regra tem a seguinte fórmula:

$$r = p + 0.5y + 0.5(p - 2) + 2 \quad (4)$$

onde: r é a *federal funds rate*, p é a taxa de inflação dos últimos quatro trimestres e y é o desvio percentual do PIB real de sua meta.

A função de reação composta de um componente *forward looking* capta as expectativas futuras de inflação e produto e, segundo Clarida, Gali & Gertler (1998), pode ter a seguinte forma:

$$(5)$$

onde i_t^* é a meta para a taxa de juros no período t e é determinada a cada período como uma função dos hiatos entre inflação esperada e produto e seus respectivos níveis de meta. Já os componentes $\pi_{t,k}$ e π^* são, respectivamente, a mudança percentual no nível de preços entre t e $t+k$ e a meta para a inflação. A medida da média do hiato do produto entre os períodos t e $t+q$ é dada por $x_{t,k}$ ao passo que α é, por construção, a taxa nominal desejada quando inflação e produto estão nas metas desejadas. Por fim, E é o operador esperança e \mathcal{I}_t é o conjunto de informações no tempo da imposição da taxa de juros. Sendo assim, a regra de Taylor original é um caso especial para a equação acima e somente se verifica caso a inflação defasada, ou a combinação linear de inflação defasada e hiato do produto, for estatisticamente suficiente para a previsão da inflação futura.

Tendo este modelo macroeconômico em mente, o objetivo da autoridade monetária é traduzir o comportamento das variáveis-objetivo da economia numa medida de bem-estar para guiar as escolhas de políticas econômicas. Minella (2002) representa tanto a meta para o hiato do produto (x_t^*) e a meta para a inflação (π_t^*). Assim, o objetivo da PM passa a ser a minimização da seguinte Função de Perda Social Intertemporal:²

$$P = \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\alpha (x_{t+i} - x_{t+i}^*)^2 + (\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^*)^2 \right] \right. \quad 6)$$

onde β é o fator de desconto e α é o peso relativo dos desvios do produto.

Deste arcabouço teórico surge, também, a discussão de metas inflacionárias que vêm justamente para dar apoio às funções de reação do BC. Com o regime de metas inflacionárias, o manejo dos instrumentos de política econômica se torna prerrogativa do arbítrio das autoridades monetárias que, por sua vez, devem ter transparência em suas atitudes e, também, devem prestar contas dos caminhos traçados. Em outras palavras, as metas numéricas de médio prazo para a inflação e o comprometimento oficial das autoridades devem se tornar públicos. Dada a facilidade de assimilação do regime de metas inflacionárias pela população e pelos poderes públicos, o monitoramento externo das atividades das AMs se torna mais fácil e transparente. Por isso, o poder discricionário outorgado aos *policymakers* fica inibido pela prestação de contas dos mesmos ao público em geral (Holland & Canuto, 2002).

A adoção de metas inflacionárias não significa a falta de preocupação com os resultados econômicos reais como níveis de produção e desemprego. Também não implica na descrença de uma relação entre os resultados reais da economia e inflação no curto e até no médio prazo. A idéia de uma meta quantitativa para a inflação é que, no longo prazo, a política monetária pode determinar a taxa de inflação média de um país, mas não

2 A solução intertemporal da equação (6) encontra-se no apêndice do trabalho.

pode determinar seu produto médio e nível de emprego (Friedman, 2000). Em poucas palavras a regra de política monetária deve: 1. responder às mudanças no produto ou na inflação; 2. ter como principal instrumento a taxa de juros e não a oferta de moeda; 3. deixar flexível a taxa de câmbio pois, com câmbio flutuante e liberdade de movimento de capitais, a volatilidade se transfere da taxa de juros para a taxa de câmbio, o que influi nas taxas de inflação. Sendo assim, o BC deve evitar intervir no mercado cambial, a não ser para reduzir flutuações bruscas produzidas pelo descompasso eventual entre os fluxos de oferta e procura de divisas. Mesmo no regime de metas inflacionárias, caso o mercado tenha a percepção de que a AM está defendendo a taxa de câmbio com intervenções sistemáticas, o velho jogo é restabelecido: ou se volta à volatilidade da taxa de juros com todos os seus inconvenientes ou perde-se reservas (Delfim Netto, 1999). Além destes pontos, nossa hipótese, como já relatada, é de que a regra de política monetária brasileira tem se pautado também pela consideração da dívida pública.

Desta maneira, a política monetária num ambiente de baixa inflação pode ser pensada como uma combinação de uma meta inflacionária *ex ante* e uma estratégia de resposta *ex post* a choques imprevistos. Sendo assim, o setor privado deseja ter conhecimento de alguns fatores pertinentes à função de reação do BC. Primeiro, qual a taxa de inflação ótima objetiva pelo BC. Segundo, como o BC lida com o exercício de sua “discrição restrita” para responder a choques e, assim, estabilizar a inflação e o produto (King, 1999).

3. Dinâmica da taxa de juros em condições de endividamento público

Passaremos, agora, a analisar um modelo em que o governo tenta emitir mais títulos de dívida pública. A razão para tal estudo está no fato de, durante o período analisado, a economia brasileira ter enfrentado diversos problemas relativos à sua dívida pública, seja interna ou externa. A questão aqui é entender o porquê de investidores rejeitarem a compra de títulos de dívida de determinado país, a qualquer patamar de taxa de juros, e se tal crise pode ocorrer de forma inesperada.

A hipótese do modelo de Romer assume um governo detentor de um estoque de dívida D que deve ser repassada aos investidores por um determinado período de tempo. Para tal, o governo oferece uma taxa de juros R e, desta forma, RD será o serviço da dívida que deverá ser honrado ao final do período em questão. T é a receita potencial do governo proveniente da arrecadação de impostos. Assim, se $T > RD$, o governo honra sua dívida. Se $T < RD$ o governo declara moratória da dívida.

D pode ser interpretado como a soma de toda a dívida emitida previamente, e com data de vencimento, somada ao novo estoque de dívida que o governo emitirá. Já T pode ser interpretado como sendo a soma das arrecadações governamentais e da receita adquirida via emissão de nova dívida. Assim, a idéia em Romer (2001) é determinar quando o governo não é capaz de induzir os investidores a adquirir seus papéis, ou seja, deseja-se conhecer quando a crise se inicia dada a incapacidade de o governo rolar sua dívida.

Pode-se simplificar este modelo por meio de duas hipóteses: 1. o *default* é tudo ou nada, ou seja, ou o governo honra integralmente o serviço da dívida ou declara moratória de forma integral; 2. os investidores são neutros ao risco.

O equilíbrio do modelo é descrito por duas equações. A primeira delas iguala os ganhos esperados ' R ' pela aquisição da dívida governamental e os ganhos ' R^* ' na ausência de riscos, aqui denotados por R^* . Sendo ' p ' a probabilidade de *default*, o governo irá pagar R com probabilidade ' $1-p$ ' e ' 0 ' com probabilidade ' p '. Assim, o equilíbrio será :

$$(7)$$

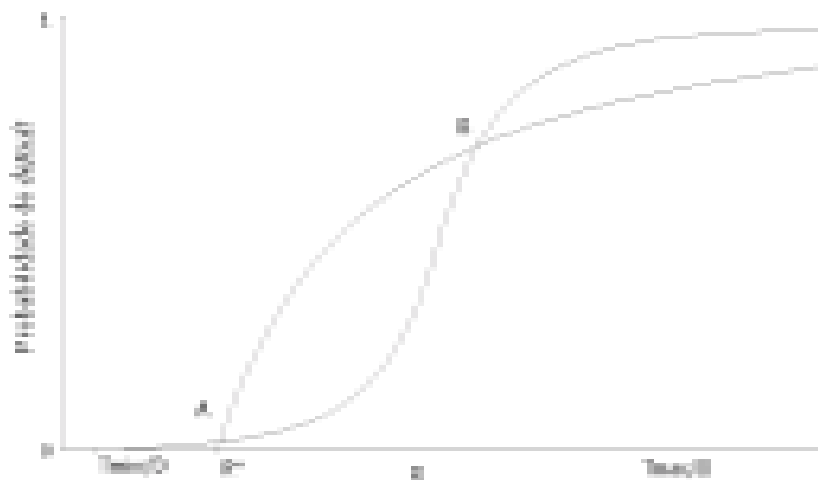
Esta condição pode ser rearranjada como função de R :

$$p = \frac{R - R^*}{R} \quad (8)$$

Considerando valores mínimos e máximos para a receita governamental esperada, T_{min} e T_{max} , a probabilidade de *default* é 0 se $R < T_{min} / D$ ou 1 se $R > T_{max} / D$. A condição para que a curva (Figura 1) apresente formato de S é a aceitação da hipótese que a receita T tem uma função de densidade do tipo *bell-shaped*, isto é, tem distribuição normal. Nesse caso, o conjunto de pontos de equilíbrio no espaço (π, R) origina uma curva com concavidade para cima no início, e concavidade para baixo no final. É importante ressaltar que a curva é traçada dada uma distribuição para T e que modificações acerca das expectativas para maiores ou menores valores da receita governamental provocam deslocamentos, respectivamente, para a direita ou para a esquerda. Sendo assim, a curva da Figura 1 denota as combinações entre probabilidade de *default* e taxa de juros real necessária à remuneração da dívida, combinações estas que satisfazem o devedor, isto é, o governo.

O equilíbrio se dá na intersecção das duas curvas que formam a função de densidade, onde as duas equações são satisfeitas. Ou seja, o equilíbrio depende da combinação entre as condições que levam os investidores a comprar e reter títulos e da capacidade de pagamento da dívida pelo governo. Nessa situação, a taxa de juros oferecida pelo governo é suficiente para que os investidores carreguem os títulos de dívida e a probabilidade de *default* é condizente com a probabilidade de a receita governamental ser inferior ao serviço da dívida, dada a taxa de juros oferecida. Entretanto, existe outro equilíbrio que não satisfaz estas condições e é definido quando $R \rightarrow \infty$, o que faz com que $\pi \rightarrow 1$. Neste caso, os investidores entendem que o governo não irá honrar a dívida vincenda e não aceitam deter papéis a nenhuma taxa de juros. Se não há espaço para o carregamento de títulos, de fato a probabilidade de *default* torna-se 1 o que, de modo circular, faz com que os investidores não aceitem carregar títulos mesmo a mais alta das taxas de juros. Nesse equilíbrio “perverso” não é possível ao governo emitir nova dívida mesmo que apenas para saldar os compromissos a vencer da dívida antiga, ou seja, promover rolagem integral do endividamento.

Figura 1: Equilíbrios do modelo de dívida



FONTE: ROMER (2001)

É possível extrair do modelo quatro implicações, todas relevantes para este trabalho. A primeira delas é a possibilidade de múltiplos equilíbrios. Do ponto de vista dos investidores, quanto mais elevada a probabilidade de *default*, maior a taxa de juros demandada para carregamento dos títulos. Para o governo, quanto maior a taxa de juros paga, mais elevada a probabilidade de *default*. Dessa forma, a inclinação das curvas é a mesma, isto é, taxa de juros e probabilidade de *default* se movem na mesma direção, seja do ponto de vista do governo ou dos investidores. A mesma inclinação, ao contrário de um modelo tradicional de oferta e demanda, permite a existência de mais de um ponto de intersecção não definindo, assim, um único ponto de equilíbrio.

Na Figura 1 estão ilustrados dois de três possíveis equilíbrios. No ponto A, a probabilidade de *default* é baixa e a taxa de juros compatível é pouco superior àquela na ausência de risco. No ponto B a probabilidade de *default* é significativamente maior, e o *spread* em relação a uma taxa de juros básica – vigente quando a probabilidade de *default* é tida como inexistente – é bastante elevado. O ponto C não está desenhado pois suas coordena-

das seriam $\pi = 1$, mas $R = \infty$. É a situação na qual os investidores recusam-se a carregar títulos mesmo com uma taxa de juros tendendo ao infinito. Em termos dinâmicos, os pontos A e C representam equilíbrios estáveis ao passo que o ponto B é um equilíbrio instável. Partindo de B, se os investidores crêem que a real possibilidade de *default* é levemente inferior à probabilidade associada a este ponto, eles aceitarão reter títulos a uma taxa de juros compatível com essa nova crença, também inferior à taxa de juros associada à B. Com a nova taxa de juros para o financiamento da dívida, a atual probabilidade de moratória torna-se de fato inferior àquela anteriormente conjecturada pelos investidores, realimentando o processo e dando início a mais uma rodada. O mesmo argumento pode ser invocado para a hipótese de, inicialmente, os investidores considerarem a probabilidade de *default* levemente superior àquela associada ao ponto B. A idéia é que um equilíbrio em B pode ser facilmente deslocado em direção aos pontos A ou C, respectivamente, em função das expectativas otimistas ou pessimistas dos investidores. O caráter dessa expectativa, otimista ou pessimista, pode apresentar uma intensidade mínima mas suficiente para detonar a primeira rodada do processo que, ao cabo, pode significar o abandono do equilíbrio em B em direção aos pontos A ou C. Portanto, expectativas auto-realizáveis constituem-se elementos importantes do modelo.

De outra parte, o Brasil experimentou, especialmente em 2002, alguns problemas de uma dinâmica muito particular de comportamento da taxa de juros e desta com a probabilidade de moratória. Neste ambiente, algumas sugestões analíticas ganharam atenção especial e entre elas destaca-se a formulação de Bresser-Pereira & Nakano (2002). Os autores sugeriram que, no sentido de reduzir a dívida do setor público e recuperar o crescimento econômico, seria necessário seguir uma política monetária baseada em baixas taxas de juros. A lógica associada a esta proposta está no argumento de que o determinante principal das altas taxas de juros não era alto risco-país de então, mas a dinâmica da própria dívida pública. Assim, Bresser-Pereira & Nakano (2002) argumentaram que, quando o BC define uma alta taxa de juros, o resultado é um aumento na razão dívida/PIB no tempo e, por conseguinte, um maior risco-país. Em outras palavras, os autores estabeleceram uma clara causalidade entre taxa de juros doméstica e o prêmio de risco-país.

Considerando o fato de a dívida pública federal estar crescendo de modo substancial desde 1996, a hipótese de *default* se tornou mais facilmente aceita a partir de 1999, quando a razão dívida/PIB ultrapassou 50%. Esta aceitação se torna ainda mais coerente caso seja levado em conta o perfil temporal e por indexador desta dívida, a saber, quase 90% da mesma é indexada à taxa de juros pós-fixada e à taxa de câmbio e com perfil, predominantemente, de curto e curtíssimo prazos. Esta situação pode ser ilustrada pela Curva de *Default* do Brasil representada na Figura 2. Isso expressa a relação entre a probabilidade de moratória e a taxa de juros, condicionada à dívida pública federal como percentual do PIB (Div). Esta probabilidade pode ser expressa como se segue:

$$(9)$$

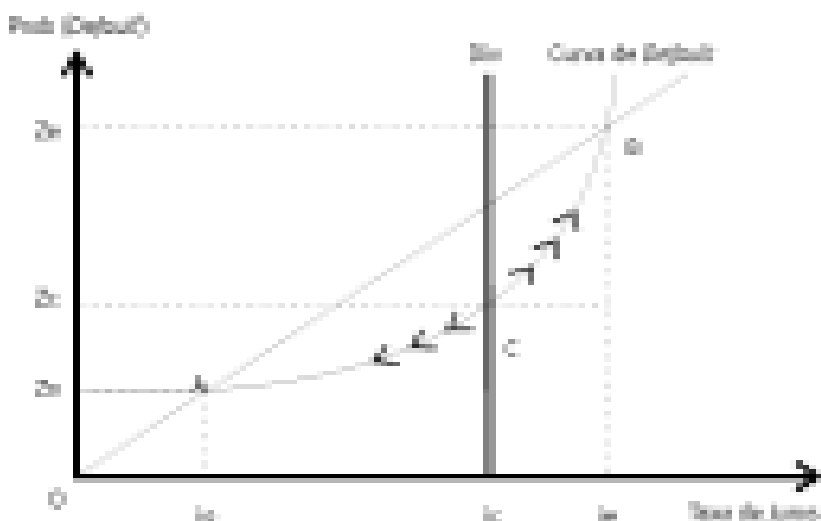
onde, $Z \rightarrow 1$, se $Div > 50\% \text{ GDP}$, e $Z \rightarrow 0$, se $Div < 50\% \text{ GDP}$.

Na Figura 2, o ponto C representa a situação crítica quando um aumento na taxa de juros é seguido por crescimento mais rápido na Prob (*default*). Quando a taxa de juros está entre i_c e i_e há uma propensão maior em acreditar no *default* mesmo que as autoridades monetárias reduzam a taxa de juros. Neste caso especial, uma equação simples de probabilidade de *default* pode assumir a seguinte expressão:

$$\text{Prob}(\text{default}) = \alpha \text{Div} + (1 - \alpha) (e^{\text{Div}}) \cdot (i_n - i_c) \quad (10)$$

onde a Prob(*default*) cresce com a dívida, seja em seu componente de volume (em percentual do PIB), seja mediante seu perfil indexado fortemente à taxa de juros; para este segundo componente a Prob(*default*) cresce exponencialmente com a taxa de juros tal que ultrapassa a do seu nível crítico em Z_c . Z_c representa a habilidade institucional em administrar a dívida na relação entre autoridades monetárias e credores, incluindo o grau de credibilidade desta interação.

Figura 2: Curva de *Default* do Brasil



FONTE: HOLLAND & VIEIRA (2003).

Assim, na figura 2, a curva horizontal de dívida pública (Div) divide a probabilidade de *default* em dois momentos. No primeiro, a curva é menos exponencial e corresponde a uma situação onde as autoridades monetárias são capazes de reduzir a taxa de juros, conforme alguma sugestão da regra de Taylor, e onde há uma queda da probabilidade de *default*. No segundo momento, ao lado direito da curva vertical, uma alta taxa de juros pode ser interpretada como um sinal de fragilidade e há uma forte tendência de deslocamento rumo ao ponto B, muito mais do que a permanência em C ou queda abaixo do mesmo.

Há, deste modo, um claro condicionante advindo da relação dívida/ PIB na formação da taxa de juros pelas autoridades monetárias e, por conseguinte, a regra de Taylor, deveria contemplar tal fato. Se é assim, a função perda³ destacada na equação 6 passaria a conter a relação dívida pública/PIB, aqui definida por δ :

³ A minimização dessa função segue os mesmo passos do exercício relatado no apêndice do trabalho.

(11)

4. Resultados econométricos

4.1. A Metodologia e os Dados

A análise empírica do trabalho está baseada na Econometria de Séries Temporais e, em especial, na metodologia dos Vetores Auto-regressivos (VAR). Esta metodologia é tão-somente uma extensão de uma regressão univariada para um ambiente multivariado e cada equação definida pelo VAR nada mais é que uma regressão por MQO de uma determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo (Stock & Watson, 2001). Desta forma, o uso da metodologia VAR tem sido advogado como uma maneira de se estimar relações dinâmicas entre variáveis endógenas sem a imposição, *a priori*, de fortes restrições. Uma vantagem da abordagem é a não necessidade de se decidir quais variáveis são endógenas ou exógenas, pois todas as variáveis são tomadas como endógenas (Davidson & Mackinnon, 1993).

Uma vez que as matrizes de coeficientes de um VAR estimado são de difícil interpretação direta, as estimações feitas são comumente sumarizadas por certas funções destas matrizes. Para isso, as seguintes estatísticas são utilizadas: Teste de Causalidade de Granger, Funções de Resposta a Impulsos e Decomposição da Variância dos Erros de Previsão.

O Teste de Causalidade de Granger examina se os valores defasados da variável, digamos Y_{jt} , ajudam a prever outra variável, digamos Y_{it} , condicional ao uso dos valores defasados de todas as variáveis com exceção de Y_{jt} . O teste de causalidade de Granger é o Teste 'F' da hipótese que valores defasados da j^{th} variável podem ser excluídos da equação i^{th} na forma reduzida do VAR. A rejeição da hipótese indica que tais defasagens são úteis, na margem, na previsão de Y_{it} .

As Funções de Resposta a Impulso podem ser definidas como a derivada parcial de Y_{jt+k} tratadas como função do horizonte k , com respeito

a um choque específico no tempo 't', mantendo todos os outros choques constantes. Na sua forma conjunta, essas funções ligam o valor corrente do termo do erro aos futuros valores de Y_t ou, equivalentemente, ligam os valores passados e correntes do termo de erro aos valores correntes de Y_t .

A Decomposição de Variância mede a importância do erro na j^{th} equação na explicação dos movimentos inesperados na i^{th} variável. Quando os erros do VAR não são correlacionados entre as equações, a variância do erro de previsão no período 'h' em diante pode ser escrita como a soma dos componentes vindos de cada um destes erros (Stock & Watson, 2001).

As variáveis a serem utilizadas na estimativa estão relatadas a seguir. Todas são de periodicidade mensal, de janeiro de 1999 a maio de 2003.

1. **Selicmes:** Taxa de juros Selic acumulada no mês.
2. **PIB⁴:** Produto Interno Bruto calculado pelo Banco Central em milhões de dólares americanos .
3. **IPCA:** Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo.
4. **TCN⁵:** Taxa de Câmbio Nominal – Livre – Dólar americano (venda) – média de período.
5. **DIV:** Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) – Total – Setor público consolidado. A taxa de câmbio nominal e a relação dívida pública sobre o PIB.

4 Uma alternativa à utilização desta variável seria o uso da série Produção Física Industrial do IBGE, como *proxy* da atividade.

5 Os autores estão cientes dos questionamentos acerca da utilização da taxa nominal de câmbio na regra de Taylor e sob o regime de metas inflacionárias. Neste regime, variações cambiais não deveriam influenciar o comportamento da taxa de juros pois, se isso fosse verdade, a autoridade monetária deveria exercer um controle sobre a taxa de câmbio para evitar repiques inflacionários. A opinião dos autores é que a taxa de câmbio, assim como a dívida pública, tem papel importante na função de reação do BC e, por isso, deve ser contemplada. Para maiores detalhes sobre o referido questionamento o leitor pode referir-se ao trabalho de Barcellos & Althaus (2003).

4.2.1. O Modelo

O propósito principal da investigação empírica será o de testar o comportamento da taxa de juros em condições de regra de Taylor e sob endividamento público elevado. Conforme discutido anteriormente, espera-se que sempre que o produto se aproxime do seu nível de preço flexível, o BC eleve a taxa de juros. Além disso, se a taxa de inflação ultrapassa sua meta, o BC também eleva a taxa de juros. Entretanto, quando assim se procede, o BC provoca uma elevação na probabilidade de *default*, conforme dinâmica de negociação dos títulos de dívida com os credores. A partir de 1999, este problema se colocou claramente para a economia brasileira. Sendo assim, o modelo a ser analisado diz respeito às reações do BC com o aumento da dívida/PIB dado que sua reação perante pressão inflacionária e crescimento econômico excessivos prevê a aplicação da regra de Taylor. Assim, VAR a ser estimado tem a seguinte especificação geral: (π, \hat{y}, div, i) , sendo π a inflação medida em IPCA, \hat{y} o crescimento real do PIB, *div* como a razão entre a dívida pública federal e o PIB, e *i* é a taxa de juros medida pela Selic.

4.3. Resultados Empíricos

Como análise inicial foram realizados os Testes de Raiz Unitária (testes ADF – Augmented Dickey Fuller). Todas as séries estudadas se revelaram estacionárias em primeira diferença, ou seja, se revelaram integradas de primeira ordem como observado na Tabela 1.

O próximo passo foi a seleção do melhor modelo VAR referente às cinco variáveis já aqui destacadas. Para tal, utilizou-se o procedimento-padrão de estimação de um modelo mais geral, de cinco defasagens, e redução do número de defasagens do mesmo, até uma defasagem. Com isso, foram computados os devidos valores dos critérios de informação relatados abaixo na Tabela 2. A tabela indica que o melhor modelo é aquele com uma defasagem tomando como referência principal o Critério Schwarz. A escolha da defasagem do modelo VAR também serviu como referência para a definição das defasagens do Teste de Causalidade de Granger a ser relatado mais adiante.

Tabela 1: Testes de raiz unitária – ADF (1999/1 – 2003/5)

VARIÁVEL	DEFA-SAGEM	CONS-TANTE	TEN-DÊNCIA	ADF	DW	N	VALOR CRÍTICO (5%)	VALOR CRÍTICO (1%)	t-prob
Selicmes	8	sim	sim	-1.521	1.925	44	-3.514	-4.178	0.0028
IPCA	2	não	não	-1.360	1.982	50	-1.947	-2.609	0.0359
TCN	1	sim	sim	-2.679	2.010	51	-3.499	-4.146	0.0113
PIB	0	sim	sim	-2.601	1.691	52	-3.497	-4.142	-
DIV	0	sim	sim	-2.860	2.265	52	-3.497	-4.142	-
Dselicmes	0	não	não	-9.095**	1.844	51	-1.947	-2.608	-
DIPCA	1	não	não	-7.498**	2.002	50	-1.947	-2.609	0.0122
DTCN	0	não	não	-5.794**	1.886	51	-1.947	-2.608	-
DPIB	0	não	não	-6.295**	1.856	51	-1.947	-2.608	-
DDIV	0	não	não	-9.644**	1.844	51	-1.947	-2.608	-

* E ** INDICAM SIGNIFICÂNCIA AOS NÍVEIS DE 1% E 5% RESPECTIVAMENTE.

* D * INDICA A PRIMEIRA DIFERENÇA DA VARIÁVEL.

OS VALORES CRÍTICOS PARA A REJEIÇÃO DA HIPÓTESE NULA DA EXISTÊNCIA DE RAIZ UNITÁRIA FORAM GERADOS PELO PACOTE ECONÔMICO PC-GIVE 10.0, CONFORME TABELAÇÃO DESENVOLVIDA EM MACKINNON (1991).

Tabela 2: Seleção do melhor modelo para a estimação do VAR

Sistema e Defasagens	log-likelihood	SC	HQ	AIC
Sistema com 5 defasagens	-344.25969	25.299	22.107	20.181
Sistema com 4 defasagens	-370.58234	24.371	21.793	20.238
Sistema com 3 defasagens	-399.81314	23.567	21.603	20.418
Sistema com 2 defasagens	-426.81176	22.668	21.317	20.503
Sistema com 1 defasagem	-456.18538	21.870	21.133	20.689

VARIÁVEIS : DSELICMES, DIPCA, DTCN, DPIB, DDIV.

DADOS : JANEIRO / 1999 A MAIO / 2003.

SC = CRITÉRIO SCHWARZ ; HQ = CRITÉRIO HANNAN-QUINN; AIC = CRITÉRIO AKAIKE .

Em primeiro lugar, a análise de decomposição da variância da função de taxa de juros mostra um resultado muito importante para nossos propósitos pois a dívida pública brasileira responde por 7% da trajetória futura da taxa de juros, percentual este superior ao da inflação e do crescimento do

PIB. Isto já é um indicativo a favor de nossa hipótese de inclusão da variável dívida pública na função de reação do BC. Por sua vez, a variância da inflação sofre influência relativamente similar (cerca de 11 %) tanto das mudanças na taxa de câmbio quanto das variações na dívida pública/PIB, ou seja, até o índice de preços oficial, que não capta totalmente as flutuações cambiais, é influenciado significativamente por estas flutuações e pela dívida pública, sendo que esta possui um componente cambial significativo no período analisado. Destaca-se, também, a influência da taxa de juros Selic na variância da inflação indicando, como era de se esperar, a operacionalidade de política monetária do BC a partir de uma função de reação.

Tabela 3: Análise de decomposição de variância

Decomposição da Variância de DDIV						
Período	S.E.	DDIV	DIPCA	DPIB	DSELICMES	DTCN
1	1.420987	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.555428	93.38455	1.573917	1.195343	3.336090	0.510100
5	1.597278	89.02655	1.532609	1.865072	6.252976	1.322795
10	1.597837	88.97011	1.531835	1.875800	6.296120	1.326136

Decomposição da Variância de DIPCA						
Período	S.E.	DDIV	DIPCA	DPIB	DSELICMES	DTCN
1	0.440044	0.208373	99.79163	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.491480	1.138561	81.09160	0.934181	4.479902	12.35575
5	0.525960	10.68736	71.09425	1.358606	5.915569	10.94422
10	0.526596	10.73171	70.92281	1.385756	6.026092	10.93364

Decomposição da Variância de DPIB						
Período	S.E.	DDIV	DIPCA	DPIB	DSELICMES	DTCN
1	1993.428	0.907450	2.093566	96.99898	0.000000	0.000000
2	2067.140	3.063744	2.069062	91.53484	1.440146	1.892205
5	2080.001	4.060956	2.091289	90.47625	1.480277	1.891232
10	2080.066	4.063333	2.091344	90.47106	1.482456	1.891807

(CONTINUAÇÃO)

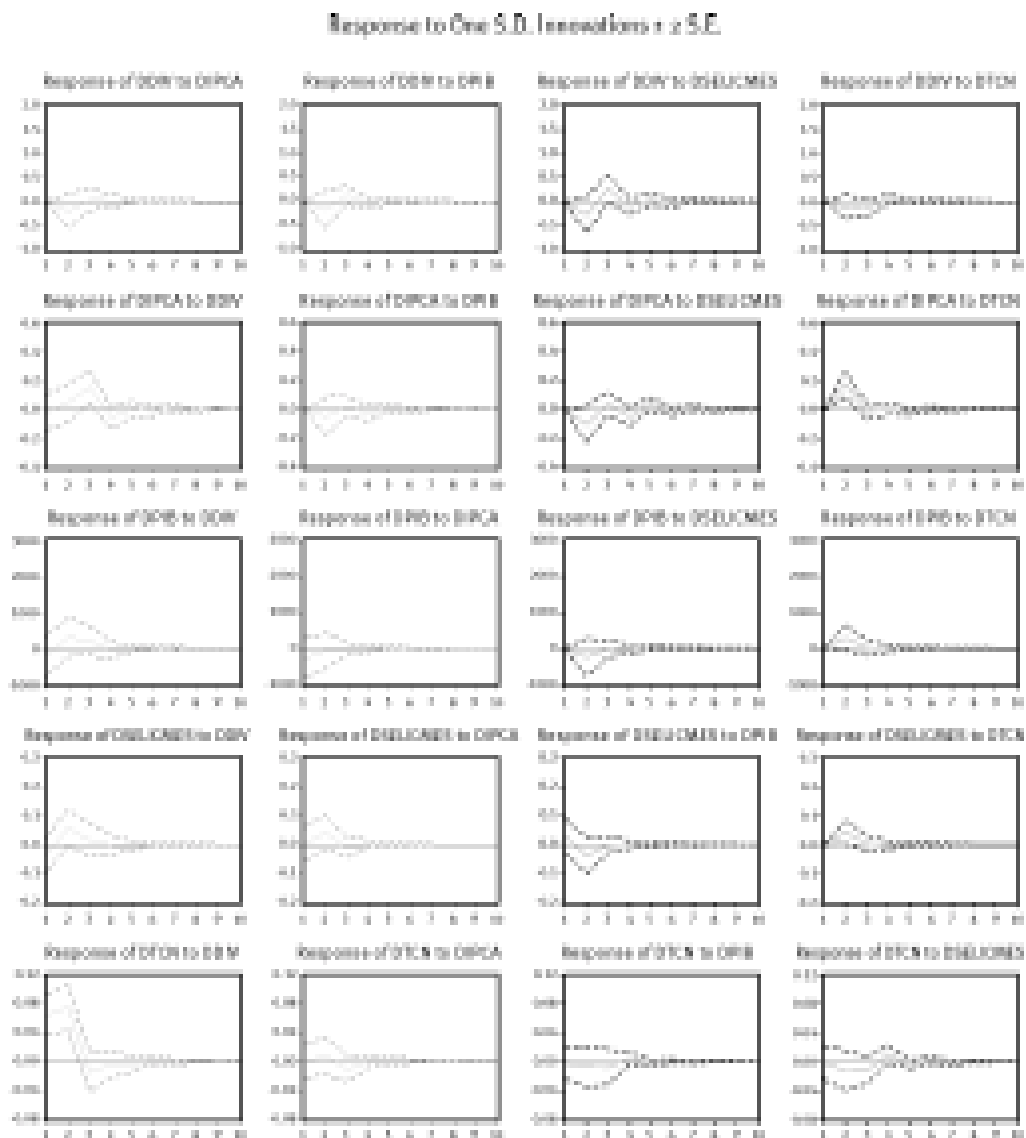
Decomposição da Variância de DSELICMES						
Período	S.E.	DDIV	DIPCA	DPIB	DSELICMES	DTCN
1	0.218641	2.474231	0.000792	1.811560	95.71342	0.000000
2	0.244670	7.325736	2.943612	4.227539	82.67090	2.832217
5	0.245677	7.714348	3.198120	4.198542	82.01409	2.874901
10	0.245687	7.715477	3.198965	4.199198	82.01117	2.875191

Decomposição da Variância de DTCN						
Período	S.E.	DDIV	DIPCA	DPIB	DSELICMES	DTCN
1	0.105446	36.96987	0.012553	0.022694	0.013062	62.98182
2	0.130973	56.77410	0.428702	0.274992	0.927360	41.59485
5	0.133995	55.65100	1.069164	0.746241	2.432316	40.10128
10	0.134057	55.64030	1.068978	0.756155	2.468982	40.06559

A variância do crescimento econômico do País não sofre influência significativa de nenhuma variável. Isto, numa abordagem puramente econométrica, poderia sugerir que a desaceleração econômica observada no País, ao longo dos últimos anos, não é afetada pela taxa de juros. Em outras palavras, a reação do BC, via taxa de juros, pouco influenciou na recessão econômica dos últimos tempos. Uma análise econômica nos mostra que, na verdade, o PIB brasileiro já está estagnado há muito tempo fazendo com que os testes econométricos não captem a influência dos juros no crescimento econômico. Já analisando a decomposição de variância da taxa de juros Selic, observa-se que a variância da mesma sofre influência do PIB, o que pode ser traduzido como uma preocupação inicial das autoridades monetárias com o crescimento econômico do País. A influência da dívida pública na composição da variância da taxa de juros se mostra significativa, o que vem a corroborar a hipótese de que há um componente endógeno do risco-país⁶ e, por conseguinte, reforçar nossa hipótese de que a regra de Taylor nacional deve contemplar a variável dívida em sua composição.

⁶ O leitor pode referir-se a Holland & Veira (2003) para um maior detalhamento sobre este tópico.

Figura 3: Funções de Resposta aos Impulsos



Os fatos destacados na análise de decomposição de variância podem ser ainda mais esclarecidos com o estudo das funções de resposta a impulso

das variáveis do modelo.⁷ A primeira seqüência de gráficos da Figura 3 corresponde às respostas da dívida a choques advindos das demais variáveis. Percebe-se uma oscilação significativa do endividamento público às inovações oriundas do câmbio nominal significando que uma apreciação cambial provoca queda do volume de dívida num primeiro momento, mas que esta influência não perdura a partir do quarto mês. Já a resposta da inflação aos choques das demais variáveis mostra que a dívida e o câmbio influenciam de forma positiva na composição da inflação, fato este já observado na análise de decomposição de variância. As respostas do crescimento econômico também são peculiares principalmente em relação à formação da taxa de juros. A figura 3 mostra uma pequena oscilação do PIB a choques advindos da Selic o que, novamente, deve ser analisado com cautela como já mencionado anteriormente. As respostas da taxa de juros para inovações do PIB têm um sinal negativo e isto prova, novamente, a preocupação com o crescimento econômico. Já a resposta da variável câmbio a choques advindos da dívida reflete o mesmo processo observado na decomposição de variância.

Tabela 4: Testes de Causalidade no Sentido Granger

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
DIPCA não causa, no sentido Granger, DDIV	2.26398	0.13897
DDIV não causa, no sentido Granger, DIPCA	0.05379	0.81759
DPIB não causa, no sentido Granger, DDIV	0.89057	0.35005
DDIV não causa, no sentido Granger, DPIB	0.74591	0.39207
DSELICMES não causa, no sentido Granger, DDIV*	4.20314	0.04583
DDIV não causa, no sentido Granger, DSELICMES	1.38557	0.24496
DTCN não causa, no sentido Granger, DDIV	1.63649	0.20696
DDIV não causa, no sentido Granger, DTCN*	22.5801	1.9E-05
DPIB não causa, no sentido Granger, DIPCA	0.16305	0.68816
DIPCA não causa, no sentido Granger, DPIB	0.03864	0.84499

⁷ Cabe destacar que a interpretação dos gráficos deve ser feita de forma cuidadosa dado que o eixo vertical possui diferentes escalas para cada linha de gráfico.

(CONTINUAÇÃO)

DSELICMES não causa, no sentido Granger, DIPCA	0.50033	0.48278
DIPCA não causa, no sentido Granger, DSELICMES	1.99867	0.16389
DTCN não causa, no sentido Granger, DIPCA*	13.3447	0.00064
DIPCA não causa, no sentido Granger, DTCN	0.08811	0.76788
DSELICMES não causa, no sentido Granger, DPIB	0.53967	0.46615
DPIB não causa, no sentido Granger, DSELICMES	1.14556	0.28983
DTCN não causa, no sentido Granger, DPIB	2.48542	0.12147
DPIB não causa, no sentido Granger, DTCN	0.94860	0.33496
DTCN não causa, no sentido Granger, DSELICMES*	5.20117	0.02705
DSELICMES não causa, no sentido Granger, DTCN	2.73120	0.10493

*INDICA A REJEIÇÃO DA HIPÓTESE NULA DE QUE A PRIMEIRA VARIÁVEL NÃO CAUSA A SEGUNDA, OU SEJA, A PRIMEIRA VARIÁVEL CAUSA A SEGUNDA, NO SENTIDO GRANGER.

AMOSTRA : 1999:01 2003:05 COM 1 DEFASAGEM E 51 OBSERVAÇÕES.

O teste de causalidade no sentido Granger também traz resultados interessantes. Percebe-se que a taxa de juros causa, no sentido Granger, a dívida. Significa dizer que a taxa de juros é eficaz em influenciar o grau de endividamento público do País e é, desta forma, uma fonte importante de informações adicionais acerca do comportamento futuro desta variável. Em termos econômicos, este resultado corrobora o fato de que uma parte considerável da composição da dívida brasileira é lastreada na taxa de juros Selic. A outra rejeição da hipótese nula vem da relação entre dívida pública e taxa de câmbio, ou seja, aquela tem um considerável poder informativo adicional para explicar os valores previstos desta. Se esta endogeneidade é verificada, pode-se dizer que o componente cambial precede o grau de endividamento público e fortalece, uma vez mais, a hipótese defendida de endogeneidade do risco-país. A próxima rejeição da hipótese nula está na relação entre taxa de câmbio e inflação, ou seja, o câmbio causa, no sentido Granger, a inflação. Esta causalidade pode ser explicada pela grande relação da economia brasileira com a moeda norte-americana e mostra que a volatilidade cambial provocou, no período analisado, aumentos na taxa de inflação dado que vários preços importantes da economia são atrelados ao dólar.

5. Considerações finais

Com esta pesquisa empírica pode-se concluir que a política monetária adotada no Brasil a partir de 1999 segue uma dinâmica que interage a regra de Taylor mas enfraquecida pelo volume e perfil da dívida pública federal. Ou seja, pode-se observar muito facilmente que a reação do Banco Central às oscilações inesperadas da inflação e do produto passam a ficar fortemente condicionadas às alterações na relação dívida/PIB.

Noutras palavras, a elevação da taxa de juros por parte do Banco Central leva até a uma redução na inflação e no crescimento do PIB, como observado nas funções de respostas aos impulsos. Entretanto, estes impactos ficam, sobremaneira, amortecidos pelo aumento da dívida/PIB e, por conseguinte, pela probabilidade de *default* do País. Conforme resultados de outros autores, aqui relatados, este aumento na probabilidade de *default*, mais do que explicar as altas taxas de juros, deve ser explicado, em grande medida, por elas. Nossos resultados apontaram para a comprovação deste resultado que ficou conhecido, a partir de então. Como hipótese de

$$L \equiv E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{1}{2} \left[\alpha (x_{t+i} - x_{t+i}^*)^2 + (\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^*)^2 \right] \right] \right\}$$

Apêndice: A Otimização com Comprometimento

O primeiro estágio do problema continua o mesmo, ou seja, escolher uma seqüência para o hiato do produto e inflação de forma a minimizar a função perda, equação 6, sujeita à curva de oferta agregada de curto prazo. Reportaremos o exercício encontrado em Minella (2002), de modo a incluir as metas para inflação e produto mais explicitamente. Também nos apoiaremos no apêndice de Clarida, Gali & Gertler (1999). Assim, para encontrar a solução ótima para o problema de PM deve-se, primeiramente, formar o Lagrangiano:

(12)

onde ϕ_t é o multiplicador de Lagrange não-negativo, com a condição inicial $\phi_{t-1} = 0$.

As condições de primeira ordem obtidas com a diferenciação do Lagrangiano são:

$$x_{t+i} = -\frac{\lambda}{\alpha} \phi_{t+i} + x_{t+i}^* \quad (13)$$

$$\pi_{t+i} = \phi_{t+i} - \phi_{t+i-1} + \pi_{t+i}^* \quad (14)$$

Combinando as condições de primeira ordem:

$$x_t - x_{t-1} = -\frac{\lambda}{\alpha} (\pi_t - \pi^*) \quad (15)$$

Note que, agora, é a variação do hiato do produto que responde à inflação. Resolvendo para π_t e combinando-a com a curva de oferta agregada, obtém-se a equação de diferença de segunda ordem para o hiato do produto:

$$x_t = \delta x_{t-1} - \frac{\lambda \delta}{\alpha(1 - \beta \delta \rho)} u_t \quad (16)$$

onde δ é uma raiz estável e reflete a dependência do comportamento corrente do BC em relação à suas ações passadas.

Essas condições devem se sustentar a cada $t \geq 1$ e também em onde, novamente, pode-se estipular que:

$$(17)$$

Fica claro que este plano ótimo não é consistente temporalmente nos termos já discutidos por Kydland & Prescott (1977). Um *policymaker* que resolva seu problema de política em $T > 0$, escolherá os processos que satisfaçam as condições de primeira ordem e a condição inicial em (17) que pode ser escrita como:

No entanto, esta última condição geralmente não será satisfeita pelo plano ótimo global escolhido na data zero. Isto pode ser melhor entendido supondo que o plano é consistente temporalmente somente se $\phi_{it} = 0$ para e para todo

. Substituindo estes valores nas condições de primeira ordem, pode-

se perceber que o plano sempre requererá que $x_t = x^*$ e $\pi_t = \pi^*$. Mas a substituição dos valores na equação da inflação e do hiato do produto faz com que haja equilíbrio somente se $x^* = 0$ e se a taxa de juros em questão for a Taxa de Juros Natural de Wicksell.⁸ A inconsistência temporal no caso em que $x^* \neq 0$, isto é, quando a taxa natural do produto é ineficiente e não consiste com aquela desejada pela AM, ocorre essencialmente pela mesma razão vista na análise de Barro & Gordon (1983a,b). Contudo, mesmo assumindo que $x^* = 0$, como é o caso de Clarida, Gali & Gertler (1999), o ótimo global continua inconsistente temporalmente pois a consistência requereria a constância da taxa natural de juros ou a hipótese de que os choques *cost push* impedem um alcance do nível pleno de bem-estar. Assim, mesmo na ausência de viés inflacionário, a presença de credibilidade e de um comprometimento com regras de PM se tornam desejáveis (Woodford, 1999b).

Em outras palavras, na presença – ou não – de comprometimento, quando $i = 0$, as expectativas relativas à inflação corrente formadas no período anterior não afetam a função perda a ser minimizada (ou a função objetivo a ser maximizada). Desta maneira, a restrição do período anterior não é obrigatória, tornando $\phi_{i+1} = 0$ que é correspondente a ter como dada $E_t \pi_{t+i-1}$ na minimização da função perda social. Uma vez que, sob discricção, o BC pode reotimizar a cada período, ou seja, $\phi_{i+1} = 0$ para todo $i \geq 0$, isso traz a consistência dinâmica ao processo pois, para qualquer $i \geq 0$, a resposta ótima das variáveis de controle não mudará, levando-se em conta o estado da economia. Já com comprometimento, não é geralmente igual a zero para todo o período $i \geq 1$. Conseqüentemente, o comportamento ótimo *state-contingent* para $i \geq 1$, definido em ϕ_{i+1} , pode ser diferente daquele obtido em $\phi_{i+1} = 0$. Desta forma, a solução se torna inconsistente e dinâmica (Minella, 2002).

Combinando (15) com a curva de demanda agregada, pode-se expressar uma taxa de juros ótima capaz de gerar efeitos colaterais indesejáveis pois o coeficiente associado à inflação esperada é menor que 1. Assim,

⁸ A taxa de juros (determinada por fatores puramente reais) que representaria o equilíbrio da taxa real de retorno com preços flexíveis e que corresponde à taxa de juros nominal consistente com um equilíbrio com preços constantes (Woodford, 1999b:15).

a regra de comprometimento sem restrições gera um aumento na inflação esperada que, por sua vez, leva a um declínio da taxa de juros real. Desta maneira, se pressões inflacionárias variam inversamente com a taxa real de juros, o comprometimento irrestrito pode permitir a presença de flutuações auto-realizáveis no produto e inflação que são claramente sub ótimas (Woodford, 1999b).

(18)

Para solucionar o problema, Woodford (1999a) e Svensson & Woodford (2003) cunharam o termo otimização de uma perspectiva atemporal (*optimality from a "timeless perspective"*). Woodford (1999a) argumenta que o ótimo global é inconsistente somente se o BC considerar a otimização a cada ponto do tempo de modo a tirar vantagens daquelas ações que não foram previstas pelo setor privado. A solução para o problema está no comprometimento da AM em não explorar a PM no sentido de obter ganhos de produto e não adotar um padrão de comportamento que no presente seria uma escolha ótima, dadas as expectativas prévias. O comportamento do BC tem que ser aquele em que ele teria desejado se comprometer numa data no passado, contingente aos eventos aleatórios que ocorreram no decorrer daquele momento. Ou seja, esta perspectiva atemporal assegura que o programa de ações que uma AM escolheria numa data zero é o programa que ela teria desejado se comprometer numa data distante no passado, condicionada à conjuntura econômica mundial do presente.

Utilizando as condições de primeira ordem na curva de oferta agregada, resolvendo para a taxa de inflação e fazendo uso da equação (16), obtemos:

$$\pi_t = \pi^* + \frac{\alpha(1-\delta)}{\lambda} x_{t-1} + \frac{\delta}{(1-\beta\delta\rho)} u_t \quad (19)$$

Já a taxa de inflação pode ser expressa como:

$$\pi_t = \pi^* + \delta(\pi_{t-1} - \pi^*) + \frac{\delta}{(1-\beta\delta\rho)} (u_t - u_{t-1}) \quad (20)$$

Referências Bibliográficas

- BARCELLOS, P.C.F.N. & ALTHAUS, F. Estimando uma Regra de Taylor para o Sistema de Metas de Inflação Brasileiro. **Anais do VI Encontro de Economia da Região Sul (ANPEC/SUL)**. Curitiba. Setembro – 2003.
- BARRO, R.J. & GORDON, D.B. *A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model*. **Journal of Political Economy** 91 (August): 589-610, 1983 a.
- BARRO, R.J. & GORDON, D.B. *Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy*. **Journal of Monetary Economics** 12 (July): 101-121, 1983 b.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. e NAKANO, Y. (2002). **Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade**. São Paulo, janeiro 2002. (mimeo).
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 6442, march 1998.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7147, may 1999.
- DAVIDSON, R. & MACKINNON, J.G. **Estimation and Inference in Econometrics**. New York, Oxford: Oxford University Press. 1993.
- DELFIN NETTO, A. *Sobre as Metas Inflacionárias*. **Economia Aplicada**. São Paulo, FIPE/FEA-USP, v. 3, n. 3, p. 357-382. Julho - Setembro 1999.
- FRIEDMAN, B. M. *Monetary Policy*. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 8057, December 2000.
- HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- HOLLAND, M. & CANUTO, O. *Flutuações Cambiais, Estratégias Monetárias e Metas de Inflação*. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v.23, n. 1. 2002.
- HOLLAND, M. & VIEIRA, F. *Country Risk Endogeneity, Capital Flows and Capital Controls in Brazil*. **Revista de Economia Política**. Vol. 23, n. 1 (89), jan-mar /2003
- .KING, M. **Challenges for Monetary Policy: New and Old**. Kansas City, Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999. Disponível em: <http://www.frbkc.org/PUBLICAT/SYMPOS/1999/s99king.pdf>>. Acesso em: 29 set. 2002.
- KYDLAND, F.E. & PRESCOTT, E.C. *Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans*. **Journal of Political Economy** 85 (Junho); 473-492, 1977.
- MACKINNON, J.G. *Critical Values for Cointegration Tests*. In : ENGLE, R.F. & GRANGER, C.W.J. *Long-Run Economic*

- Relationships: Readings in Cointegration, Oxford, OUP . 1991
- MINELLA, A. *Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence*. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 45, Ago. 2002.
- MINELLA, A. et alli. *Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges*. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 53, 2002.
- MINELLA, A. et alli. *Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility*. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 77, 2003.
- PORTUGAL, M.S. & SILVA, M.E.A. *Inflation Targeting in Brazil: An Empirical Evaluation*. **XXX Encontro Nacional de Economia**. Nova Friburgo, RJ. 2002.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 2nd. ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2001 .
- SALGADO, M.J.S. & GARCIA, M.G.P. & MEDEIROS, M.C., **Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function** . Rio de Janeiro: PUC-Rio, Department of Economics, 2001.
- STOCK, J. H. & WATSON, M.W. *Vector Autoregressions*. **Journal of Economic Perspectives**, 15 (4), march 2001.
- SVENSSON, L. E. O. & WOODFORD, M. **Implementing Optimal Policy Through Inflation-Forecast Targeting**. Preliminary version 2.51, January 2003. Disponível em: <<http://www.princeton.edu/~svensson/papers/swift.pdf>>. Acesso em : 25 fev. 2003 .
- TAYLOR, J.B. **Discretion versus Policy Rules in Practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39:195-214. 1983. Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/papers/Discretion.pdf>>. Acesso em : 29 set. 2002 .
- TAYLOR, J.B. **Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies**. Stanford: Stanford University, Dec 2000 (a). Disponível em : <<http://www.stanford.edu/~johntayl/papers/Bank of Mexico Paper.pdf>>. Acesso em : 29 set. 2002 .
- WOODFORD, M. *Commentary: How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability*, In: **New Challenges for Monetary Policy**, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 277-316. 1999a .
- WOODFORD, M. *Optimal Monetary Policy Inertia*. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7261, July 1999b.