

Inércia de Juros e Regras de Taylor: Explorando as Funções de Resposta a Impulso em um Modelo de Equilíbrio Geral com parâmetros estilizados para o Brasil

Dionísio Dias Carneiro^{*1}
Pedro Garcia Duarte^{*2 *3}

Julho de 2001

Resumo:

Regras de Taylor empíricas para o Brasil têm seu poder explicativo aumentado quando a suavização da taxa de juros é considerada. Esta inércia de juros é encontrada empiricamente em vários países e condiz com as mudanças de política monetária de vários Bancos Centrais em não alterar a taxa nominal de juros de uma só vez a modificações nos fundamentos econômicos. Este trabalho amplia o conceito de “inércia” considerada por Duarte (2001) em um modelo de equilíbrio geral intertemporal desenvolvido por Woodford (2000(b)), que era introduzida pela estrutura auto-regressiva do choque monetário. Explora-se, aqui, a inércia de política monetária que é caracterizada pela presença da primeira defasagem da taxa nominal de juros nas três regras de Taylor consideradas. Os resultados gerais obtidos a partir da simulação da resposta a impulso com parâmetros calibrados para a economia brasileira são que as respostas de curto prazo das variáveis e o tempo que elas levam para retornar ao equilíbrio dependem mais do parâmetro auto-regressivo do choque monetário do que da inércia da taxa de juros, cujo impacto maior é sobre a resposta da inflação e estoque de capital. A suavização é importante no caso dos juros nominais responderem à inflação e produto passados, pois diminui a oscilação das respostas das variáveis ao choque monetário e no caso da regra “forward looking”.

Palavras-Chave: regra de taxa de juros, expectativas racionais, inércia e choque monetário.

Abstract:

The fit of empirical Taylor Rules to Brazilian data improves if we consider the hypothesis of interest rate inertia. Inertia seems to be part of monetary policy of several countries and reflects the action of Central Banks of not adjusting once-for-all to changing conditions. This article extends the concept of inertia considered by Duarte (2001) in the general intertemporal equilibrium model developed by Woodford (2000(b)), which corresponds to the monetary shock first-order autoregressive coefficient. We explore here the concept of inertia related to the presence of first lag of interest rate in the three Taylor rules examined in characterization of impulse response functions of variables to a monetary shock. The short run response of variables and the time it takes for their return to equilibrium depend more on the autoregressive coefficient of the shock than on the interest rate inertia. But this inertia is important when the Taylor Rule includes lagged inflation and output, because in this case, a smaller oscillation of the response of variables to shocks is obtained. It is also important in the case of forward looking Taylor Rule.

Key words: interest rate rules, rational expectations, monetary inertia, and monetary shocks.

Área de Classificação da ANPEC: 02

Código de Classificação do JEL: E17, E47, E52

^{*1} Professor do Departamento de Economia da PUC-Rio. E-mail: dionisio@econ.puc-rio.br

^{*2} Mestre pelo Departamento de Economia da PUC-Rio. E-mail: pgarcia@econ.puc-rio.br

^{*3} Os autores agradecem a ajuda e as sugestões feitas pelos professores Eduardo Loyo (PUC-Rio) e Fábio Kanczuk (FEA-USP) que, como sempre, não têm nenhuma responsabilidade pelos erros remanescentes.

“Economic theory is in its essence a theory of price. Its main function is to explain the whole process by which prices are fixed at their actual heights.”
Gustav Cassel (1927), pág. 319

“The dominant trend in the theory and practice of monetary policy over these last two decades has been its dedication to price stability.”
James Tobin (1998), pág. 02

Introdução

Em contraste com a década de 1950, na qual os países industrializados, em sua maioria, passaram por experiências de estabilidade econômica, baixa inflação e baixo desemprego, os anos 70 foram marcados por alta e variável taxa de inflação e flutuações do nível de produto acima das ocorridas nas duas décadas anteriores. Políticas monetárias tendo por base metas quantitativas para a taxa de crescimento da oferta monetária ganharam espaço como receituário para tentar controlar a inflação e reduzir as flutuações do produto, no lugar de políticas baseadas em controles de crédito e taxa de juros que foram amplamente utilizadas do final do padrão-ouro, na década de 30, até Bretton Woods (décadas de 50 e 60).

O monetarismo de Milton Friedman propunha que a autoridade monetária deveria ter como meta a taxa de crescimento de um agregado monetário. Estas propostas variavam de acordo com o horizonte de tempo que esta taxa ficaria fixa (Friedman advogava que a taxa deveria ser sempre constante, igual à taxa de crescimento real estimada) e baseavam-se em uma demanda por moeda estável (além de postularem que a relação causal é de moeda para preços e a independência dos fatores que afetam a demanda por moeda daqueles que determinam a oferta). A crítica destes autores orientava-se contra a condução discricionária da política monetária. Afinal de contas, regras impõem disciplina ao governo, dando credibilidade à sua política econômica.

Estas propostas perderam forças à medida que mudanças institucionais no mercado financeiro tornaram as velocidades de circulação dos vários agregados monetários mais variáveis e incertas do que eram¹. Após propostas de ter como meta o produto nominal da economia (P.Y, ao invés de M.V), a tendência cada vez mais dominante da política monetária de vários países, como argumenta Tobin(1998), tem sido a adoção de regras *à la* Taylor (1993)².

Uma regra de política monetária, para usar as palavras de Taylor (2000), é um plano que estabelece, do modo mais preciso possível, as circunstâncias nas quais o Banco Central mudará seus instrumentos de política monetária, para cada estado da natureza (“contingency plan”). Grande parte das pesquisas recentes em regras de política monetária têm dado ênfase na taxa nominal de juros de curto prazo como instrumento utilizado pelo Banco Central.

Regras de Taylor empíricas para o Brasil têm tido um surpreendente poder explicativo para períodos com políticas monetárias bem diversas. Este poder aumenta quando se introduz inércia via alguma hipótese de suavização como mostram Carneiro e Wu (2001). Ademais, as mudanças observadas na taxa de juros nominal de curto prazo em vários países têm sido pequenas mudanças e na mesma direção, ao invés de respostas bruscas dos bancos centrais a novos fundamentos³. No caso brasileiro, Salgado (2001) obtém que a função de reação do Banco Central de agosto de 1994 para cá exhibe alta suavização da taxa de juros em períodos “sem crise”. As decisões do Copom, desde a

¹ Vale qualificar que os processos de desregulamentação e inovação financeira tornam endógena uma parcela maior da oferta monetária e instável a demanda por moeda.

² Esta especificação da política monetária vem dos trabalhos de Ray Fair do final da década de 70, mas ficaram ligados a John Taylor por sua influente retomada. Ver, por exemplo: FAIR, R. The Sensitivity of Fiscal Policy Effects to Assumptions about the Behavior of the Federal Reserve. *Econometrica*, vol. 46, págs. 1165-1179, 1978; An Analysis of a Macro-Econometric Model with Rational Expectations in the Bond and Stock Markets. *American Economic Review*, vol. 69, págs. 539-552, 1979.

³ Várias referências dos estudos que apontam para a importância da primeira defasagem da taxa de juros na determinação, pelo Banco Central, da taxa de juros corrente em diversos países são encontradas em Woodford (1999(b)).

primeira reunião em junho de 1996, evidenciam que a inércia de juros está presente no Brasil. Há, entretanto, uma incerteza razoável acerca das características desta inércia.

Recentemente, as propriedades dinâmicas de um modelo de Expectativas Racionais foram exploradas com parâmetros estilizados para o Brasil usando uma metodologia desenvolvida por Woodford (2000(b))⁴. Os resultados obtidos a partir da simulação da resposta a choques em uma versão linearizada em torno de um equilíbrio estacionário sugerem que a inércia introduzida no parâmetro auto-regressivo do choque monetário é importante para determinar tanto a resposta inicial da economia como o tempo que leva para voltar ao equilíbrio; que não corresponde à intuição original para a inércia da regra, apesar de ser uma hipótese empírica razoável para todos os países.

O objetivo deste trabalho é explorar uma outra via para a inércia na regra de Taylor, que tem uma motivação mais específica ao Brasil, que diz respeito à própria relutância do Bacen em fazer mudanças drásticas de juros. A ênfase é sempre no aspecto positivo destas regras e as implicações para as funções de resposta a impulso simuladas do modelo. Todas as considerações de âmbito normativo, como as discussões de regra ótima, estão fora do escopo deste artigo. Por exemplo, a inércia, ou seja, o fato das mudanças na taxa de juros serem previsíveis em alguma dimensão, indica, para alguns economistas, que o Banco Central está postergando a tomada de decisões que são vistas como necessárias um certo período de tempo antes. Seria, então, um indício de uma política monetária inadequada. Mas Woodford (1999(b)) argumenta que o comprometimento com um comportamento inercial pode ser ótimo⁵.

A primeira seção descreve brevemente o modelo usado. A segunda indica como foram calibrados os parâmetros, descreve os choques e examina as funções de resposta a impulso (FRI) derivadas do modelo no qual a regra de política monetária não envolve a primeira defasagem da taxa nominal de juros de curto prazo (sem inércia monetária). A terceira compara as FRI nos dois tipos de experimento e a quarta conclui.

1 – A Estrutura do Modelo⁶:

O modelo de equilíbrio geral intertemporal com rigidez de preços e concorrência monopolista, na tradição novo-keynesiana, é constituído de três “blocos”. *Grosso modo*: um “bloco IS” que resume as decisões de consumo e de investimento, um “bloco de Oferta Agregada” que apresenta as decisões de preço e quantidade dos produtores monopolistas e um “bloco de Política Econômica” no qual são definidas as regras de política monetária e fiscal. A estrutura geral do modelo de Woodford (2000(b)) são recorrentes na literatura. Ver, por exemplo, Kimball (1995), Yun (1996), King e Wolman (1996) e Chari *et. al.* (2000).

Considera-se o tempo discreto e um contínuo de indivíduos idênticos com vida infinita (indexados por $j \in [0,1]$), um contínuo de bens diferenciados, um contínuo de firmas, um governo. Os agentes consomem uma cesta composta pelos $i \in [0,1]$ bens diferenciados da economia. Uma proporção α destes bens só podem ser comprados com moeda (bens que serão denominados “cash goods”). Os demais bens, $(1-\alpha)$, são comprados com crédito⁷, os “credit goods”. Os bens diferenciados são agregados para produzir um bem composto do qual os agentes derivam utilidade e do qual dependem as adições ao estoque agregado de capital.

⁴ Ver Duarte (2001).

⁵ A idéia básica é que produto e preços não respondem a flutuações diárias da taxa nominal de juros, o instrumento do Banco Central. Eles respondem a taxas de juros de período mais longo. Logo, o Banco Central pode atingir suas metas de estabilidade se suas ações afetarem estas taxas, o que exige que ele estabeleça um comprometimento crível com as trajetórias futuras das taxas de curto prazo. Isto pode ser feito estabelecendo-se uma reputação de manter as taxas de juros em patamar elevado, uma vez que elas tenham subido, na ausência de alterações nas condições que condicionaram tal elevação.

⁶ A derivação completa do modelo está feita em Duarte (2001).

⁷ Crédito refere-se, aqui, a qualquer tecnologia de pagamento que não exija que o indivíduo disponha *ex-ante* de saldos monetários para comprar um bem.

Vale notar que a divisão entre “cash” e “credit goods”, a exemplo do que fazem Lucas e Stokey (1987), é exógena. Esta é uma fraqueza do modelo, mas é a maneira até agora encontrada na literatura como, por exemplo, os modelos de “economia sem moeda” de Woodford (1998)⁸.

O consumidor representativo, tal qual em Sidrauski (1967) e Brock (1974, 1975), deriva utilidade da cesta de consumo (definida pelo agregador Dixit-Stiglitz (1977) $C_t^j = \left[\int_0^1 (c_t^j(i))^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$,

em que θ é a elasticidade de substituição entre os diferentes bens, maior do que um por hipótese), dos saldos monetários reais e do lazer⁹. Supõe-se que a função utilidade é aditivamente separável entre seus três argumentos, uma hipótese simplificadora, embora irrealista: afinal de contas, os consumidores derivam utilidade dos saldos monetários por eles mantidos pelos “serviços de liquidez” que prestam, os quais dificilmente são independentes do volume real de transações efetuadas. Mas Woodford (1999(a)) mostra que os mesmos resultados aqui obtidos são generalizáveis para o caso de utilidade não separável. Ademais, no limite em que α tende a zero, como demonstra Woodford(1998), a função utilidade torna-se separável entre consumo e moeda. Há dois aspectos do problema do consumidor: a alocação intratemporal e a intertemporal. No primeiro, dado um volume total de despesa realizado em um determinado instante do tempo, o agente determina a demanda ótima de cada bem intermediário da economia. No segundo, ele determina o plano ótimo de consumo, poupança e saldos monetários.

Há na economia uma rigidez de preços *à la* Calvo (1983): a cada período as firmas recebem um sinal aleatório, com probabilidade $(1-\gamma)$, permitindo-lhe reajustar os preços. Esta probabilidade é estocasticamente independente tanto do momento em que o sinal foi emitido no passado como entre as firmas¹⁰. Logo, pela Lei dos Grandes Números, a cada período de tempo uma proporção $(1-\gamma)$ das firmas reajusta seus preços, as demais têm que manter os preços então vigentes. Supõe-se que a função de produção das firmas é homogênea de grau um e que o estoque de capital é específico a cada “setor” (k_t^i só pode ser usado na produção do bem intermediário i), o que implica que não existe uma única taxa de retorno para a economia como um todo¹¹. Faz-se também a hipótese que os diferentes

⁸ Com referência à discussão sobre as inovações e desregulamentação financeiras minarem a capacidade do banco central executar a política monetária, os “modelos monetários sem moeda” defendem que estas inovações não alteram as relações estruturais da economia. Ou seja, advogam que as relações derivadas no modelo estão bem definidas no limite em que α tende a zero.

⁹ Os autores que advogam a inclusão dos saldos monetários reais como argumento da função utilidade argumentam que esta corresponde a uma equação na forma reduzida, “em um mundo de transações ou incerteza” (Feenstra, 1986, pág. 271). Mas seus críticos, como Clower, por exemplo, argumentam que esta estratégia de inserir a moeda em modelos de otimização dinâmica não provê uma teoria na qual a moeda desempenha uma função especial nas transações. O fato é que, como diz Brock (1975), a abordagem de colocar os saldos monetários reais na função utilidade tem sido motivo de controvérsias desde Samuelson (1947, págs. 117-124).

Esta discussão está fora do escopo do presente trabalho. Mesmo assim, optou-se por colocar a moeda como argumento da função utilidade pois Woodford (1998) apresenta um modelo com duas tecnologias de transação, uma delas sujeita à restrição de Clower, no qual as condições de equilíbrio são idênticas às do modelo padrão de Sidrauski-Brock. Além disto, há o artigo de Feenstra (1986) que mostra a equivalência, em muitos casos, dos modelos que introduzem moeda via restrição de Clower com os que colocam moeda na função utilidade.

¹⁰ Esta hipótese de independência fornece maior tratabilidade analítica ao modelo ao reduzir o número de variáveis de estado relevantes do problema da determinação ótima de preços pelas firmas. Mas está também sujeita à críticas por seu irrealismo. Como aponta Rotemberg (1996), há tanto evidência micro (Kashyap (1994)) como macroeconômica (Caballero e Engel (1993)) contra o fato dos produtores terem probabilidade constante de ajustar preço, privilegiando os modelos nos quais a probabilidade de reajustar é crescente no hiato entre o preço efetivo e um “nível desejado” pelas firmas. O emprego da formulação de Calvo (1983) neste trabalho é justificado pela referida simplicidade analítica e pelo fato de Woodford(1996) ter mostrado que, para perturbações pequenas o suficiente na vizinhança do estado estacionário, o modelo com probabilidade variável pode ser aproximado por um com probabilidade constante.

¹¹ A hipótese de um estoque de capital para a economia como um todo e, portanto, uma única taxa de retorno, como é usual em vários modelos, reduz o grau de complementaridade estratégica das decisões de preços dos diferentes ofertantes e, conseqüentemente, aumenta a velocidade de ajustamento do nível geral de preços à variações nas condições de demanda.

bens de capital são substitutos perfeitos para seus produtores: é como se estes produzissem um bem de capital “amorfo” e “multifuncional” que só adquire forma e funções uma vez que é comprado para ser empregado na produção de um determinado bem. Os dois tipos de bens, “credit” e “cash goods” também são substitutos perfeitos para seus produtores¹². Além disto, supõe-se que a função investimento exhibe custos de ajustamento convexos.

A política fiscal é aqui tratada apenas como um choque aleatório. A política monetária, por sua vez, é descrita por uma regra de taxa de juros do tipo Taylor (1993). Isto significa supor que o governo tem uma função objetivo que penaliza as variações de preços e desvios proporcionais do produto em relação ao seu nível de estado estacionário. A discussão sobre qual deve ser este objetivo foge do escopo deste trabalho, que enfatiza o aspecto positivo destas regras. É feita a hipótese que o governo se preocupa com a instabilidade de preços, como a adoção de uma meta inflacionária indica, e com desvios do produto em relação a seu valor de equilíbrio estacionário. Esta função objetivo, implícita na regra de Taylor, pode ser derivada de uma análise de bem-estar, baseada nas preferências dos agentes privados, como é comum na teoria de finanças públicas (“utility-based approach to welfare analysis”), como feito por Woodford (2001(a)). Como há rigidez nominal de preços no modelo apresentado, a instabilidade do nível geral de preços leva a variações não desejadas nos preços relativos dos bens, resultando em perdas de “peso morto” pelos agentes privados. Esta derivação permite não apenas justificar o objetivo do governo aqui suposto como também fornece respostas detalhadas sobre a formulação exata de sua função perda¹³. Também está fora do escopo deste trabalho a discussão de qual é a política monetária “ótima”, tal como em Wu (2001).

Como Leeper (1991), Woodford (2001(b)) e outros autores destacam, as políticas fiscal e monetária precisam ser combinadas para assegurar que a taxa de inflação de equilíbrio seja baixa e estável. Nas regiões (disjuntas) nas quais as políticas monetária e fiscal são ambas “passivas” ou ambas “ativas”¹⁴, o equilíbrio torna-se indeterminado ou inexistente. Portanto, é necessário que o “bloco de política econômica” seja caracterizado por uma regra de Taylor “ativa” e por uma política fiscal localmente Ricardiana (“passiva”)¹⁵, se o governo tem como objetivo a manutenção de um nível de preços estável, como aqui suposto.

Então, uma regra de Taylor na qual os juros respondam mais que proporcionalmente a variações na inflação (como advogada pelo próprio Taylor (1993), fato conhecido como “princípio de Taylor”) só tem a propriedade desejável de estabilizar os preços da economia se ela for acompanhada por uma política fiscal (localmente) Ricardiana. É como se o governo, ao definir a política fiscal, isolasse os efeitos fiscais sobre a inflação podendo, então, conduzir a política monetária de forma a combater os “efeitos monetários” da inflação. Para usar os termos de Leeper (1991), a política monetária “ativa” promove a estabilidade de preços se acompanhada de uma política fiscal que atende às restrições impostas tanto pelo comportamento dos agentes como pela própria política monetária, ajustando os impostos de modo a manter o orçamento público intertemporalmente equilibrado¹⁶.

¹² Ver Duarte (2001) para uma discussão detalhada desta hipótese de substituição perfeita. Ela e a formulação da política monetária de acordo com uma regra do tipo Taylor é que garantem, essencialmente, a irrelevância da variável crédito na resposta dinâmica da economia a um choque, neste modelo de equilíbrio geral intertemporal. Este é o resultado de invariância dinâmica ao grau de monetização (parâmetro α) que o trabalho citado examina.

¹³ Mais detalhes são encontrados em Rotemberg e Woodford (1998) e Woodford (2001(a)).

¹⁴ Segundo Leeper (1991), a distinção de políticas ativas e passivas se dá em termos das restrições enfrentadas pela autoridade monetária. Diz ele: “Uma autoridade ativa não presta atenção à situação da dívida do governo e é livre para definir sua variável de controle como acha que deve ser. Uma autoridade passiva responde aos choques da dívida pública. Seu comportamento é restrito pela otimização privada e pelas ações das autoridades ativas” (pág. 130). Ou ainda, a “autoridade ativa” não está restrita por condições orçamentárias correntes e, então, escolhe sua variável de controle com base nas demais variáveis por ela considerada importante.

¹⁵ A definição de política fiscal Ricardiana é aquela que torna em identidade a condição de transversalidade da dívida pública ao invés de igualdade válida em equilíbrio.

¹⁶ Para citar Leeper (1991): “Uma função de preço única requer que pelo menos uma das autoridades estabeleça sua variável de controle ativamente, enquanto que o equilíbrio intertemporal do orçamento público exige que pelo menos uma das autoridades determine sua variável de controle passivamente” (págs. 131-132).

As relações de equilíbrio derivadas do modelo são não lineares, como é comum às obtidas da maximização intertemporal pelos agentes individuais. Para serem resolvidas, tais relações são log-linearizadas em torno do estado estacionário, caracterizado por exibir inflação nula¹⁷.

A justificativa do emprego desta aproximação e, portanto, da análise através de um modelo linear, é a hipótese de que a economia flutua numa vizinhança do estado estacionário, sempre permanecendo próxima o suficiente deste ponto, como apresenta Loyo (2000). Então, o modelo linearizado consegue aproximar a economia tão melhor quanto menores forem os desvios em relação ao ponto de equilíbrio. Ou ainda, a falta de precisão é um termo de ordem menor que os desvios das variáveis em relação ao equilíbrio estacionário (desvios estes que permanecem “suficientemente pequenos”). Como diz Woodford (1999(a)), toda solução limitada corresponde a uma solução das condições de equilíbrio exatas pois, ao se reduzir a amplitude dos choques aleatórios suficientemente, diminui-se a amplitude das flutuações das variáveis endógenas ao tamanho desejado. Deste modo, para um limite suficientemente pequeno para tal amplitude, as equações log-linearizadas tornam-se arbitrariamente próximas das relações exatas de equilíbrio.

Mas a existência de um estado estacionário não implica ou garante que haja uma solução para o modelo linear: ela assegura que, se as variáveis exógenas permanecerem constantes todo tempo, então também as endógenas igualar-se-ão a um mesmo valor em todos os períodos. Esta informação nada diz a respeito do comportamento das variáveis endógenas quando as exógenas se desviam (desvios suficientemente pequenos) de seu valor estacionário. Logo, soluções das relações log-linearizadas nas quais as variáveis distanciam-se arbitrariamente do equilíbrio não são aproximações razoáveis ao modelo não linear e estão fora do escopo deste artigo, pelo método de análise adotado. Vale dizer, toda análise aqui feita centra-se questão da determinação local¹⁸ do equilíbrio, *i. e.*, na caracterização de soluções limitadas das equações estruturais log-linearizadas¹⁹. Só assim é que o emprego de métodos lineares, que torna as relações de equilíbrio tratáveis do ponto de vista analítico, pode ser justificado. Tais métodos nada dizem a respeito das trajetórias explosivas das variáveis endógenas que podem existir no modelo exato, mesmo quando os choques têm amplitude limitada.

Logo, o uso de técnicas de linearização pode levar a uma análise errônea do comportamento dinâmico das variáveis endógenas no caso de existirem outras soluções concebíveis que não permaneçam na vizinhança do estado estacionário além da solução local do sistema linearizado. Como apresenta Loyo (2000), dois argumentos, basicamente, podem ser usados para sustentar que a solução local é a relevante. Em alguns casos, soluções não estacionárias (trajetórias explosivas das variáveis endógenas com o processo dos termos aleatórios sendo limitado) são descartadas como bolhas, mantendo-se a solução local como a “fundamental”. Nestes casos, argumenta-se que é esperado que as expectativas sejam coordenadas em torno desta solução, que, então, é materializada como uma profecia auto realizável. Em outros casos, as soluções explosivas violam condições de transversalidade resultantes da otimização dos agentes da economia, sendo, deste modo, inconsistentes com o equilíbrio.

A escolha entre linearização e log-linearização, muitas vezes, é uma questão de conveniência algébrica. Mas mais importante do que isto, o interesse nos modelos log-lineares, cujos parâmetros são elasticidades, vem do fato que os economistas, em geral, sentem-se mais confortáveis em calibrar elasticidades do que derivadas.

Da log-linearização das condições de primeira ordem do modelo, o “Bloco IS” do modelo é descrito pelas seguintes equações:

¹⁷ Um modelo (não linear) é dito log-linearizado quando é aproximado por uma expansão de Taylor de primeira ordem e tem suas variáveis expressas em desvios percentuais de seus valores de estado estacionário.

¹⁸ Em termos técnicos, discute Woodford (1999(a)), a existência e unicidade de solução das equações log-linearizadas é suficiente para tornar aplicável o teorema da função inversa e o da função implícita.

¹⁹ Em princípio, argumenta Loyo (2000), pode existir qualquer número de soluções locais: infinitas, correspondendo ao caso de indeterminação local; exatamente uma, no caso de determinação local; ou não existir nenhuma solução numa vizinhança do equilíbrio estacionário. É importante notar que o estado estacionário não é uma solução no sentido do termo aqui explorado uma vez que ele só satisfaz as equações do modelo para um processo muito particular dos termos aleatórios.

$$\hat{\lambda}_t = -\sigma^{-1} \cdot \hat{C}_t \quad (1)$$

$$\hat{i}_t = \hat{\lambda}_t - E_t \hat{\lambda}_{t+1} + E_t \pi_{t+1} \quad (2)$$

$$\hat{C}_t = \left[1 - \alpha (C^*)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right] \hat{C}_{1t} + \alpha (C^*)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \hat{C}_{2t} \quad (3)$$

$$\hat{\lambda}_t + \varepsilon_\psi (\hat{K}_{t+1} - \hat{K}_t) = \beta(1-\delta) E_t \hat{\lambda}_{t+1} + \beta \varepsilon_\psi E_t (\hat{K}_{t+2} - \hat{K}_{t+1}) + [1 - \beta(1-\delta)] [\rho_y E_t \hat{Y}_{t+1} - \rho_k \hat{K}_{t+1} - \omega E_t q_{t+1}] \quad (4)$$

$$\hat{I}_t = \kappa [\hat{K}_{t+1} - (1-\delta)\hat{K}_t] \quad (5)$$

sendo $\sigma \equiv -\frac{u'(\bar{C})}{\bar{Y} \cdot u''(\bar{C})}$ a elasticidade de substituição intertemporal dos gastos privados totais,

$C^* \equiv \left(\frac{\bar{C}_2}{\bar{C}_1} \right)$, $\rho_y > \rho_k \equiv \rho_y - \zeta > 0$, $\kappa \equiv \left(\frac{\bar{K}}{\bar{Y}} \right)$ e todas as variáveis “chapéu” denotando o desvio percentual em relação a seu valor de equilíbrio estacionário (denotado pela barra sobre as variáveis); a exceção dica por conta de \hat{I}_t que é o desvio percentual do investimento em relação ao seu valor estacionário como proporção do produto de equilíbrio.

A primeira equação provê a relação entre o desvio percentual da utilidade marginal do consumo, $\hat{\lambda}$, com o desvio percentual da cesta de consumo, \hat{C} . A segunda estabelece a relação entre a taxa de juros real *ex ante* de curto prazo, $\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}$, e o lado real do sistema. A terceira determina a relação entre a cesta de consumo e suas duas sub-cestas, a de “credit goods”, \hat{C}_1 , e a de “cash goods”, \hat{C}_2 , sendo α o grau de monetização da economia. A equação (4) é derivada da decisão ótima de investimento das firmas. A última equação corresponde à log-linearização da lei de movimento de cada tipo de estoque de capital agregada.

O “Bloco IS” determina, então, conjuntamente as trajetórias das variáveis $\{\hat{Y}_t, \hat{I}_t, \hat{K}_t, \hat{C}_t, \hat{C}_{1t} \text{ ou } \hat{C}_{2t}\}$, dados o nível inicial do estoque de capital agregado e a trajetória da taxa real de juros de curto prazo $\{\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}\}$.

Já o “bloco de Oferta Agregada” é caracterizado pelas equações:

$$\pi_t = \psi_1 \hat{s}_t - \psi_2 E_t \hat{s}_{t+1} + \psi_3 E_t \pi_{t+1} - \psi_4 E_t \pi_{t+2} \quad (6)$$

$$\hat{s}_t = (\omega + \sigma^{-1}) \hat{Y}_t - \sigma^{-1} \hat{I}_t - (\omega - \zeta) \hat{K}_t - (\sigma^{-1} g_t + \omega q_t) \quad (7)$$

com \hat{s} denotando a média em i do custo marginal real, \hat{s}^i .

A equação (6) é uma curva de oferta agregada e a (7) interliga a evolução esperada dos custos marginais reais com as expectativas sobre a atividade real. Nota-se que os custos marginais são crescentes no nível corrente de atividade real, relação esta que é afetada tanto por choques exógenos (de preferências e tecnologia, q , e da política fiscal do governo, g) como por flutuações no estoque de capital agregado e pela parcela da demanda agregada que é investida. Tais equações determinam a dinâmica da inflação de equilíbrio em função da evolução esperada dos gastos reais, do estoque de capital agregado e dos gastos em investimento.

A política monetária, como já adiantado, é descrita pela seguinte regra de Taylor log-linearizada:

$$\hat{i}_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_y \hat{Y}_t + z_t \quad (8)$$

em que z_t é um termo aleatório que tem estrutura auto-regressiva de primeira ordem (cujo coeficiente será denotado ρ_z).

Mas críticas podem ser feitas à regra acima postulada. Duas principais são, que os agentes observam a inflação (e o produto) com uma defasagem temporal o que implica que a taxa de juros de curto prazo deveria responder à inflação ocorrida no período passado. A segunda é que o Banco

Central determina a taxa de juros nominal com base na inflação (e produto) esperada vigorar no período seguinte. Logo, no exercício numérico feito foram consideradas também duas outras formas para a regra de Taylor:

$$\hat{i}_t = \phi_\pi \pi_{t-1} + \phi_y \hat{Y}_{t-1} + z_t \quad (9)$$

$$\hat{i}_t = \phi_\pi E_t \pi_{t+1} + \phi_y E_t \hat{Y}_{t+1} + z_t \quad (10)$$

Além destes aspectos, considerou-se, nos exercícios de simulação apresentados na seção 3.2, a questão da suavização da taxa de juros, *i. e.*, a presença da primeira defasagem (do desvio percentual) da taxa nominal de juros, \hat{i}_{t-1} , no lado direito das equações (8), (9) e (10) (analisando diferentes graus de suavização, ou seja, diferentes valores para o parâmetro ρ_i).

2 – Calibragem e Simulações:

2.1 – Calibragem²⁰

Do modelo derivado, os vários parâmetros são combinações destes cuja calibragem é aqui mostrada:

Parâmetros Calibrados²¹:

$\beta = 0,93$	taxa de desconto intertemporal
$\delta = 0,39$	“taxa de depreciação”
$\kappa = 0,75^{22}$	relação capital produto trimestral de estado estacionário
$\phi = 1,67$	a recíproca da elasticidade da função de produção em relação ao trabalho
$\theta = 8$	elasticidade de substituição entre os bens diferenciados da economia
$\sigma = 1$	elasticidade de substituição intertemporal do consumo
$\gamma = 0,42$	grau de rigidez da economia (parâmetro do Modelo de Calvo (83))
$\varepsilon_\psi = 3$	grau de custos de ajustamento
$\varepsilon_{wy} = 0,3$	elasticidade do salário real médio em relação à variações no produto
$\omega = -0,03$	elasticidade da desutilidade marginal em relação à oferta
$\omega_p = -1$	O negativo da elasticidade de $f' \left(f^{-1} \left(\frac{y}{k} \right) \right)$ em relação a (y/k)
$\zeta = 0,58$	elasticidade da desutilidade marginal do trabalho em relação à oferta de trabalho

Tabela 1

Dada a escassez de estudos microeconômicos empíricos para a economia brasileira, poucos destes parâmetros podem ser calibrados com base nestes. A alternativa seria, então, estimá-los, como proposto por Rotemberg e Woodford (1998)²³, se o número de observações fosse maior. Mas os parâmetros apenas precisam ser escolhidos de modo a ser plausíveis economicamente. Então, por que

²⁰ A discussão completa da calibragem está no Capítulo 4 de Duarte (2001).

²¹ Todas as elasticidades são avaliadas em estado estacionário.

²² Um valor próximo aos estimados por Cândido Jr. (1998), que diz que esta relação varia entre 2,87 e 2,91 (ao ano). Silva Filho(2001) mostra que a relação capital produto da economia brasileira nas décadas de 80 e 90 oscilou em torno de 3.

²³ Estes autores propõem escolher vários dos parâmetros de modo a tornar as funções de resposta a impulso (a um choque monetário) teóricas e empíricas mais próximas possível, segundo uma métrica por eles estabelecida. É importante ressaltar que nem todos os parâmetros são identificáveis isoladamente e a calibragem de parâmetros com base noutras fontes, neste caso, também é necessária. A utilização deste método para o Brasil é complicada pelo número reduzido de observações. A presença, no modelo teórico, da variável produto exige o uso de dados trimestrais para estimar os parâmetros. E a economia brasileira inicia uma nova fase de funcionamento a partir do Plano Real. Logo, são vinte e seis observações trimestrais de julho de 1994 a dezembro de 2000. Como este método envolve rodar VARs com taxa de juros, produto e inflação, sua eficácia em estimar os parâmetros é colocada em xeque (os próprios autores, com dados da economia norte-americana do primeiro trimestre de 1980 ao segundo de 1995 obtêm, como eles dizem, estimativas “não muito precisas” das funções de resposta a impulso).

não usar os parâmetros da economia norte-americana, por exemplo, dado a variedade de dados e estudos microeconômicos existentes?

A escolha entre utilizar o procedimento de Rotemberg e Woodford (1998) com o reduzido número de observações da economia brasileira e o emprego dos parâmetros norte-americanos é uma questão de escolha de níveis de arbitrariedade. Mas ser arbitrário é que é o problema, não importando muito qual o nível em que esta arbitrariedade é efetuada. A estratégia adotada foi calibrar o maior número possível de parâmetros com base nos dados disponíveis para a economia brasileira e com estimativas feitas por outros autores, mesmo que algumas imprecisões sejam cometidas. Os resultados obtidos, então, têm que ser interpretados com cautela²⁴.

A calibragem da taxa de desconto intertemporal, β , é feita através da relação de estado estacionário desta com a taxa de juros, utilizando a média da taxa Selic trimestral, de julho de 94 a dezembro de 2000²⁵.

A relação capital-produto foi calibrada com base nas séries anuais do estoque líquido de capital e PIB de 1990 a 2000²⁶.

O valor de ϕ pode ser aproximado por η^{-1} , com η indicando a elasticidade da função de produção em relação ao insumo trabalho, supondo a função de produção é Cobb-Douglas. O valor de η utilizado nas simulações abaixo é 0,6²⁷.

Outro parâmetro do modelo é θ , a elasticidade de substituição dos bens diferenciados da economia, calibrado em valor compatível com os utilizados na literatura (que são obtidos de estudos de *markup*): as estimativas vão de 7,88, como em Rotemberg e Woodford (1998), a 10, como em Chari *et al* (2000). Neste trabalho, assume-se que $\theta = 8$.

O parâmetro δ , neste modelo, é um misto de taxa de depreciação do capital com taxa de crescimento populacional e taxa de progresso tecnológico, que são desconsideradas no modelo. Logo, recorre-se à seguinte relação, que é satisfeita pela razão capital-produto, κ , para calibrá-lo, uma vez definidos os valores de β , θ , ϕ e κ , δ :

$$\beta^{-1} = \left(\frac{\theta - 1}{\theta} \right) \left(\frac{\phi - 1}{\phi} \right) \frac{1}{\kappa} + (1 - \delta)$$

O parâmetro σ é aqui calibrado, como em Woodford (2000(b)), igual a um. Trata-se de um arredondamento.

Para calibrar o parâmetro γ desagregou-se o IPCA (IBGE) em itens, aos quais foram atribuídos períodos médios de reajuste. Com isso, chega-se a um tempo médio em que os preços da economia ficam fixos²⁸ de 1,72 trimestres e, portanto, $\gamma \cong 0,42$.

O parâmetro ε_{ψ} é de difícil calibragem. Dado que os estudos de custos de ajustamento para o estoque de capital no Brasil²⁹ supõem uma função quadrática (o que implica em $\varepsilon_{\psi} = 2$, por hipótese), decidiu-se de usar o valor calibrado por Woodford (2000(b)) para a economia norte-americana, $\varepsilon_{\psi} = 3$.

²⁴ Testes de sensibilidade do modelo aos vários parâmetros são encontrados em Duarte (2001). Quando julgado conveniente, serão indicadas as diferenças (ou robustez) dos resultados aqui apresentados a variações na calibragem dos parâmetros.

²⁵ Uma crítica imediata é dizer que o fator de desconto considerado é muito baixo em relação ao valor usual na literatura (0,99). Isto porque a taxa nominal de juros de estado estacionário foi aproximada pela média da taxa de um período no qual ela foi usada deliberadamente como instrumento de política econômica, estando, portanto, em nível superior ao seu “equilíbrio”. Simulações com uma taxa de juros muito inferior à aqui utilizada (de 1,0% ao trimestre) mostram que quando há alguma modificação, há uma redução marginal da magnitude da resposta de algumas variáveis (em geral, C_1 e C_2) ao choque monetário (ver Duarte (2001)).

²⁶ Séries gentilmente cedidas por Lucilene Morandi, do IPEA.

²⁷ Análises de sensibilidade do modelo para $\eta = 0,3$ são encontradas em Duarte (2001).

²⁸ Que é $\frac{1}{1-\gamma}$, como derivado em Duarte (2001).

²⁹ Ver Pereira (1999), por exemplo.

Como o parâmetro ω é a elasticidade da desutilidade marginal da oferta em relação ao produto, ele tem ligação próxima com a elasticidade do custo marginal em relação ao produto. Supondo uma função Cobb-Douglas, pode-se escrever³⁰:

$$\omega = \varepsilon_{wy} - \sigma^{-1} + \frac{1-\eta}{\eta}$$

com ε_{wy} sendo a elasticidade do salário real médio em relação às variações no produto e η a elasticidade do produto em relação ao trabalho. Para $\eta = 0,6$, $\frac{1-\eta}{\eta} = 0,67$.

Ao parâmetro ε_{wy} é atribuído o mesmo valor empregado por Rotemberg e Woodford(1998), 0,3, devido à indisponibilidade de estimativas para o Brasil³¹. Então, $\omega \cong -0,03$.

Da hipótese da função de produção ser Cobb-Douglas, segue que $\omega_p = -1$. Com isso, sabendo que $\omega = \zeta\phi + \omega_p$, obtém-se a calibragem de $\zeta \cong 0,58$.

O valor do parâmetro C^* é dado pelos valores de α , θ e a taxa nominal de juros de estado estacionário, \bar{i} , segundo uma relação derivada das condições de primeira ordem do problema intratemporal do consumidor.

Por fim, dois parâmetros do modelo apresentado não podem ser calibrados. São as duas raízes reais (μ_1 e μ_2) do polinômio de defasamento que liga o estoque relativo de capital de cada firma à evolução esperada de seu preço. Eles devem obedecer à desigualdade $0 < \mu_1 < 1 < \beta^{-1} < \mu_2$ e foram calibrados de modo a existir solução para o modelo que faça sentido econômico: $\mu_1 = 0,1$ e $\mu_2 = 1,1$.

2.2 – Simulações

O modelo apresentado, composto pelas equações (1) a (8)³², para ser resolvido e ter suas funções de resposta a impulso (FRI) simuladas, precisa ser escrito na forma de um sistema auto-regressivo de primeira ordem tal como:

$$AE_t V_{t+1} = BV_t + C \begin{bmatrix} g_t \\ v_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

em que V_t é o vetor de variáveis endógenas, v_t é o termo aleatório da estrutura auto-regressiva de primeira ordem (estacionária) suposta para o choque tecnológico q_t e ε_t o da estrutura AR(1) estacionária do choque monetário z_t .

Uma vez neste formato, ele é “reduzido”³³ e solucionado de acordo com o método de King e Watson (1998), uma extensão do método de Blanchard e Kahn (1980)³⁴. De sua solução são obtidas as funções de resposta a impulso³⁵.

Dado o resultado da invariância dinâmica ao α , a análise das funções de resposta a impulso a choques monetários com diferentes persistências é feita com $\alpha = 0,1$ (um valor numérico é necessário

³⁰ Os detalhes desta calibragem pode ser encontrado em Rotemberg e Woodford (1998) e Duarte(2001).

³¹ Trata-se de uma arbitrariedade e, como tal, não teria justificativa (0,3 é tão arbitrário quanto 20). Mas procurou-se dar ao parâmetro uma ordem de grandeza economicamente razoável.

³² Adicionando-se, também, a versão log-linearizada da condição de equilíbrio do mercado de bens e serviços, $\hat{Y}_t = \hat{C}_t + \hat{I}_t + g_t$ (sendo g_t o desvio percentual dos gastos públicos em relação ao seu valor de estado estacionário; termo que capta os efeitos tanto dos gastos do governo como de mudanças na paciência do consumo), e as identidades: $E_t \pi_{t+1} = E_t \pi_{t+1}$; $E_t \hat{K}_{t+1} = \hat{K}_{t+1}$ e $E_t q_t = q_t$ (variável predeterminada). Ver detalhes no Capítulo 3 de Duarte (2001).

³³ Consiste, *grosso modo*, transformar, por manipulações algébricas, A em uma matriz na qual o bloco inferior direito é uma matriz identidade e todos os demais blocos são nulos.

³⁴ Maiores detalhes dos métodos de redução e solução são encontrados em King e Watson (1998), Loyo (2000) e Duarte(2001).

³⁵ Os autores são, novamente, gratos ao prof. Eduardo Loyo por disponibilizar as rotinas de Matlab por ele escritas, tornando possível a realização deste trabalho.

para que os parâmetros da equação (3) assumam valores). Os parâmetros ρ_z e ρ_q são, respectivamente, a autocorrelação de primeira ordem dos choques monetário e tecnológico.

É válido enfatizar que as simulações foram feitas para um choque de aperto monetário. O choque da regra de Taylor, z_t , tem uma estrutura AR(1), com o termo aleatório ε_t . Por “choque monetário” está sendo designado aqui um impulso em ε_t . O aperto monetário pode ser visto mais claramente na função de resposta a impulso da taxa real de juros *ex post*, apresentada na figura 2(b). A taxa nominal de juros não necessariamente aumenta com o choque monetário quando a regra de Taylor considerada é a (8). Isto porque i_t refere-se à taxa de juros que vigora entre os períodos t e $t+1$ e as demais variáveis, π_t e \hat{Y}_t , por exemplo, são as que vigoram entre $t-1$ e t e se realizam no mesmo instante do choque monetário. Então, mesmo que este choque contribua para um aumento da taxa nominal de juros, o resultado final dependerá também dos movimentos de π_t e \hat{Y}_t causados por ele. Esta alta inércia pode levar à reversão da função de resposta a impulso de algumas variáveis.

Das figuras 1 e 1(b) abaixo, vem uma observação geral que alta persistência de um choque monetário está associada a respostas das variáveis que se desviam mais do equilíbrio no momento do choque (exceto o estoque de capital, mas que se distancia do equilíbrio original mais com choques mais persistentes, instantes após o choque) e, depois, demoram mais para retornar ao equilíbrio.

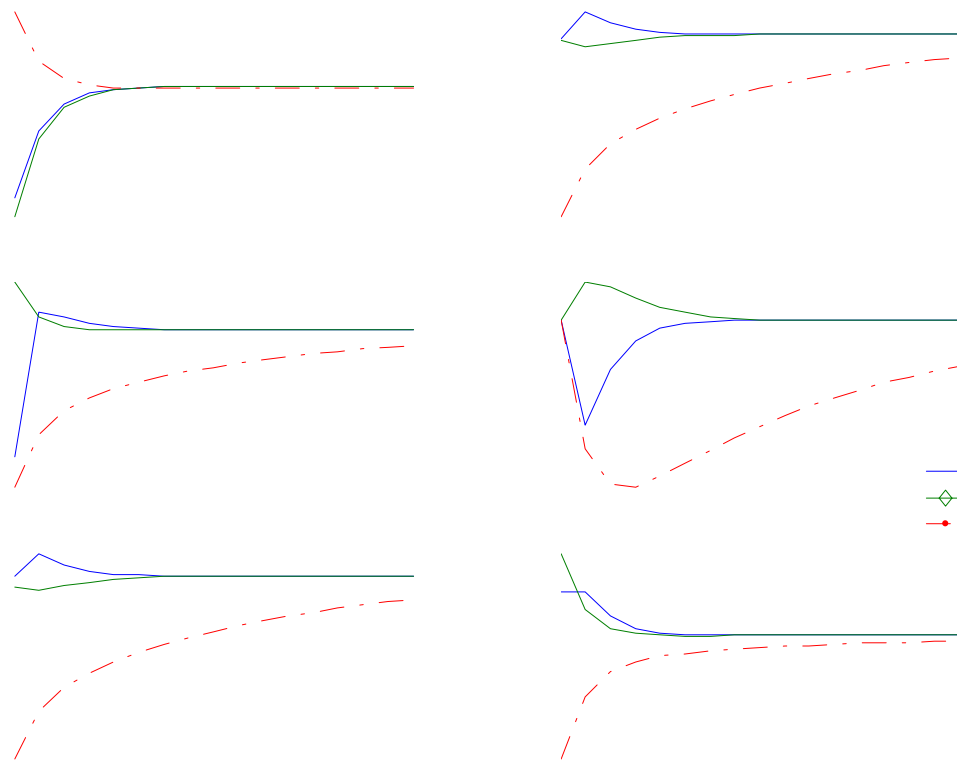


Figura 1

Funções de Resposta a Impulso ao Choque Monetário com diferentes persistências ($\phi_{pi} = 1,3$; $\phi_{iy} = 1,1$; $\rho_{oq} = 0,1$)

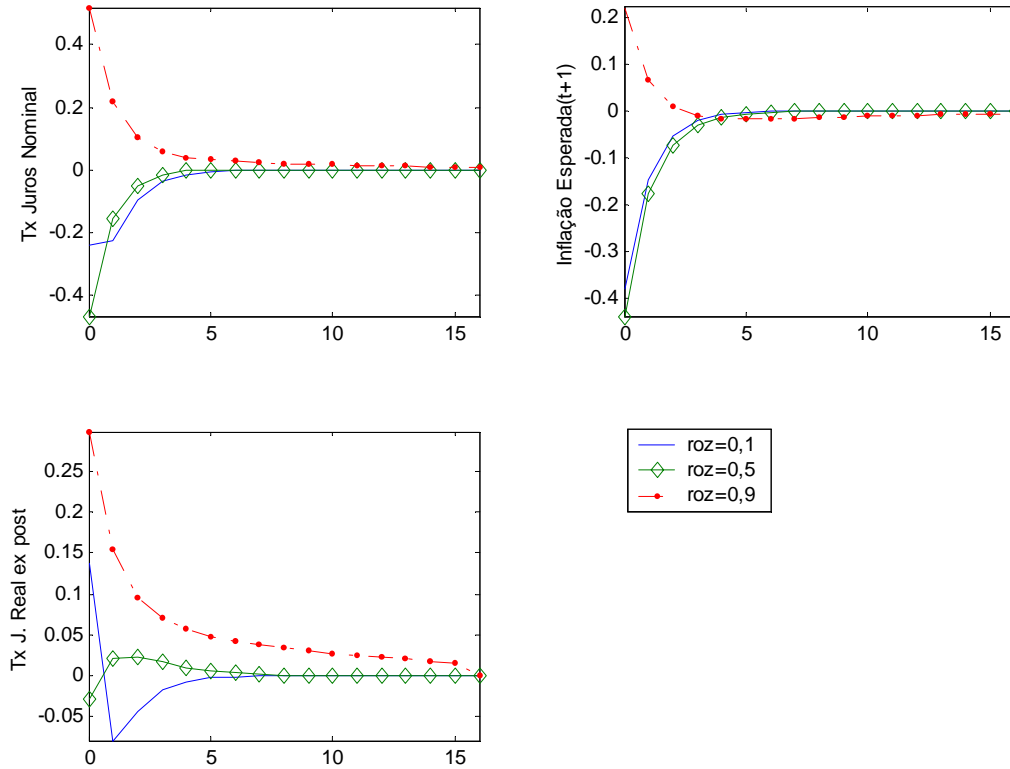


Figura 1(b)

A diminuição de liquidez representada pelo choque leva, neste caso, a uma queda na inflação (a menos do caso em que $\rho_z = 0,9$) e do investimento, sem impacto inicial sobre os desvios percentuais do produto e do estoque de capital em relação a seus equilíbrios.

Estes resultados dependem da resposta da taxa de juros ao produto e à inflação. Os resultados acima mostrados praticamente não se alteram se ϕ_y for 0,7 e ϕ_π 0,5. Uma pergunta que pode ser levantada é se os resultados são significativamente diferentes caso a taxa nominal de juros responda apenas aos desvios da inflação, situação na qual o Banco Central tem preferências lexicográficas, como afirma Tobin (1998): preocupações com as variáveis macroeconômicas reais só são relevantes após a meta de estabilidade de preços ter sido atingida. No caso da taxa de juros não responder aos desvios do produto, como apresentado na figura 2 abaixo, não apenas a resposta inicial da inflação ao choque é menor como também esta variável retorna mais rapidamente ao equilíbrio, graças ao uso ativo da taxa de juros pelo Banco Central para estabilizá-la. Com relação ao produto, estoque de capital, investimento e consumo de “credit goods”, suas respostas praticamente não se alteram nos casos em que ρ_z é 0,1 ou 0,5. Quando $\rho_z = 0,9$, estas variáveis sofrem maior impacto inicial do choque e tardam mais a retornar ao equilíbrio. É interessante notar que se a taxa de juros não responder ao produto, de acordo com este modelo e com a calibragem feita, $\phi_\pi > 1,0$ deve ser atendida para existir solução. Ou seja, o “princípio de Taylor” deve ser satisfeito para que exista solução neste caso.

Funções de Resposta a Impulso ao Choque Monetário com diferentes persistências ($f_{pi} = 1,3$; $f_y = 0,0$; $roq = 0,1$)

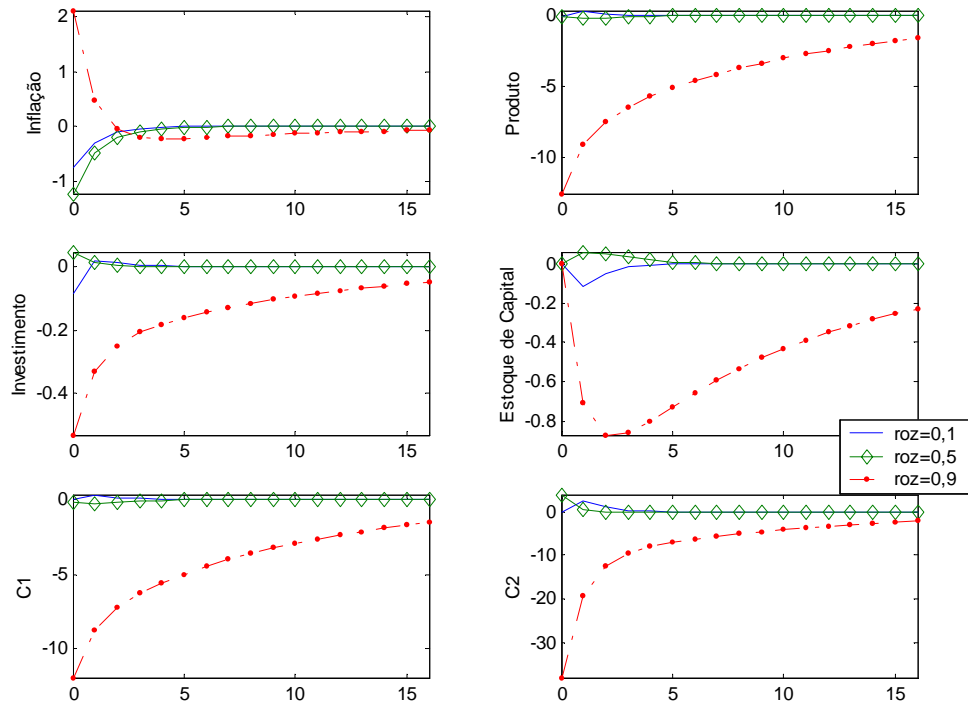


Figura 2

Como é a dinâmica da economia se a regra de taxa de juros for especificada como em (9)? Das figuras 3 e 3(b), observa-se que as FRI passam a exibir um padrão parecido com os obtidos nos modelos com expectativas adaptativas. Há um padrão cíclico nos períodos subseqüentes ao choque, com as variáveis aumentando inicialmente, depois ficando abaixo de zero e assim vão convergindo ao equilíbrio. Outro aspecto interessante é que, em geral, mesmo com o choque tendo alta persistência as FRI são bem próximas daquelas com choque pouco persistente.

Funções de Resposta a Impulso ao Choque Monetário com diferentes persistências ($f_{pi} = 1,3$; $f_y = 1,1$; $roq = 0,1$); eq.(59)

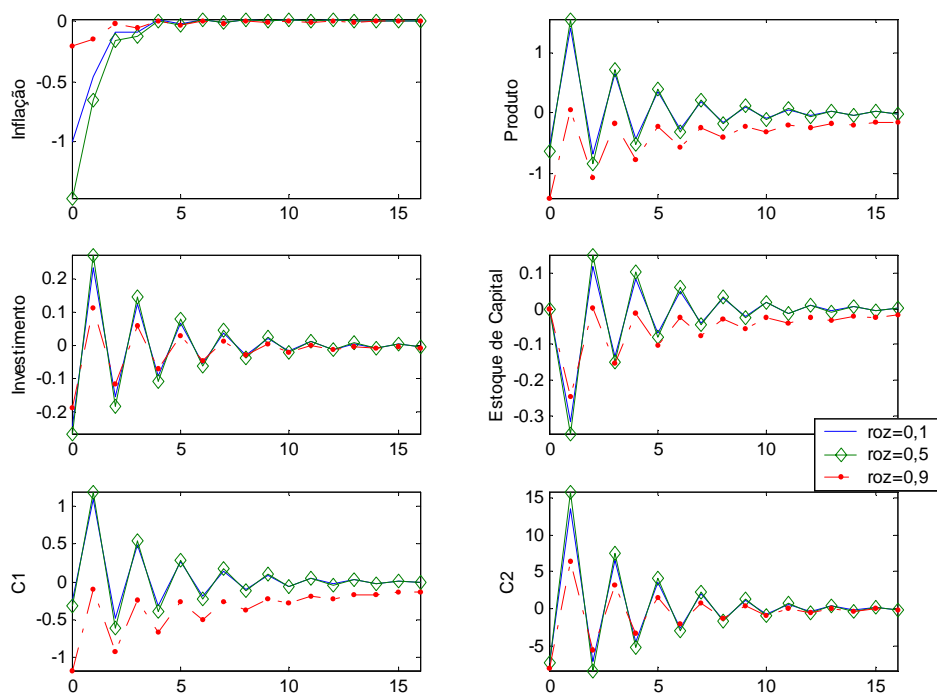


Figura 3

Funções de Resposta a Impulso ao Choque Monetário com diferentes persistências (fipi = 1,3; fiy = 1,1; roq = 0,1); eq.(59)

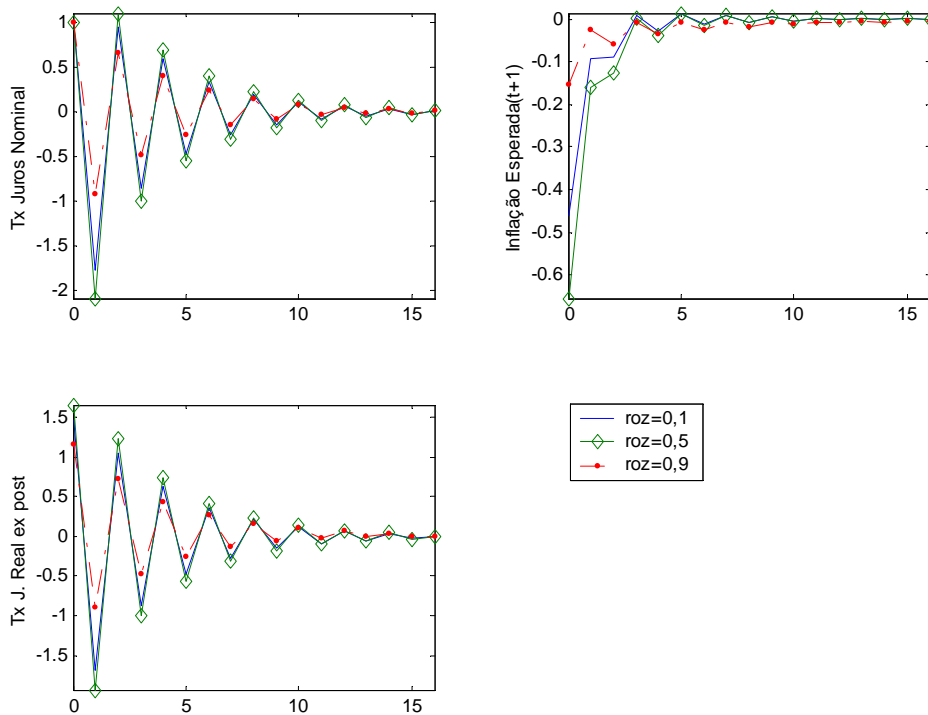


Figura 3 (b)

Se a taxa de juros não responder aos desvios do produto e responder “ativamente” aos da taxa de inflação, desaparecem, curiosamente, as oscilações e as FRI se assemelham com as de 1 e 1(b)³⁶.

Funções de Resposta a Impulso ao Choque Monetário com diferentes persistências (fipi = 1,3; fiy = 0,0; roq = 0,1); eq.(59)

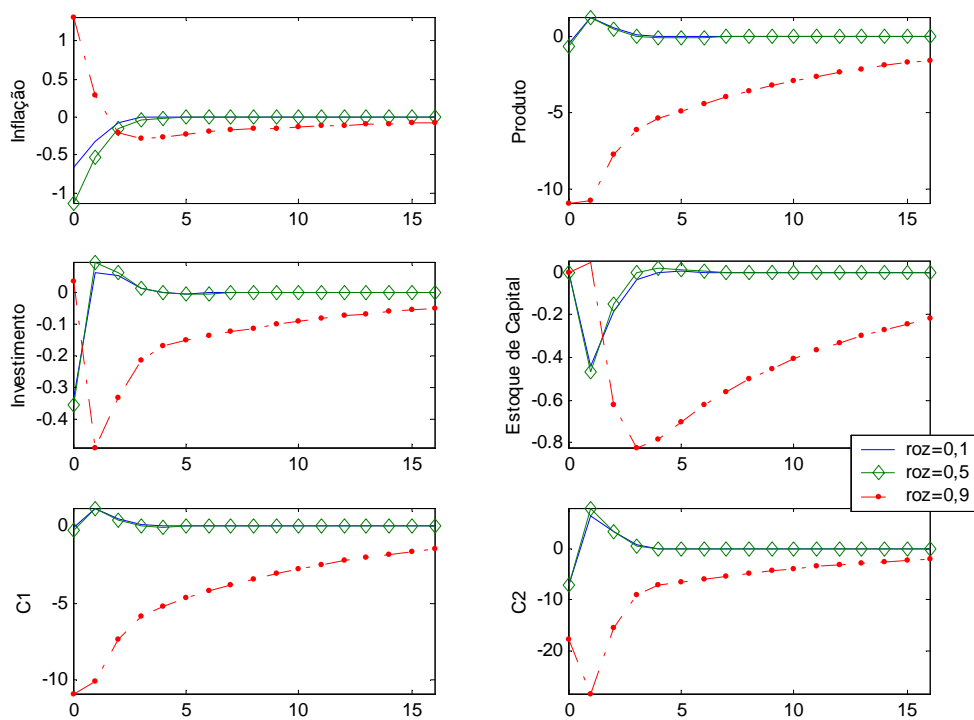


Figura 4

³⁶ A diferença mais relevante fica por conta da FRI com $\rho_z = 0,5$, nas figuras 4 e 4(b), acompanhar mais de perto a FRI com $\rho_z = 0,1$

Por fim, falta o caso da regra de Taylor com inflação e produto esperados, como na equação (10). No caso em que a taxa de juros responde a ambas as variáveis (com os mesmos parâmetros usados nas simulações anteriores), as FRI são muito semelhantes às apresentadas nas figuras 1 e 1(b). Há uma redução na magnitude da resposta de C_2 e uma inversão das respostas da inflação, taxa nominal de juros e inflação esperada (as trajetórias para $\rho_z = 0,1$ e $0,5$ aumentam no momento do choque, enquanto que a de $\rho_z = 0,9$ diminui, ao contrário da figura 2). As funções de resposta a impulso no caso em que a taxa de juros não responde à inflação é também muito semelhante à da regra de Taylor (8). Quando a taxa de juros é invariante aos desvios do produto, novamente as FRI se assemelham muito às da regra (8), havendo, entretanto, um aumento significativo da magnitude das respostas da inflação, de C_2 e da taxa nominal de juros. O que se pode dizer é que especificar a regra de Taylor com variáveis correntes ou com expectativas das variáveis praticamente não altera a dinâmica porque as expectativas, em ambos os casos, são determinantes das variáveis do modelo. Ou seja, elas já são levadas em conta, quer o Banco Central seja guiado por variáveis correntes, quer seja por expectativas de variáveis.

3 – Funções de Resposta a Impulso no caso de Inércia Monetária:

Quando a inércia monetária³⁷ é considerada, regra geral, as mudanças mais significativas são a redução da magnitude da resposta da inflação ao choque e o aumento da resposta do estoque de capital (principalmente no caso de $\rho_z = 0,1$)³⁸. Também é interessante notar que estas diferenças não são sensíveis ao valor do grau de inércia, ou seja, não há alteração de magnitude do caso em que $\rho_i = 0,1$ para o caso em que $\rho_i = 0,9$, como reportado abaixo, para a Regra de Taylor (8):

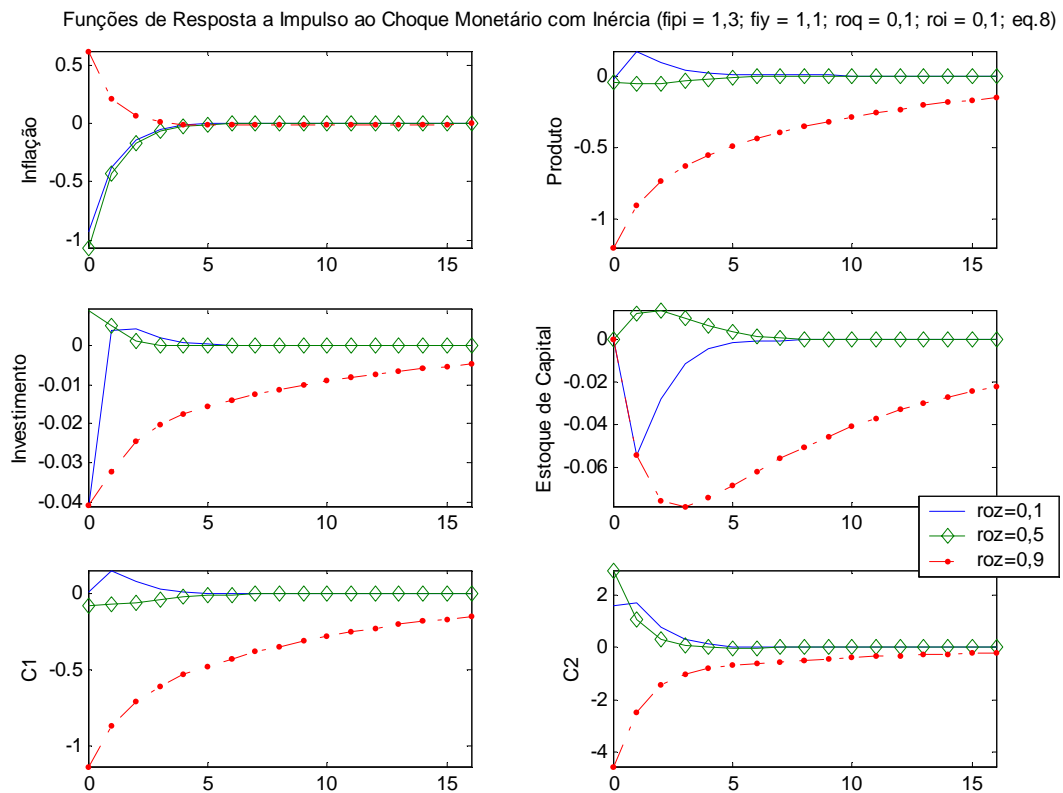


Figura 5

³⁷ Entendida como a presença da primeira defasagem da taxa de juros em cada uma das três Regras de Taylor utilizadas neste trabalho.

³⁸ As FRI com $\rho_z = 0,9$ continuam exibindo comportamento atípico e de difícil interpretação, dada a “amplidão” do modelo.

Funções de Resposta a Impulso ao Choque Monetário com Inércia ($f_{pi} = 1,3$; $f_{iy} = 1,1$; $roq = 0,1$; $roi = 0,9$; eq.8)

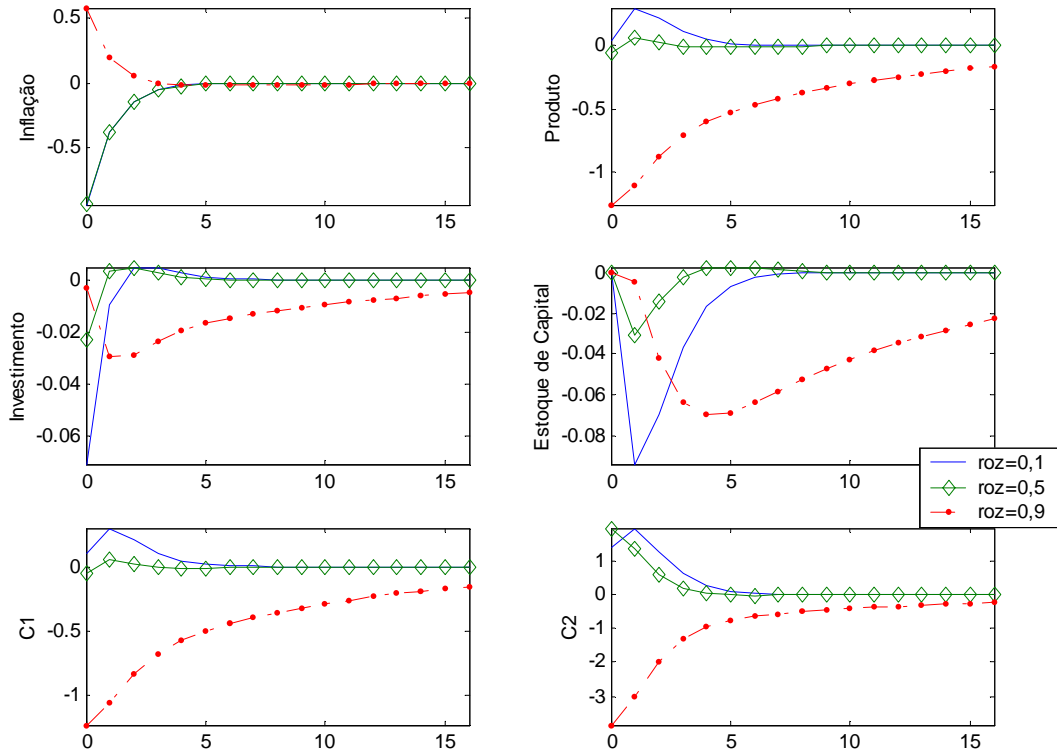


Figura 6

No caso da Regra de Taylor (9), a suavização modifica as FRI de todas as variáveis, eliminando as oscilações antes existentes. Mas, novamente, não há diferenças significativas entre as FRI com $\rho_i = 0,1$ para as com $\rho_i = 0,9$:

Funções de Resposta a Impulso ao Choque Monetário com Inércia ($f_{pi} = 1,3$; $f_{iy} = 1,1$; $roq = 0,1$; $roi = 0,1$; eq.9)

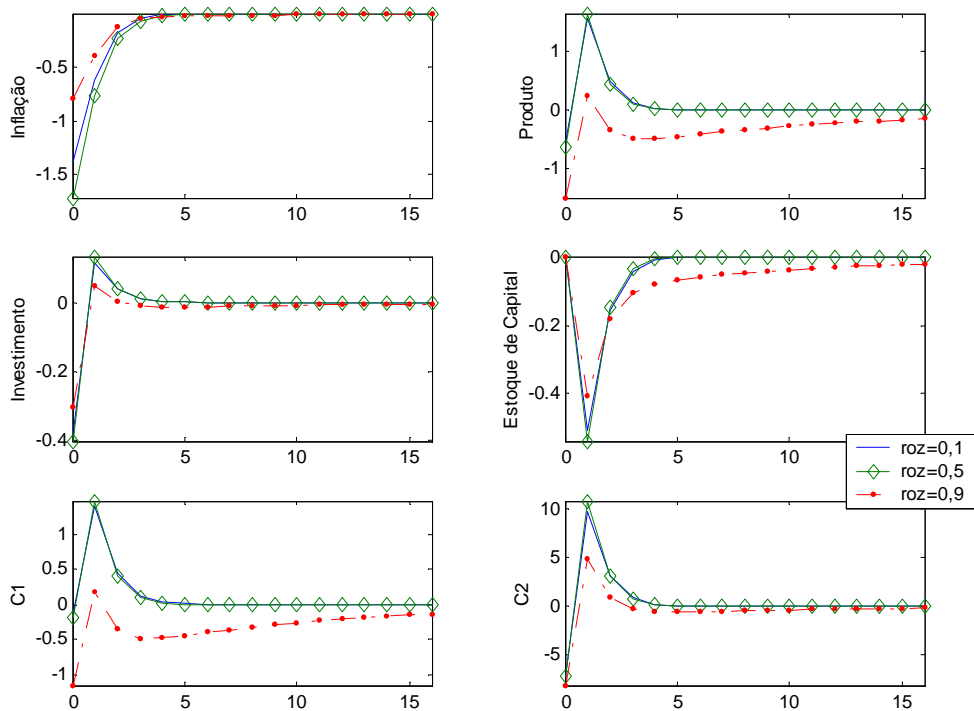


Figura 7

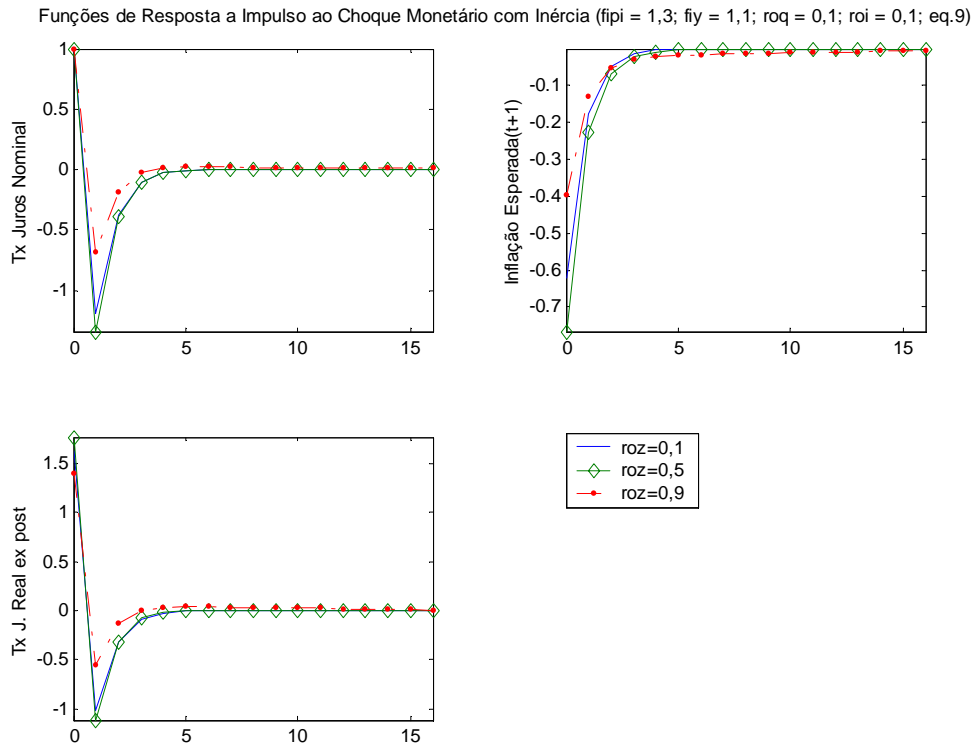


Figura 7(b)

Por fim, no caso da Regra de Taylor “forward looking”, equação (10), alta inércia monetária diminui muito a resposta de curto prazo das variáveis. Só neste caso é que o valor do coeficiente ρ_i modifica as FRI simuladas:

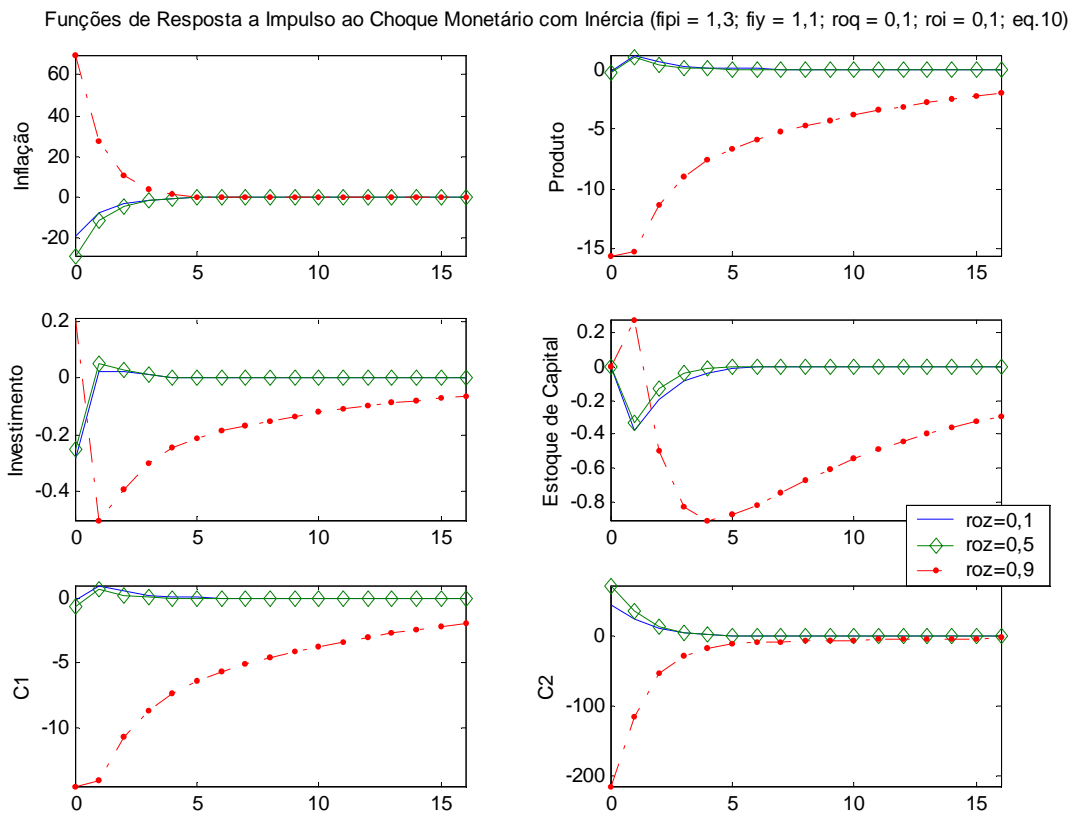


Figura 8

Funções de Resposta a Impulso ao Choque Monetário com Inércia ($f_{pi} = 1,3$; $f_{iy} = 1,1$; $roq = 0,1$; $roi = 0,9$; eq.10)

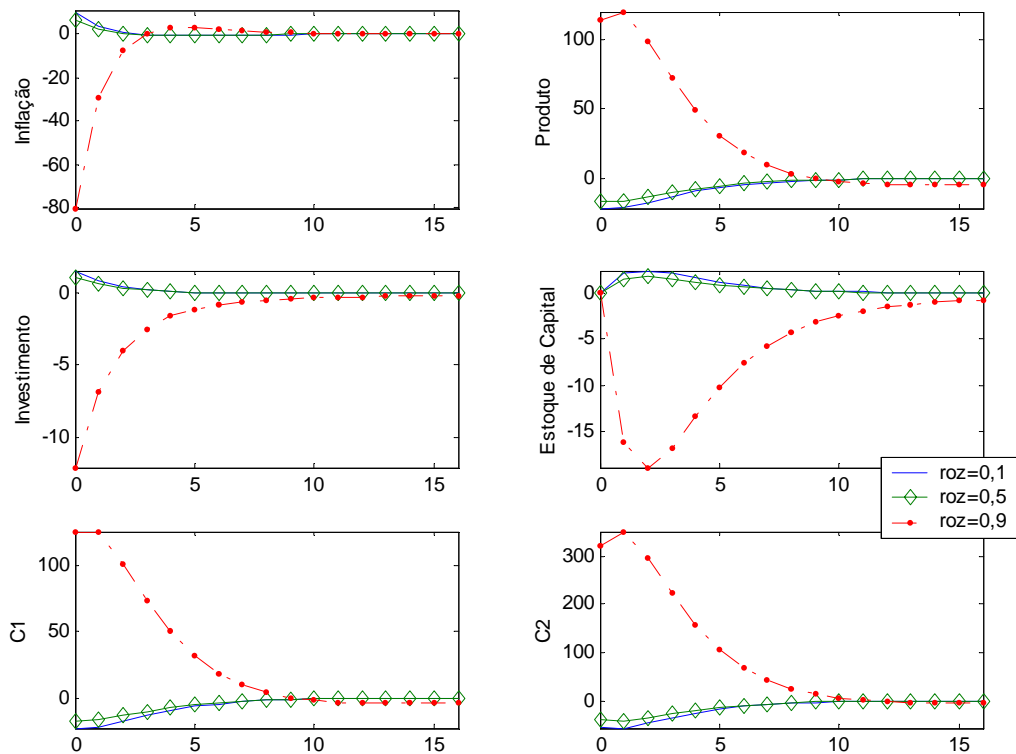


Figura 9

4 – Conclusões:

Neste trabalho foram exploradas as implicações sobre as funções de resposta a impulso das variáveis do modelo Novo-Keynesiano da presença da taxa de juros defasada um período em três Regras de Taylor. Tratou-se de expandir o conceito de “inércia” explorado por Duarte (2001), que focou apenas a persistência do choque monetário.

A preocupação foi sempre com os aspectos positivos da inércia monetária para tentar entender melhor as implicações dinâmicas introduzidas pelo comportamento dos Bancos Centrais ao não ajustarem de uma só vez a taxa de juros quando há mudanças nos fundamentos econômicos, empiricamente constatado em vários países.

Os resultados gerais são que a suavização diminui a resposta de curto prazo da inflação e aumenta a do estoque de capital. No caso das Regras de Taylor com inflação e produto correntes ou defasados, não importa qual o grau de suavização adotado pelo Banco Central (o valor de ρ_i). A inércia, no caso da regra com as defasagens das variáveis, elimina as oscilações que existem no caso de não suavização. Mais importante, quando a política monetária é definida em termos de uma regra “forward looking”, diferentes valores de ρ_i implicam em diferentes FRI.

Bibliografia

- BARRO, Robert. A Theory of Monopolistic Price Adjustment. *Review of Economic Studies*, vol. 34, n.º 1, jan. 1972.
- BLANCHARD, Olivier, KAHN, Charles. The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. *Econometrica*, vol. 48, n.º 5, jul. 1980.
- BROCK, William. Money and Growth: The Case of Long Run Perfect Foresight. *International Economic Review*, vol. 15, n.º 3, out. 1974.
- _____. A Simple Perfect Foresight Monetary Model. *Journal of Monetary Economics*, vol. 1, n.º 2, abr. 1975.
- CALVO, Guillermo. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n.º 3, set. 1983.
- CARNEIRO, Dionísio Dias, WU, Thomas. Contas Externas e Política Monetária. *Texto para Discussão*, n.º 442, Departamento de Economia da PUC-Rio, fev. 2001.
- CASSEL, Gustav. The rate of interest, the bank rate, and stabilization of prices. *The Quarterly Journal of Economics*, 42 (1927). In: LUTZ, Friederich, MINTS, Lloyd(orgs.). *Readings in Monetary Theory*. Homewood: Richard Irwin, 1951.
- CÂNDIDO JÚNIOR, José Oswaldo. Poupança Doméstica no Brasil: evolução recente e perspectivas. *Texto para Discussão*, n.º 589, IPEA, set. 1998.
- CHARI, Varadarajan, KEHOE, Patrick, McGRATTAN, Ellen. Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem? *Econometrica*, vol. 68, n.º 5, set. 2000.
- CLARIDA, Richard, GALI, Jordi, GERTLER, Mark. The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, vol. 37, n.º 4, dez. 1999.
- DIXIT, Avinash, STIGLITZ, Joseph. Monopolistic Competition an Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, vol. 67, n.º 3, jun. 1977.
- DUARTE, Pedro G. *Neutralidade da Moeda: da teoria quantitativa aos novos clássicos*. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1998 (mimeo.).
- _____. *Crédito e Moeda com Expectativas Racionais: Teoria e Simulações com um Modelo à la Wicksell*. Rio de Janeiro, 2001. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- FEENSTRA, Robert. Functional Equivalence between Liquidity Costs and the Utility of Money. *Journal of Monetary Economics*, vol. 17, n.º 2, mar. 1986.
- GUTHRIE, Graeme, WRIGHT, Julian. Open Mouth Operations. *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, n.º 2, out. 2000.
- KIMBALL, Miles. The Quantitative Analytics of Basic Neomonetarist Model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 27, n.º 4, nov. 1995 (Parte 2).

- KING, Robert, WATSON, Mark. *System Reduction and Solution Algorithms for Singular Linear Difference Systems under Rational Expectations*. Princeton, mimeo., out. 1997.
- _____, _____. The Solution of Singular Linear Difference Systems under Rational Expectations. *International Economic Review*, vol. 39, n.º 4, 1998.
- KING, Robert, WOLMAN, Alexander. Inflation Targeting in a St. Louis Model of the 21.st Century. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 78, n.º 3, 1996.
- LEEPER, Eric. Equilibria under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies. *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, n.º 1, fev. 1991.
- LEEPER, Eric, SIMS, Christopher. Toward a Modern Macroeconomic Model Usable for Policy Analysis. *NBER Macroeconomics Annual*, 1994: 81-118.
- LOYO, Eduardo. *Numerical Solution of Linear Rational Expectations Models*. Harvard, mimeo., ago. 2000. (Notas de aula, partes I e II)
- LUCAS, Robert E., STOKEY, Nancy. Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy, *Econometrica*, vol. 55, n.º 3, mai. 1987.
- MORANDI, Lucilene. O Estoque de Riqueza e a Poupança do Setor Privado no Brasil - 1970/95. *Texto para Discussão*, n.º 572, IPEA, jul. 1998.
- McCALLUM, Bennett. The Present and Future of Monetary Policy Rules. *NBER Working Paper*, n.º 7916, set. 2000.
- PEREIRA, Rodrigo. Investment and Uncertainty in a Quadratic Adjustment Cost Model: Evidence from Brazil. *Texto para Discussão*, n.º 663, IPEA, ago. 1999.
- ROBERTS, John. New Keynesian Economics and the Phillips Curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 27, n.º 4, nov. 1995. (Parte I)
- ROTEMBERG, Julio. Prices, Output, and Hours: an empirical analysis based on a sticky price model. *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, págs. 505-533, 1996.
- ROTEMBERG, Julio, WOODFORD, Michael. An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of the Monetary Policy: expanded version. *NBER Technical Working Paper*, n.º 233, mai. 1998.
- SALGADO, Maria José. *Estimando a função de reação do Banco Central do Brasil entre agosto de 1994 e dezembro de 2000*. Rio de Janeiro, 2001. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- SAMUELSON, Paul. *Foundations of Economic Analysis*. New York: Harvard University Press, 1947.
- SHESHINSKI, Eytan, WEISS, Yoram. Inflation and Costs of Price Adjustment. *Review of Economic Studies*, vol. 44, n.º 2, jun. 1977.
- SIDRAUSKI, Miguel. Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 57, n.º 2, mai. 1967.
- SILVA FILHO, Tito N. T. da. Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma abordagem de função de produção. *Trabalhos para Discussão*, n.º 17, Banco Central do Brasil, abr. 2001.
- SVENSSON, Lars. Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, págs. 607-654, 1999.

- TAYLOR, John. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, vol. 88, n.º 1, fev. 1980.
- _____. Discretion versus Policy-Rules in Practice. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, págs. 195-214, 1993.
- _____. *Recent Developments in the Use of Monetary Policy Rules*. Stanford, mimeo., jul. 2000. (disponível na página <http://www.stanford.edu/~johntayl>)
- TOBIN, James. Monetary Policy: Recent Theory and Practice. *Cowles Foundation Discussion Paper*, n.º 1187, 1998.
- WOODFORD, Michael. Comments. *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 27, n.º 4, nov. 1995 (Parte 2).
- _____. *Control of the Public Debt: a requirement for price stability?* In: CALVO, Guillermo, KING, Mervyn. *The Debt Burden and its Consequences for Monetary Policy*. London: MacMillan, 1997.
- _____. Doing Without Money: Controlling Inflation in a Post-Monetary World. *Review of Economic Dynamics*, vol. 1, n.º 1, jan. 1998(a).
- _____. *Public Debt and the Price Level*. Princeton, mimeo., jun. 1998(b). (disponível na página <http://www.princeton.edu/~woodford>)
- _____. *Price-Level Determination under Interest-Rate Rules*. Princeton, mimeo., abr. 1999(a). (disponível na página <http://www.princeton.edu/~woodford>)
- _____. Optimal Monetary Policy Inertia. *NBER Working Paper*, n.o 7261, jul. 1999(b).
- _____. *Monetary Policy in a World Without Money*. Princeton, mimeo., ago. 2000(a). (disponível na página <http://www.princeton.edu/~woodford>)
- _____. *A Neo-Wicksellian Framework for the Analysis of Monetary Policy*. Princeton, mimeo., set. 2000(b). (disponível na página <http://www.princeton.edu/~woodford>)
- _____. *Inflation Stabilization and Welfare*. *NBER Working Paper*, n.º 8071, jan. 2001(a).
- _____. Fiscal Requirements for Price Stability. *NBER Working Papers*, n.º 8072, jan. 2001(b).
- WU, Thomas. *Política monetária ótima*. Rio de Janeiro, 2001. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- YUN, Tack. Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles. *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, n.º 2, abr. 1996.