

Regime de Metas de Inflação, Regra de Taylor e Neutralidade da Moeda: Uma Crítica Pós-Keynesiana

Mariana de Lourdes Moreira Lopes¹

Maria de Lourdes Rollemberg Mollo²

1. O regime de metas de inflação e a regra de Taylor

O foco da política monetária, quando conduzida por meio de regras, como é o caso do regime de metas inflacionárias, são os resultados que se verificam para o comportamento da inflação. Nesse sentido, seus defensores avaliam o sucesso da regra com base nos desvios da taxa de inflação e das expectativas de inflação em relação à meta. Atribuem, assim, pequeno peso ou nenhuma consideração para os impactos sobre fatores reais ou outros objetivos de política econômica, não estando esses associados aos parâmetros que medem o sucesso do regime. Conforme Arestis & Sawyer (2005, p. 10, grifo nosso):

“Monetary policy is the determinant of the rate of inflation through the effect of the interest rate on demand and on expectations, and in the long run the inflation rate is the only macroeconomic variable that monetary policy can affect. Monetary policy cannot affect economic activity, for example, output, employment and so on, in the long run”.

Isso nada mais é do que a idéia de neutralidade da moeda – comum à ortodoxia. É o que ressalta também Palley (2003), dizendo que entre os princípios que norteiam o novo consenso de política monetária, está a aceitação da neutralidade da política monetária no longo prazo e a não-neutralidade no curto prazo. Concebem a existência de uma curva de Phillips a ser explorada no curto prazo, em função da rigidez de preços e salários. No entanto, no longo prazo, entendido como o período em que os preços e salários são flexíveis, admite-se a existência de uma curva de Phillips vertical. A regra de Taylor, tal como analisaremos a seguir de forma crítica, incorpora todos os traços monetários do pensamento ortodoxo, em particular, para o que nos interessa aqui, essa neutralidade da moeda.

Na literatura referente a regras de política monetária, o artigo de Taylor (1993), que é tido como referência, propõe que o comportamento da taxa de juros que remunera os

¹ Departamento de Economia, Universidade de Brasília.

² Professora do Departamento de Economia da Universidade de Brasília.

títulos do tesouro norte-americano poderia ser muito bem representado por uma função linear simples, que ficou conhecida como Regra de Taylor.

Taylor, na tradição ortodoxa já descrita, procura mostrar em seu artigo que a política monetária deve ser guiada por regras transparentes e críveis, argumentando que esta é a forma mais eficaz de atingir os melhores resultados conjuntos de desempenho - medidos pelas taxa de inflação e variação do crescimento econômico. Embora este argumento seja utilizado como alicerce para a adoção de regimes como o de metas de inflação, seu artigo é mais citado na literatura pela utilização de uma função de reação para o comportamento das taxas internas de juros nos EUA no período entre 1987 e 1992.

De acordo com o autor, o comportamento das taxas de juros nos EUA poderia ser muito bem representado por uma relação linear com a taxa de inflação (π_t), uma taxa de juros de equilíbrio (r^*) mais uma soma ponderada entre dois desvios: a diferença entre taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB) e a meta de inflação e o desvio percentual entre o PIB efetivo (observado) e o PIB potencial. Dessa forma, a Regra de Taylor depende de duas variáveis exógenas ao modelo: a meta de inflação e o PIB potencial. A relação destas variáveis pode ser melhor visualizada da seguinte forma:

$$i_t = \pi_t + r^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta \left(\frac{y_{efetivo} - y_{potencial}}{y_{potencial}} \right) \quad (1)$$

onde,

i_t = taxa básica de juros nominais;

$y_{potencial}$ = capacidade produtiva da economia;

$y_{efetivo}$ = produto corrente;

r^* = taxa real de juros de equilíbrio;

π_t = taxa média da inflação dos últimos quatro trimestres (deflator do PIB);

π^* = meta da taxa de inflação; e

$$\left(\frac{y_{efetivo} - y_{potencial}}{y_{potencial}} \right) = \text{hiato do produto em termos percentuais}$$

Taylor não estimou esta equação econometricamente, assumindo apenas que os pesos utilizados pelo FED em relação aos desvios da inflação e o PIB seriam de 0.5. Assim, se, por exemplo, a inflação fosse 1 ponto percentual acima da meta, o FED deveria elevar em 0.5% as taxas de juros. Como não realizou nenhuma estimação dos coeficientes, o autor assume uma taxa de juros e uma meta de inflação de equilíbrio de

2%. Esta representação apresentou desempenho muito interessante, tendo um grau de ajuste muito bom em relação ao período analisado, entre 1970 e 1998.

Observa-se, em primeiro lugar, que a regra de Taylor é reflexo das prescrições de política do pensamento ortodoxo, amparadas na Teoria Quantitativa da Moeda. De acordo com o próprio Taylor (1998, p. 9):

“The policy rule is, of course, quite different from the quantity equation of money, but it is closely connected to the quantity equation. In fact it can be easily derived from the quantity equation.”

Ora, se a regra de Taylor está conectada com a Teoria Quantitativa da Moeda, isso significa que ela carrega em si o argumento da neutralidade da moeda presente nela. De fato, a neutralidade da moeda inerente à regra de Taylor pode ser facilmente percebida a partir de dois pontos principais: (i) o diagnóstico de inflação é sempre de demanda nominal. (ii) o produto potencial (que nada mais é do que uma *proxy* da capacidade produtiva da economia) é suposto invariável a movimentos da taxa de juros, o que reflete o argumento da neutralidade da moeda. Vejamos melhor estes dois pontos.

Observando a regra de Taylor em sua versão tradicional, conforme a equação (1), vemos que a taxa de juros reage ao desvio da inflação (π) em relação à meta (π^*) e ao desvio do produto efetivo (y_{efetivo}) em relação ao produto potencial ($y_{\text{potencial}}$). Em outras palavras, implica em uma elevação (redução) da taxa de juros quando a inflação encontra-se acima (abaixo) da meta e, de forma análoga, indica que no caso de diferença positiva (negativa) entre o produto efetivo e o produto potencial – ou seja, quando o produto corrente ultrapassa o produto potencial – deve haver um aumento (declínio) na taxa de juros, de forma a inibir o crescimento do produto ou da demanda, para que ele se adéque à capacidade plena da economia ou o nível de pleno emprego dos fatores de produção. Nas palavras de Taylor (1993, p. 200):

“..monetary policy rules in which the short-term interest rate instrument is raised by the monetary authorities if the price level and real income are above a target and lowered if the price level and real income are below target, seem to work well”.

Na concepção ortodoxa, a inflação é sempre um fenômeno monetário, ocasionado pela demanda excessivamente aquecida em relação à capacidade de oferta da economia ou em relação ao nível de pleno emprego. Assim, os defensores do regime de metas de inflação, defendem a operacionalização da política monetária através de uma regra de política, como, por exemplo, a regra de Taylor, que daria disciplina monetária ao

governo e evitaria o viés inflacionário do mesmo. Desta forma, impulsões monetárias (como o aumento nos gastos do governo ou a redução dos juros por excesso de emissão) levam apenas ao aumento da inflação, uma vez que a moeda é neutra e não pode afetar de forma permanente as variáveis reais da economia. Assim, não pode afetar o produto potencial, ou a capacidade produtiva da economia, suposto estar no seu nível de pleno emprego (Mollo, 2004).

Neste tipo de regime monetário, o hiato do produto é visto como o principal referencial para a existência de pressões de demanda. Isso porque, na concepção ortodoxa, o produto potencial (que reflete a capacidade produtiva da economia) é suposto fixo ou invariável a mudanças na taxa de juros, e pode ser definido como o nível de produto que pode ser obtido com a plena utilização dos recursos disponíveis na economia, sem gerar pressões sobre a taxa de inflação. Mudar essa capacidade produtiva de forma duradoura requer mudanças nas variáveis reais, preferências e tecnologias. Sem essas, ou a partir de impulsões monetárias, o único resultado permanente, segundo essa concepção econômica, é o aumento do nível geral de preços, justamente porque a neutralidade da moeda é presumida.

Na regra de Taylor, o hiato do produto deixa claro, portanto, o argumento de neutralidade da moeda. Ele serve de termômetro das expectativas inflacionárias dentro de uma concepção ortodoxa, e guia, então, o Banco Central na administração da taxa de juros.

Para a ortodoxia, quando o hiato do produto aumenta, ou seja, quando o produto efetivo cresce mais que o produto potencial, espera-se que a inflação aumente. Isso porque apenas o produto efetivo é suposto aumentar, ampliando a demanda nominal sem que o produto potencial se altere tanto, uma vez que, pelo argumento de moeda neutra, ele é suposto independente de estímulos monetários. Assim, a regra de Taylor prega o aumento da taxa de juros, para diminuir aumentos da produção e da demanda nominal e consequentemente da inflação, já que não se admite que a oferta ou capacidade produtiva da economia se altere. Ao contrário, quando o hiato do produto se reduz, a ortodoxia supõe que houve queda do produto efetivo acomodando-se melhor à capacidade produtiva (produto potencial), razão pela qual a taxa de juros pode cair, sem que haja pressão inflacionária por aumento de demanda nominal sem contrapartida de oferta. Nas palavras de Carlstrom & Fuerst (2003, p. 2):

“The Taylor rule prescribes that the Fed “lean against the wind” when setting interest rates; that is, that it raise interest rates when current output rises higher than potential”.

Ora, se a moeda não é neutra, como na percepção pós-keynesiana, variações nas taxas de juros afetam tanto o produto efetivo quanto o produto potencial porque altera a capacidade produtiva da economia. Assim, não é mais possível dizer que um aumento do hiato deve implicar aumento da taxa de juros porque ele pode, ao contrário, aumentar por redução do produto potencial ou crescimento menor deste com relação ao produto corrente. Vejamos isso mais devagar.

Se o hiato do produto é definido como aquele que ocorre quando o produto efetivo supera o produto potencial, ele pode ser reduzido, para a ortodoxia, com taxas de juros mais elevadas, porque a taxa de crescimento do produto efetivo cai relativamente à do produto potencial que é suposta não ser afetada por impulsões monetárias, dada a neutralidade da moeda. Quando a taxa de juros sobe inibe, de fato, a produção corrente (ou produto efetivo) e com a queda da demanda agregada que isso representa, impõe pressão deflacionária. Além disso, inibe a inflação porque leva à desova de estoques. Isso é o previsto pela ortodoxia. O que não é previsto pela ortodoxia, porém, em virtude do suposto de pleno emprego dos fatores de produção, que não pode ser alterado por impulsões monetárias porque para eles a moeda é neutra (Mollo, 2004), é que o produto potencial também pode cair ou crescer menos do que o produto efetivo, quando a taxa de juros sobe. Se isso ocorre, o aumento do hiato do produto não pode ser tratado com aumento da taxa de juros, porque a inibição do crescimento da oferta irá impor pressões inflacionárias logo e/ou no futuro.

Em muitas ocasiões o Banco Central do Brasil justificou o aumento das taxas de juros nas atas do COPOM (Comitê de Política Monetária) com base na diferença entre o produto efetivo e o produto potencial, isto é, o Banco Central dedica muita atenção ao hiato do produto, sendo esse o principal referencial para a percepção de pressões de demanda, e não concebe problemas impostos à oferta em razão do argumento de neutralidade da moeda.

O cálculo do produto potencial, por sua vez, é feito com base em técnicas estatísticas ou com base em modelos de função de produção que contemplam variáveis passadas, independentes dos estímulos monetários que a manipulação da taxa de juros oferece, ratificando, de outra forma, o argumento de neutralidade da moeda.

De fato, existem diversas técnicas para estimar o produto potencial. Algumas técnicas – tais como o método da tendência linear e o filtro Hodrick e Prescott (HP) – são puramente estatísticas. O método da tendência linear consiste basicamente em extrair uma tendência de uma série de dados (produção industrial, por exemplo) e a tendência extraída, baseada no passado, seria então considerada como produto potencial. Por resíduo, encontra-se o hiato (Souza Júnior, 2005).

O filtro HP, por sua vez, consiste em uma simples operação linear sobre a série em análise, definindo a tendência de longo prazo como uma média ponderada da série, cabendo ao analista definir quão “suave” deve ser a taxa de variação desta tendência (IEDI, 2006).

Observe-se, em primeiro lugar, que, ao considerar o produto potencial como resultado de produtos passados já se desconhece o impacto de mudanças nas taxas de juros sobre ele, assumindo-se a neutralidade da moeda. Mais importante ainda é o fato de que, na estimação do produto potencial pelo filtro HP, o peso das últimas observações disponíveis aumenta à medida que se pretende estimar o valor da tendência para períodos mais próximos do final da amostra. Este tipo de efeito gera resultados enviesados para os anos mais recentes, que são precisamente os que mais são afetados pelas altas taxas de juros em políticas anti-inflacionárias, como a brasileira, reduzindo o produto potencial calculado e impedindo que as taxas de juros possam cair nos cálculos do Banco Central.

Na concepção pós-keynesiana isso impede que o produto potencial cresça mais, reduzindo o hiato de produto por aumento da capacidade produtiva da economia, sendo, portanto, contraproducente até para reduzir o hiato do produto conforme desejado pelo Banco Central, e manter sob controle a inflação a médio e longo prazos.

A percepção pela própria ortodoxia de que as metodologias de cálculo do produto potencial levam a resultados enviesados para os anos mais recentes implicou em propostas de uma outra abordagem, relacionando o produto da economia com os fatores disponíveis, em particular com o estoque de capital, através de uma função de produção. Porém, a estimação de uma função de produção não é isenta de problemas. Por um lado, existem todas as questões relacionadas com a medição do estoque de capital, que levam a uma medição indireta via acumulação de fluxos de investimento. Mas, sobretudo, a estimação do produto potencial a partir da estimação de uma função de produção exige que se calcule previamente o volume “natural” de emprego. Ora, estimar este emprego natural a partir do emprego observado, utilizando para o efeito técnicas estatísticas de

alisamento, apenas transforma o problema (de estimação do produto potencial) num outro problema de natureza similar (de estimação do volume natural de emprego), em todos os casos supondo que impulsões monetárias são neutras, ou seja, não os afetam.

Além disso, nos modelos de cálculo do produto potencial a partir de uma função de produção não estão previstos, por exemplo, qualquer tipo de fator que possibilite a indústria elevar a produção sem a contratação de trabalhadores ou sem investimentos para a ampliação da capacidade produtiva. Isso ocorre porque, nesses modelos, certa quantidade de capital e trabalho está associada a um determinado nível máximo de produção de modo que o aumento da produção só é possível com mais capital e/ou trabalho (supondo que a tecnologia permaneça constante).

Na verdade, nem a capacidade ociosa é levada em consideração, já que quando se observa a realidade da indústria percebe-se que é perfeitamente viável aumentar a produção, dentro de certos limites, sem contratar mais trabalhadores ou investir na ampliação. Além da capacidade ociosa que todo empresário procura manter para atender a demanda não prevista existe uma série de outros expedientes possíveis, tais como: aumento das horas extras, turnos adicionais de trabalho e investimentos pontuais visando eliminar gargalos.

O fato importante é que, por maior que seja a sofisticação matemática do método adotado para estimação do produto potencial, todas as metodologias, inclusive a que é adotada pelo Banco Central do Brasil, tendem a extrapolar o passado recente para o futuro, calculando o produto potencial como uma média dos valores observados. Em outras palavras, podemos dizer que os modelos para o cálculo do produto potencial utilizam-se da trajetória passada da economia, para construir o potencial futuro de crescimento. Isto é, eles partem da hipótese de que se pode inferir o comportamento futuro da economia brasileira, a partir do seu desempenho pregresso. Neste sentido, a gestão da taxa de juros e as decisões de investimento que dela dependem não afetam o potencial produtivo da economia, o que não tem sentido para a abordagem pós-keynesiana de moeda não neutra.

Em particular, para o que nos interessa aqui, o argumento de neutralidade da moeda na regra de Taylor, conforme mencionamos, pode conduzir a círculos viciosos. Isso porque, se por um lado, o aumento da taxa de juros pode conter, no limite, a inflação, via redução da demanda, ela também pode reduzir o crescimento da capacidade produtiva ou do produto potencial, ao inibir e/ou desestimular investimentos, contribuindo para aumentar ao invés de reduzir o hiato do produto, requerendo outro

aumento da taxa de juros via regra de Taylor. Ou seja, a taxa de juros alta conduz equivocadamente à necessidade de novas altas das taxas de juros pela regra de Taylor. Ao final, ter-se-á como subproduto o desmantelamento da estrutura produtiva e dificuldades para garantir a estabilidade de preços no longo prazo.

De fato, numa perspectiva pós-keynesiana, o produto potencial também sofre influência da taxa juros. Isso significa que quando o Banco Central altera a taxa de juros básica da economia, ele altera tanto o crescimento do produto efetivo como da capacidade produtiva da economia. Assim, ao aumentar a taxa de juros com o objetivo de reduzir o hiato do produto, o Banco Central pode não ter sucesso porque a capacidade produtiva da economia cai ou cresce pouco relativamente ao crescimento do produto efetivo.

Assim, dentro da concepção pós-keynesiana de não-neutralidade da moeda, a utilização de uma regra como a de Taylor, pode levar a economia a conviver com constantes taxas de crescimento abaixo daquelas desejadas pela sociedade, devido ao ambiente desfavorável criado para as decisões de investimento.

O aumento da taxa básica de juros da economia pelo Banco Central serve de referência para as demais taxas de juros, dentro da chamada “hierarquia” das taxas de juros. Assim, quando a taxa de juros básica da economia aumenta, as taxas de juros dos empréstimos bancários também tendem a se elevar, prejudicando o papel potencializador sobre a produção que o crédito tem na percepção pós-keynesiana. É por meio do motivo financiamento que se observa melhor a posição dos pós-keynesianos sobre a importância do crédito no estímulo inicial ao investimento e, conseqüentemente, via efeito multiplicador, sobre os níveis de renda e emprego. Assim, altas das taxas de juros impedem a satisfação do motivo *finance* de demanda de moeda, inviabilizando a concretização das decisões de investimento.

O aumento da taxa de juros básica, por outro lado, estimula a preferência pela liquidez dos poupadores, conforme destaca Hermann (2003), atraindo recursos para títulos públicos e impedindo o *funding* dos investimentos de média e longa maturação. Isso ocorre porque quando as taxas de juros dos títulos de curto prazo são altas, a taxa para atrair poupanças para títulos de médio e longo prazos para consolidar os investimentos (*funding*) tem que ser mais alta ainda, porque precisa conter o prêmio de liquidez. Essas taxas não conseguem para muitos investidores serem compensadas pelas eficiências marginais dos capitais e o investimento é, também, por essa razão, inibido. Essa é outra forma de perceber, do ponto de vista pós-keynesiano, os problemas impostos pelas altas taxas de juros para a capacidade produtiva da economia.

Sicsú (2003, p. 30-31) argumenta que, particularmente no caso brasileiro, diante de qualquer suspeita de elevação do nível de preços, segundo a regra ortodoxa de estabilização de preços, eleva-se a taxa de juros, mas não há dúvida de que tal política também reduz o nível de investimentos privados e, pelo efeito multiplicador, resfria toda a economia e aumenta o desemprego.

A ausência de impactos sobre a oferta que criticamos aqui, apoiando-nos na não neutralidade da moeda, é destacada por Kanczuk (2004), do ponto de vista econométrico, mas usando argumentos ortodoxos. Kanczuk (2004) argumenta que por não considerar a presença de choques reais sobre a oferta, os modelos estruturais baseados na regra de Taylor (1993), estão especificados incorretamente. Segundo ele, em contraste com estes modelos amparados na regra de Taylor, com os modelos de RBC (*Real Business Cycle*) é possível separar os efeitos dos choques de oferta e demanda além de ser (potencialmente) robusto à Crítica de Lucas. Segundo o autor, existem algumas limitações ao estimar o modelo estrutural econométrico utilizado pelo Banco Central ao basear-se somente nas três equações - IS, curva de Phillips e regra de Taylor. A Curva de Phillips usada nos modelos estruturais econométricos capta exclusivamente os choques de demanda. A idéia é que um choque de demanda faz com que o produto fique acima do produto potencial, o que implica em um aumento da inflação. O problema é que por “produto corrente acima do produto potencial” entende-se, simplesmente, que o produto filtrado pelo filtro Hendrick- Prescott (filtro de HP) tem valor positivo. Assim, um hipotético choque de oferta também implica em que o produto filtrado seja positivo, mesmo que não haja aumento do produto potencial.

Isso ocorre, como vimos, sempre que se assume a idéia de neutralidade da moeda, cara à ortodoxia e não apenas quando choques reais afetam a oferta, como afirma Kanczuk (2004). Kanczuk (2004) se refere à dificuldade de medição do produto potencial, já apontada por Woodford (2001a), que critica métodos de suavização para o produto (como o filtro HP), uma vez que uma grande variedade de choques reais afeta o produto potencial. Estes choques incluem choques tecnológicos, mudanças na oferta de trabalho, variações no consumo do governo, e variações na produtividade das oportunidades de investimento disponíveis, e não há nenhuma razão para assumir que todos esses fatores seguem tendências suaves. Observa-se, porém, que as críticas são ortodoxas, uma vez que não se trabalha com a hipótese de choques monetários podendo afetar o produto potencial, mas apenas choques reais.

Ou seja, mesmo que os problemas técnicos ou econométricos do filtro se resolvam, mesmo que choques reais sejam introduzidos afetando a oferta, a própria regra de Taylor, administrando a inflação via taxa de juros, afeta o produto potencial tanto ou mais que o produto efetivo, tornando-se discutível³.

Outra crítica heterodoxa relevante diz respeito à constatação de que a inflação não depende exclusivamente de fatores de demanda, dependendo também de fatores de oferta, que não são contemplados na regra de Taylor. Como já foi dito, na concepção ortodoxa a inflação é sempre de demanda e essa idéia está embutida na regra de Taylor. Ou seja, há uma exacerbação da chamada “inflação de demanda”, a qual se combate de forma ideal por meio dos instrumentos de política monetária, como a taxa de juros, negligenciando a existência de um outro tipo de inflação, como, por exemplo, a “inflação de custos”. Nas palavras de Arestis & Sawyer (2005, p. 17):

“A further problematic aspect relates to the causes of inflation. In the context of the working of monetary policy, this view of inflation, namely that it is caused by demand factors, raises three issues. The first is the question of how effective monetary policy is influencing aggregate demand and thereby inflation. The evidence suggests that it is rather ineffectual. Second, if inflation is a ‘demand phenomenon’, and not a cost phenomenon, then the question arises as to whether monetary policy is the most effective (or last ineffective) way to influencing aggregate demand. In Arestis and Sawyer (2004), we concluded that it is not, and suggested that fiscal policy is a clear alternative policy instrument. Third, there is the question of whether the possibility of sustained cost-push and other non-demand-related inflation can be lightly dismissed as the ‘New Consensus’ appears to do”.

Para Sicsú (2002), autores pós-keynesianos - como Davidson (1994) e Wray (1997) - reconhecem que a utilização da taxa de juros pode ser eficaz para controlar a inflação, mas, ainda assim, não recomendam sua utilização devido aos impactos que uma elevação da taxa de juros causa sobre o desemprego. A idéia pós-keynesiana, em oposição à regra convencional de disciplina da política monetária e de busca do controle do nível de preços, é que uma elevação da taxa de juros atacaria os sintomas da inflação e não as suas causas. Tal elevação dificultaria a passagem de um aumento de custos aos preços (o sintoma), mas não resolveria o problema da elevação de custos (a causa). A

³ Outras críticas ortodoxas à regra de Taylor não foram incorporadas aqui por não estarem relacionadas com a neutralidade/não neutralidade da moeda. É o caso, por exemplo, de Svensson (2003).

proposição pós-keynesiana é que existem vários tipos de inflação e para cada tipo deve ser utilizado um instrumento antiinflacionário diferente, sempre buscando atacar a(s) causa(s) da inflação.

De forma a compreender melhor o problema da regra de Taylor no processo de estabilização brasileiro, faremos a seguir alguns exercícios para verificar o impacto da taxa de juros sobre o produto potencial. Com esses exercícios, procuraremos ilustrar nossos argumentos.

2. Regra de Taylor, taxa de juros e produto potencial no Brasil

Vimos, no item anterior, como a percepção da resposta do hiato do produto a mudanças monetárias altera a condução da política monetária. O argumento pós-keynesiano é que as elevadas taxas básicas de juros limitam não apenas a capacidade de demanda da economia, mas também a capacidade de oferta. Diante de uma elevação da taxa de juros, o primeiro impacto se dá tanto sobre a produção quanto sobre a capacidade produtiva da economia. Assim, o aumento da taxa de juros, inibe a oferta tanto ou mais do que a demanda - vista pelos ortodoxos como causa da inflação – e impede até mesmo a solução mais definitiva do processo inflacionário a médio e longo prazo, porque inibe o aumento da capacidade produtiva.

Com o propósito de investigar as relações entre as variáveis envolvidas na regra de Taylor – isto é, taxa de juros, inflação, produto efetivo e produto potencial – utilizaremos a metodologia dos Vetores Auto-Regressivos (VAR). Os modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR) são comumente usados para estimação de sistemas inter-relacionados de séries temporais e análise de impactos dinâmicos de choques. O VAR nada mais é que um conjunto de equações em que as variáveis endógenas são colocadas como funções de suas próprias defasagens. Uma vez que se garanta a estacionariedade destas variáveis endógenas (através de testes de raiz unitária), as estimativas dos parâmetros do modelo VAR⁴ podem ser consistentemente estimados através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (Stock & Watson, 2001). O uso de tal metodologia é uma forma de se estimar relações dinâmicas entre variáveis endógenas sem a imposição, *a priori*, de fortes restrições. Uma vantagem da abordagem

4 O modelo VAR estimado é conhecido como “modelo VAR na forma reduzida”. Este modelo deriva de um modelo mais geral conhecido como “modelo VAR estrutural”. A priori, como o modelo VAR na forma reduzida possui menos parâmetros que o modelo VAR estrutural, não seria possível a identificação exata deste segundo modelo através das estimativas dos parâmetros do primeiro modelo. Neste caso, dizemos que o modelo VAR estrutural é superidentificado, e sua identificação exata só é possível quando se impõe restrições sobre um subgrupo de seus parâmetros estruturais.

é não ter que decidir quais as variáveis são endógenas ou exógenas, pois todas as variáveis são tomadas como endógenas. (Davidson & Mackinnon, 1993).

Os instrumentais estatísticos desta metodologia, em particular os testes de causalidade de Granger, a análise da decomposição da variância dos erros de previsão de uma variável e as funções impulso-resposta⁵, são particularmente interessantes para analisar as correlações. A causalidade no sentido de Granger indica que o processo estocástico gerador de uma variável explicada Y depende do processo estocástico gerador de uma determinada variável X . Neste caso, dizemos que “ X Granger-causa Y ”. Empiricamente, no modelo VAR, o teste de causalidade de Granger é implementado testando-se a significância estatística conjunta dos coeficientes associados às defasagens de X na equação de Y . Se estes coeficientes forem estatisticamente conjuntamente significantes, então podemos dizer que “ X Granger-causa Y ”, ou seja, que as defasagens da variável X explicam o comportamento contemporâneo da variável Y ⁶.

A análise de decomposição de variância, por sua vez, permite verificar qual é a participação relativa das variáveis do modelo na explicação da variância do erro de previsão de uma variável específica analisada no modelo. Através da análise da decomposição da variância dos erros de previsão é possível determinar quais variáveis são mais importantes para explicar o comportamento da variável analisada.

As funções impulso-resposta possibilitam verificar a resposta ao longo do tempo de determinada variável a choques ocorridos em outras variáveis do modelo. Normalizamos a magnitude dos choques estruturais em uma determinada variável em um desvio-padrão e verificamos tanto os seus efeitos acumulados ao longo do tempo quanto seus efeitos período-a-período sobre as outras variáveis do sistema⁷.

Em virtude da dificuldade de se calcular o produto potencial, dificuldade já exposta no item anterior, vamos trabalhar com duas abordagens. Numa primeira abordagem, utilizamos dados de produção industrial de bens de consumo como *proxy* para a produção efetiva e usamos a produção industrial de bens de capital como *proxy* do produto potencial da economia ou da capacidade de produção. Na segunda abordagem, usamos o produto potencial tal como definido por Feijó (2006).

5 Diante do que foi exposto na nota 11, para que possamos recuperar os valores dos choques estruturais e, assim, calcular as decomposições das variâncias e as funções impulso-resposta, utilizamos o processo de decomposição de Cholesky. O ordenamento que definimos para a decomposição baseou-se em nossos conhecimentos de teoria econômica. Desta maneira, ordenamos as variáveis “da mais endógena para a mais exógena”.

6 As hipóteses nulas, de ausência de causalidade do tipo Granger, são hipóteses de ausência de correlação temporal entre as variáveis analisadas e são geralmente rejeitadas com probabilidade inferiores a 10% (valor fixado nesta pesquisa).

7 Quanto mais distantes de zero estiverem os intervalos de confiança das respostas aos impulsos, mais significativos são considerados os impactos.

O uso da produção industrial de bens de capital como *proxy* do produto potencial se justifica primeiramente porque os dados a respeito da capacidade instalada no Brasil não estão disponíveis na periodicidade adequada para este exercício. Existem apenas dados de *Nível de Utilização da Capacidade Instalada* (NUCI), calculados pela Confederação Nacional das Indústrias (CNI), que são colhidos diretamente das empresas. Além disso, esta *proxy* justifica-se porque a produção industrial de bens de capital absorve tanto a capacidade que está sendo instalada no momento quanto a expectativa de ampliação da capacidade de produção, que, em última análise, diz respeito ao produto potencial da economia.

No entanto, estamos cientes dos problemas envolvidos na utilização desta *proxy*, uma vez que a produção de bens de capital também pode ser interpretada como uma *proxy* para investimento, e a relação entre taxa de juros e investimento é óbvia e não é objeto de desacordo entre as ortodoxia e heterodoxia monetárias. Daí porque usamos também o produto potencial tal como definido por Feijó (2006).

O produto efetivo está sendo medido, por sua vez, por meio do índice de quantum de produção de bens de consumo. O produto industrial total não pôde ser usado como *proxy* da produção efetiva (analisando o impacto relativo da taxa de juros sobre ela e comparando com o verificado sobre o produto potencial) porque o índice de produção de bens de capital é um dos componentes do índice de produção industrial total, fato que, por si só, imporia uma correlação entre estas duas variáveis.

Com as *proxys* das variáveis produto efetivo e produto potencial definidas, podemos comparar os impactos da taxa de juros sobre a produção efetiva e sobre a produção potencial e, a partir daí, ilustrar nossa crítica da regra de Taylor.

Neste primeiro exercício trabalhamos, então, com as variáveis “taxa de juros (Selic)”, “inflação”, “produção industrial de bens de capital” e “produção industrial de bens de consumo”, que estão relatadas a seguir. Todas são de periodicidade mensal, de maio de 2000 a julho de 2008:

1. **SELIC:** Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada, obtida no site do Banco Central do Brasil (BACEN).
2. **IPCA:** Índice de Preços ao Consumidor Amplo (% ao mês), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
3. **Produção Industrial Bens de Capital (PIND_BK):** índice de quantum dessazonalizado (média 2002 = 100), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (IBGE/PIM-PF).
4. **Produção Industrial Bens de Consumo (PIND_BC):** índice de quantum dessazonalizado (média 2002 = 100), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (IBGE/PIM-PF).

A análise inicial do VAR prescreve a avaliação da estacionariedade das séries usadas, uma vez que a não-estacionariedade pode inviabilizar os testes de significância dos parâmetros, além de regressões espúrias. A literatura econométrica indica que a estacionariedade pode ser testada através dos Testes de Raiz Unitária. Diante da imensa gama de testes desta categoria, optamos pelo teste ADF (Augmented Dickey Fuller). O teste ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária.

Pelos resultados dos testes ADF's, vemos que as séries de inflação, produto efetivo e produto potencial se revelaram não-estacionárias, mesmo a um nível de significância de 10%, quando analisadas sem estarem diferenciadas, ao passo que a série de taxa de juros só se revela não-estacionária a um nível de significância de 1%. Todavia, quando tomamos a primeira diferença das variáveis e aplicamos o teste ADF nas séries derivadas, os resultados apontaram para a estacionariedade. Portanto, podemos concluir que, a um nível de significância de 10%, as séries de inflação, produto efetivo e produto potencial têm uma raiz unitária, ou seja, são integradas de primeira ordem, ao passo que a série de juros é estacionária. Daí, o modelo VAR deverá ser estimado com as variáveis na primeira diferença. Os resultados dos testes ADF podem ser vistos na Tabela 1 abaixo:

Tabela 1: Teste de raiz unitária (jul/2000 a jul/2008)						
Variável	constante	tendência	Estatística-t	valor crítico		t-prob
				1%	5%	
IPCA	sim	não	-2,4432	-3,4984	-2,8912	0.1328
PIND_ BK	não	não	2,4771	-2,5890	-1,9442	0.9967
PIND_ BC	sim	sim	-3,0249	-4,0554	-3,4568	0.1309
SELIC	sim	sim	-3,9896	-4,0554	-3,4568	0.0121
D(IPCA)	não	não	-4,1355 **	-2,5888	-1,9441	0.0001
D(PIND_BK)	sim	não	-11,8105 **	-3,4999	-2,8919	0.0001
D(PIND_BC)	não	não	-13,4211 **	-2,5893	-1,9442	0.0000
D(SELIC)	não	não	-3,2506 **	-2,5890	-1,9442	0.0014

* e ** indica 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 econométrico E-views, conforme tabulação desenvolvida em MacKinnon (1991)

Para a definição do número de defasagens do VAR a ser estimado, utilizou-se o procedimento padrão de estimação de um modelo com mais defasagens, e redução do número de defasagens do mesmo, indicado pelos critérios de informação. Com isso, foram computados os devidos valores dos critérios de informação relatados abaixo na Tabela 2.

A partir dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SIC), Hannan-Quinn (HQ), LR (Log-likelihood Ratio) e FPE (Final Prediction Error), determinam-se o número de defasagens utilizadas no modelo. Pelos resultados da tabela 2, vemos que todos os critérios de informação indicaram que o uso de uma defasagem no modelo era o mais adequado. É válido destacar que, além da defasagem, o modelo estimado utiliza uma constante e que a escolha da defasagem do modelo VAR também serviu como referência para a definição das defasagens do teste de causalidade de Granger (Enders, 1995).

Tabela 2: Seleção do melhor modelo para estimação do VAR					
Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	7.403701	13.35348	13.46533	13.39857
1	167.9346*	1.437317*	11.71381*	12.27306*	11.93923*
2	25.26102	1.505112	11.75760	12.76424	12.16335
3	16.19307	1.752415	11.90408	13.35812	12.49016
4	22.90030	1.846089	11.94558	13.84701	12.71199
5	17.21913	2.088917	12.05190	14.40073	12.99865
6	12.89280	2.510712	12.21000	15.00622	13.33708
7	9.614947	3.178521	12.40931	15.65292	13.71671
8	26.18397	2.998650	12.30129	15.99230	13.78903

Variáveis : D(IPCA), D(PIND_BK), D(PIND_BC), D(SELIC)

Dados : Junho / 2000 a Julho/ 2008

LR: estatística de teste LR sequencial modificada (cada teste ao nível de 5%); FPE: critério erro de previsão final (FPE - Final prediction error); AIC: critério Akaike; SC: critério Schwarz; HQ: critério Hannan-Quinn

Passamos agora à interpretação dos resultados do VAR por meio do teste de causalidade de Granger, da análise da decomposição da variância e das funções de impulso-resposta para as variáveis consideradas.

a) IPCA

Para o teste de causalidade de Granger, rejeitamos a hipótese nula de inexistência de correlação entre as variáveis quando o p-valor (probabilidade) é menor do que o nível de significância fixado pelo pesquisador. Usualmente, um nível de significância “aceitável” é de 10%. No que se refere aos resultados para o IPCA, como podemos ver na tabela 3, a taxa de juros Selic causa, no sentido de Granger, a inflação, uma vez que seu p-valor é menor do que 10%. Este resultado sobre o IPCA era esperado, uma vez que reflete o próprio funcionamento do regime de metas inflacionárias.

Os resultados da decomposição da variância do erro de previsão do IPCA confirmam o teste de causalidade de Granger, isto é, a variância do IPCA sofre forte influência da taxa de juros. Como podemos ver na tabela 4, após 12 meses, a taxa Selic é responsável

por, aproximadamente, 24,8% do erro de previsão do IPCA, ao passo que, o produto efetivo e o produto potencial explicam apenas, respectivamente 1,0% e 1,4% do erro de previsão.

Tabela 3: Teste de causalidade no sentido de Granger	
Variável dependente: D(IPCA)	
Hipótese Nula	Probabilidade
D(PIND_BK) não causa, no sentido de Granger, D(IPCA)	0.8924
D(PIND_BC) não causa, no sentido de Granger, D(IPCA)	0.1820
D(SELIC) não causa, no sentido de Granger, D(IPCA)	0.0002

Tabela 4: Decomposição da variância – D(IPCA)				
Período	D(PIND_BK)	D(PIND_BC)	D(IPCA)	D(SELIC)
1	1.239933	0.023095	98.73697	0.000000
5	1.257078	1.120310	80.61866	17.00395
10	1.370505	1.021596	73.69194	23.91596
12	1.385146	1.008716	72.80765	24.79549

b) Produção Industrial de Bens de Capital

Com relação à produção industrial de bens de capital (*proxy* do produto potencial), pela tabela 5, vemos que a taxa Selic causa, no sentido de Granger, o produto potencial. Este resultado é confirmado pela análise de decomposição da variância, como se pode observar na tabela 6, que mostra também que os impactos da taxa de juros (impulsão monetária) sobre o produto tendem a ser duradouros. Veremos isso de forma mais clara a partir da análise da função impulso-resposta, que mostraremos mais adiante.

Tabela 5: Teste de causalidade no sentido de Granger	
Variável dependente: D(PIND_BK)	
Hipótese Nula	Probabilidade
D(PIND_BC) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_BK)	0.1571
D(IPCA) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_BK)	0.1053
D(SELIC) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_BK)	0.0028

Tabela 6: Decomposição da variância – D(PIND_BK)				
Período	D(PIND_BK)	D(PIND_BC)	D(IPCA)	D(SELIC)
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
5	91.90838	2.242853	1.333155	4.515609
10	91.43650	2.233856	1.457467	4.872174
12	91.36831	2.232430	1.478073	4.921188

c) Produção Industrial de Bens de Consumo

Da mesma forma que a produção industrial de bens de capital, a produção industrial de bens de consumo (*proxy* da produção efetiva) também sofre influência da taxa Selic. No entanto, podemos perceber pela análise da decomposição da variância que esta

influência da taxa Selic sobre o produto potencial é maior do que sobre o produto efetivo: 4,9% do erro de previsão, após 12 meses, do produto potencial é explicado pela taxa Selic, enquanto apenas 1,8% do erro de previsão do produto efetivo decorre dessa variável. Este fato ilustra claramente nossa preocupação com a utilização da regra de Taylor na condução da política monetária, uma vez que as altas taxas de juros derivadas desta regra parecem afetar mais a oferta do que a demanda.

Tabela 7: Teste de causalidade no sentido de Granger	
Variável dependente: D(PIND_BC)	
Hipótese Nula	Probabilidade
D(PIND_BK) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_BC)	0.7383
D(IPCA) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_BC)	0.9359
D(SELIC) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_BC)	0.1019

Tabela 8: Decomposição da variância – D(PIND_BC)				
Período	D(PIND_BK)	D(PIND_BC)	D(IPCA)	D(SELIC)
1	12.48329	87.51671	0.000000	0.000000
5	13.28621	85.04220	0.187463	1.484119
10	13.23859	84.69375	0.300459	1.767203
12	13.23193	84.64323	0.317395	1.807447

d) Taxa de Juros (SELIC)

A taxa de juros Selic sofre influência apenas do IPCA (tabelas 9 e 10). Esse resultado reflete apenas o próprio funcionamento do regime de metas inflacionárias e da regra de Taylor, já que a taxa Selic deve variar em resposta ao comportamento da inflação.

Tabela 9: Teste de causalidade no sentido de Granger	
Variável dependente: D(SELIC)	
Hipótese Nula	Probabilidade
D(PIND_BK) não causa, no sentido de Granger, D(SELIC)	0.2445
D(PIND_BC) não causa, no sentido de Granger, D(SELIC)	0.7812
D(IPCA) não causa, no sentido de Granger, D(SELIC)	0.0116

Tabela 10: Decomposição da variância – D(SELIC)				
Período	D(PIND_BK)	D(PIND_BC)	D(IPCA)	D(SELIC)
1	0.047039	0.005437	0.329536	99.61799
5	1.664195	0.107858	10.89684	87.33111
10	1.747669	0.153086	14.01470	84.08454
12	1.757239	0.158540	14.39137	83.69285

Os resultados encontrados nos testes de causalidade de Granger e na análise de decomposição da variância, apresentados nos itens (a) a (d) acima, podem ser complementados com o estudo das funções de resposta a impulso das variáveis do modelo.

Nas figuras 1 e 2 abaixo, a linha contínua representa a função impulso-resposta, enquanto as linhas pontilhadas representam o intervalo confiança (construído usando ± 2 desvios-padrão de distância) das estimativas. A intuição dessa ferramenta é que qualquer resposta que leve o intervalo de confiança a se afastar do valor zero representa uma resposta significativa da respectiva variável a um choque em outra variável do modelo. Em ambas as figuras, consideramos apenas choques na taxa de juros Selic. A diferença entre as figuras é que, na primeira, avaliamos os efeitos período-a-período do choque, ao passo que, na segunda, observamos os efeitos acumulados do choque ao longo do tempo.

Na figura 1, percebe-se uma oscilação significativa do produto potencial e do produto efetivo a choques na taxa de juros (um aumento dos juros provoca a redução de ambas as variáveis), confirmando os resultados anteriores. No entanto, o produto efetivo sofre mais com mudanças da taxa de juros no curto prazo do que o produto potencial (figura 1), o que pode estar ligado ao tempo necessário para a decisão de investir ou não na produção e à substituição dos bens de capital utilizados. Por outro lado, olhando os gráficos acumulados (figura 2), que indicam o comportamento de longo prazo das variáveis, vemos que os efeitos do choque na Selic são maiores sobre o produto potencial do que sobre o produto efetivo.

Figura 1: Funções Impulso-Resposta - Choques na taxa de juros (Selic)

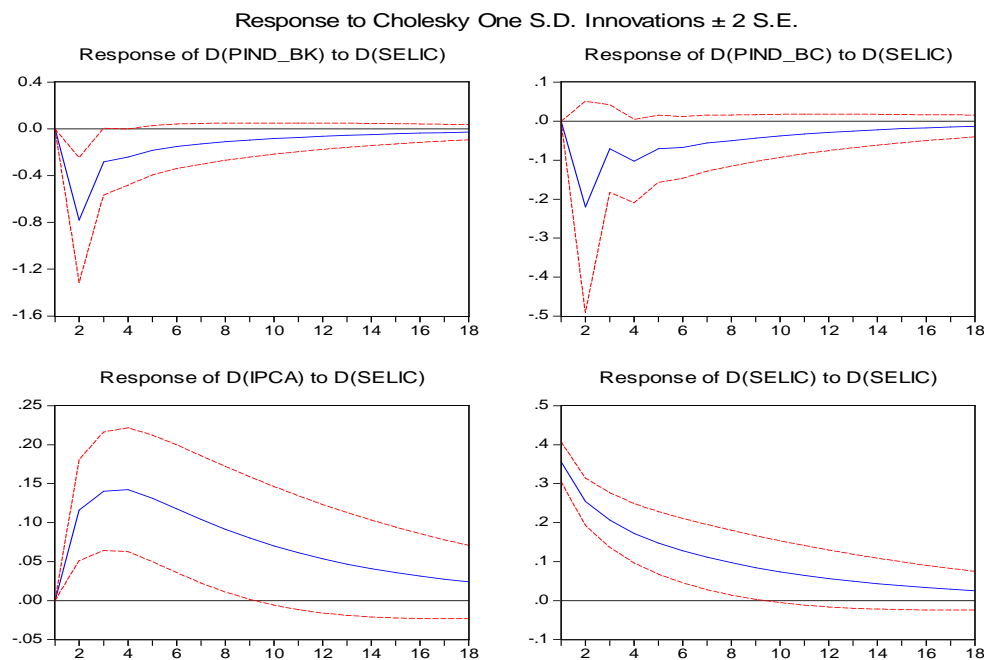
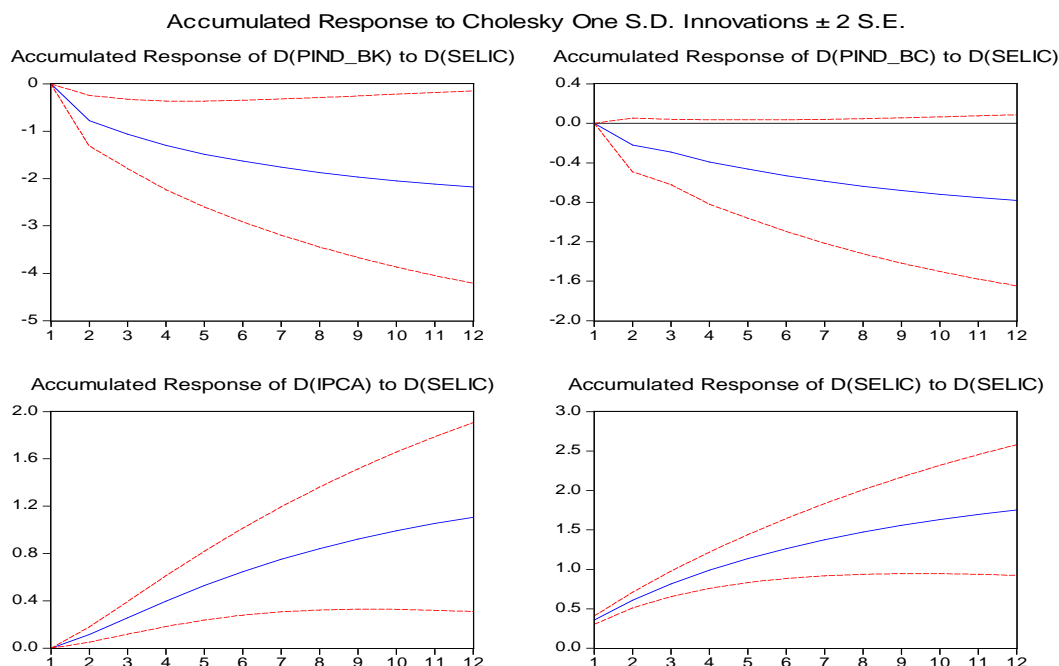


Figura 2: Funções Impulso-Resposta acumuladas - Choques na taxa de juros (Selic)



Numa segunda abordagem, utilizamos outras séries diferentes para representar os produtos efetivo e potencial. Seguindo Feijó (2006), temos a representação algébrica da medida de grau de utilização de capacidade instalada, expressa como $u = \frac{Y}{Y^*}$, onde u é a taxa de utilização de capacidade, Y e Y^* são respectivamente o produto corrente (efetivo) e o produto a plena capacidade (potencial).

Uma vez que temos séries históricas que servem como *proxies* das variáveis Y e u , podemos calcular os valores da variável Y^* . As *proxies* para Y e u , são, respectivamente:

1. Produção Industrial (PIND_EFETIVO): Produção industrial da indústria de transformação - quantum - índice dessazonalizado. (média 2002 = 100), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (IBGE/PIM-PF).

2. Nível de Utilização da Capacidade Instalada (NUCI): Utilização da capacidade instalada na indústria, dessazonalizado (%), da Confederação Nacional da Indústria, Indicadores Industriais (CNI).

Vale lembrar que os dados de NUCI referem-se unicamente à indústria de transformação, isto é, não consideram a indústria extrativa-mineral. O NUCI da indústria é o indicador utilizado para determinar a possibilidade de expansão da oferta de produtos industriais. Esse índice é um dos indicadores utilizado pelo Banco Central para definir sua política, ou a trajetória da taxa Selic: um NUCI mais alto pode indicar a

ampliação do hiato de produto, qual seja, a incapacidade da indústria de suportar, com elevações de oferta, um projetado aumento de demanda.

Desta forma, utilizamos a produção industrial da indústria de transformação como *proxy* para o produto efetivo⁸, enquanto a *proxy* do produto potencial é calculado conforme a equação acima. No VAR que estimamos nesta abordagem alternativa, usamos estas variáveis e também as séries de SELIC e IPCA presentes na abordagem anterior. Todas são de periodicidade mensal, de maio de 2000 a setembro de 2008.

Seguindo o mesmo procedimento do VAR anterior, realizamos o teste ADF para verificar a estacionariedade das séries. Todas as séries estudadas se revelaram não-estacionárias quando avaliadas no nível, mas eram estacionárias em primeira diferença. Ou seja, as séries se revelaram integradas de primeira ordem, como observado na Tabela 11:

Tabela11: Teste de raiz unitária (jul/2000 a set/2008)						
Variável	constante	tendência	Estatística-t	valor crítico		t-prob
				1%	5%	
PIND_EFETIVO	sim	sim	-2,7049	-4,0524	-3,4554	0.2371
D(PIND_EFETIVO)	sim	não	-12,2706	-3,4977	-2,8909	0.0001
POTENCIAL	não	não	2,2256	-2,5888	-1,9441	0.9936
D(POTENCIAL)	sim	não	-13,2654	-3,4984	-2,8912	0.0001

* e ** indica 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 econométrico E-views, conforme tabulação desenvolvida em MacKinnon (1991)

Da mesma maneira que fizemos no VAR anterior, o passo seguinte foi a seleção do melhor modelo VAR referente às variáveis já aqui destacadas. Para tanto, utilizou-se o procedimento padrão de estimação de um modelo com mais defasagens, e redução do número de defasagens do mesmo, indicado pelos critérios de informação.

Pela tabela 12, vemos que um maior número de critérios (FPE e AIC) indica que o uso de quatro defasagens no modelo é o mais adequado e por isso optamos por este número na estimação do VAR.

Após a escolha do melhor modelo VAR e sua estimação, passamos agora à interpretação dos resultados do modelo por meio do teste de causalidade de Granger, da análise da decomposição da variância dos erros de previsão e das funções de impulso-resposta para cada variável considerada.

⁸ A utilização da série de produção física industrial como *proxy* do PIB é bastante comum uma vez que este dado é o mais volátil dentre os que compõem o valor trimestral do PIB brasileiro sob a ótica da oferta.

Tabela 12: Seleção do melhor modelo para estimação do VAR					
Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.131069	9.319472	9.429840	9.363999
1	167.8767	0.026463	7.719066	8.270903*	7.941698
2	45.28938	0.021699	7.518405	8.511712	7.919142*
3	26.92457	0.021955	7.524866	8.959643	8.103709
4	33.03044	0.020169*	7.430157*	9.306404	8.187106
5	10.04931	0.025238	7.638244	9.955960	8.573298
6	14.20342	0.029633	7.774689	10.53388	8.887849
7	9.449776	0.037418	7.973922	11.17458	9.265187
8	27.10764*	0.034907	7.858197	11.50032	9.327568

Variáveis: D(IPCA), D(PIND_EFETIVO), D(POTENCIAL), D(SELIC)

Dados: Julho / 2000 a Setembro/ 2008

LR: estatística de teste LR seqüencial modificada (cada teste ao nível de 5%); FPE: critério erro de previsão final (FPE - Final prediction error); AIC: critério Akaike; SC: critério Schwarz; HQ: critério Hannan-Quinn

a) IPCA

No que se refere aos resultados para o IPCA, pela tabela 13, temos que todas as variáveis causam, no sentido de Granger, esta variável. Os resultados da decomposição da variância do IPCA (tabela 14) mostram, no entanto, que a influência da taxa de juros Selic é bem mais significativa do que as demais variáveis, atingindo cerca de 44,7%, após 12 meses. Esse resultado, é compatível com os resultados do VAR anterior, uma vez que implica redução de demanda, e não é motivo de desacordo entre ortodoxos e heterodoxos.

Tabela 13: Teste de causalidade no sentido de Granger	
Variável dependente: D(IPCA)	
Hipótese Nula	Probabilidade
D(PIND_EFETIVO) não causa, no sentido de Granger, D(IPCA)	0.0019
D(POTENCIAL) não causa, no sentido de Granger, D(IPCA)	0.0015
D(SELIC) não causa, no sentido de Granger, D(IPCA)	0.0000

Tabela 14: Decomposição da variância – D(IPCA)				
Período	D(IPCA)	D(PIND_EFETIVO)	D(POTENCIAL)	D(SELIC)
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
5	55.67124	0.779392	5.606737	37.94263
10	49.44143	1.130972	5.430509	43.99709
12	48.44403	1.160348	5.679458	44.71616

b) Produção Industrial (PIND_EFETIVO)

Com relação ao produto efetivo, pelo teste de causalidade de Granger (tabela 15), percebe-se que ele sofre influência da taxa de juros e do produto potencial. A análise da decomposição da variância (tabela 16) mostra que a taxa de juros Selic é importante para explicar o comportamento do produto efetivo, já que, após 12 meses, a taxa de

juros Selic é responsável por cerca de 8 % da variância do erro de previsão do produto efetivo.

Tabela 15: Teste de causalidade no sentido de Granger	
Variável dependente: D(PIND_EFETIVO)	
Hipótese Nula	Probabilidade
D(IPCA) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_EFETIVO)	0.3800
D(POTENCIAL) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_EFETIVO)	0.0959
D(SELIC) não causa, no sentido de Granger, D(PIND_EFETIVO)	0.0014

Tabela 16: Decomposição da variância – D(PIND_EFETIVO)				
Período	D(IPCA)	D(PIND_EFETIVO)	D(POTENCIAL)	D(SELIC)
1	0.128213	99.87179	0.000000	0.000000
5	2.982829	83.14331	5.953148	7.920713
10	4.302015	81.54246	6.155152	8.000372
12	4.313700	81.49751	6.156729	8.032064

c) Produto Potencial (POTENCIAL)

No que se refere ao produto potencial, percebe-se, de acordo com o teste de causalidade de Granger (tabela 17), que a taxa de juros causa, no sentido de Granger, o produto potencial, uma vez que o p-valor é bem menor que 10%.

Tabela 17: Teste de causalidade no sentido de Granger	
Variável dependente: D(POTENCIAL)	
Hipótese Nula	Probabilidade
D(IPCA) não causa, no sentido de Granger, D(POTENCIAL)	0.1398
D(PIND_EFETIVO) não causa, no sentido de Granger, D(POTENCIAL)	0.3795
D(SELIC) não causa, no sentido de Granger, D(POTENCIAL)	0.0012

Tabela 18: Decomposição da variância – D(POTENCIAL)				
Período	D(IPCA)	D(PIND_EFETIVO)	D(POTENCIAL)	D(SELIC)
1	0.252764	87.33728	12.40995	0.000000
5	3.091967	71.62664	15.46170	9.819689
10	3.657244	70.71837	15.72219	9.902196
12	3.657125	70.72362	15.71962	9.899639

A decomposição da variância (tabela 18) mostra uma participação significativa do produto efetivo na variância do erro de previsão do produto potencial (70,72%), indicando que o comportamento do produto efetivo é importante na determinação dos investimentos em capacidade produtiva.

O resultado que mais nos interessa aqui, derivado da análise da decomposição da variância, vem da observação de que a taxa de juros explica 9,89% da variância do erro de previsão do produto potencial após 12 meses, que é uma magnitude maior do que a

observada no caso da produção efetiva (8,03%). Isto está de acordo com os resultados obtidos no VAR anterior e reforça nossas preocupações relativamente à regra de Taylor.

d) Taxa de Juros (SELIC)

Tal como no VAR anterior, a taxa de juros Selic sofre influência apenas do IPCA (tabela 19). Isto, mais uma vez, reflete apenas o próprio funcionamento do regime de metas inflacionárias e da regra de Taylor.

Tabela 19: Teste de causalidade no sentido de Granger	
Variável dependente: D(SELIC)	
Hipótese Nula	Probabilidade
D(IPCA) não causa, no sentido de Granger, D(SELIC)	0.0008
D(PIND_EFETIVO) não causa, no sentido de Granger, D(SELIC)	0.9133
D(POTENCIAL) não causa, no sentido de Granger, D(SELIC)	0.8107

Tabela 20: Decomposição da variância – D(SELIC)				
Período	D(IPCA)	D(PIND_EFETIVO)	D(POTENCIAL)	D(SELIC)
1	0.042011	0.378185	0.990479	98.58932
5	13.82504	2.842842	2.156929	81.17519
10	16.94694	3.346322	4.454542	75.25220
12	16.99368	3.342999	4.605908	75.05741

Novamente, podemos complementar nossas análises através das funções de impulso-resposta, e consideramos apenas choques na taxa de juros. Na figura 3, vemos que existem respostas tanto do produto efetivo quanto do produto potencial a um choque na taxa de juros, com impactos relativamente maiores sobre o segundo, no curto prazo. Isto ilustra nossa preocupação com a regra de Taylor. Se, a curto prazo, o produto efetivo responde menos do que o produto potencial a choques na taxa de juros, isso pode levar a um aumento do hiato de produto. Todavia, isto acontece não porque o produto efetivo cresceu muito, mas porque a capacidade produtiva da economia (produto potencial) cresceu menos, indicando, inadequadamente, que a taxa de juros deve subir de novo.

Quando observamos os efeitos acumulados de um choque na taxa de juros (figura 4), vemos que seu efeito final é maior sobre o produto efetivo do que sobre o produto potencial. Entretanto, isto acontece em função de um só choque sobre a taxa de juros. Se, no entanto, a indicação dada pelo hiato de produto é equivocada, outros aumentos de taxas de juros virão, e isso tenderá a comprimir e atrofiar o crescimento da economia, refletindo uma queda ainda mais forte do produto potencial nos períodos posteriores.

Figura 3: Funções Impulso-Resposta - Choques na taxa de juros (Selic)

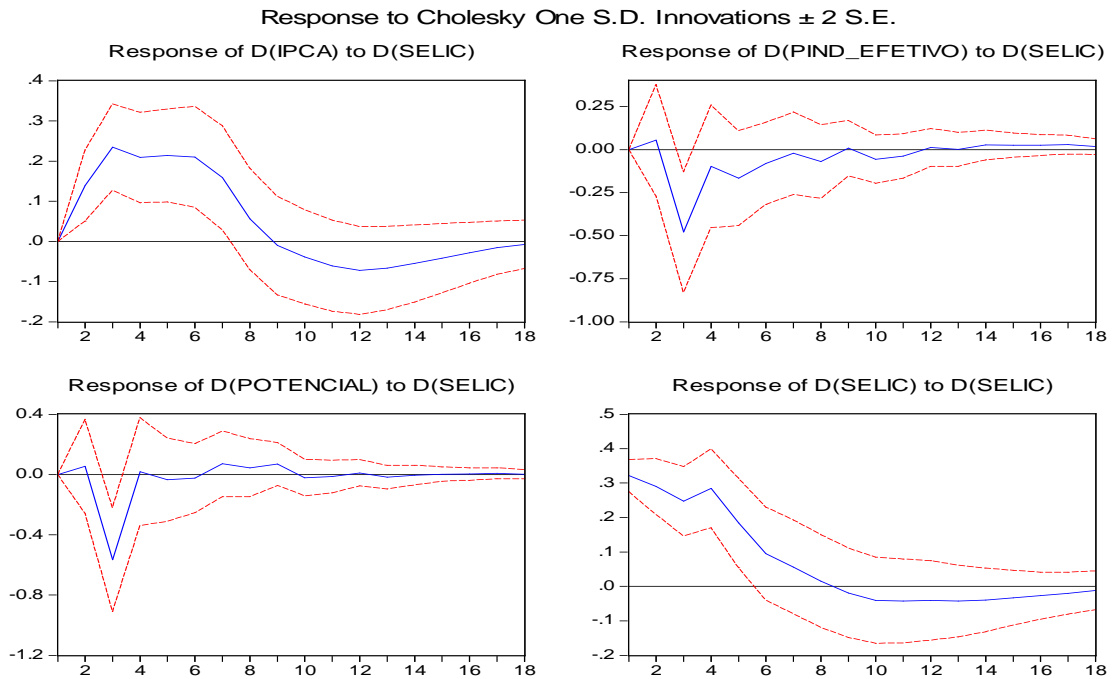
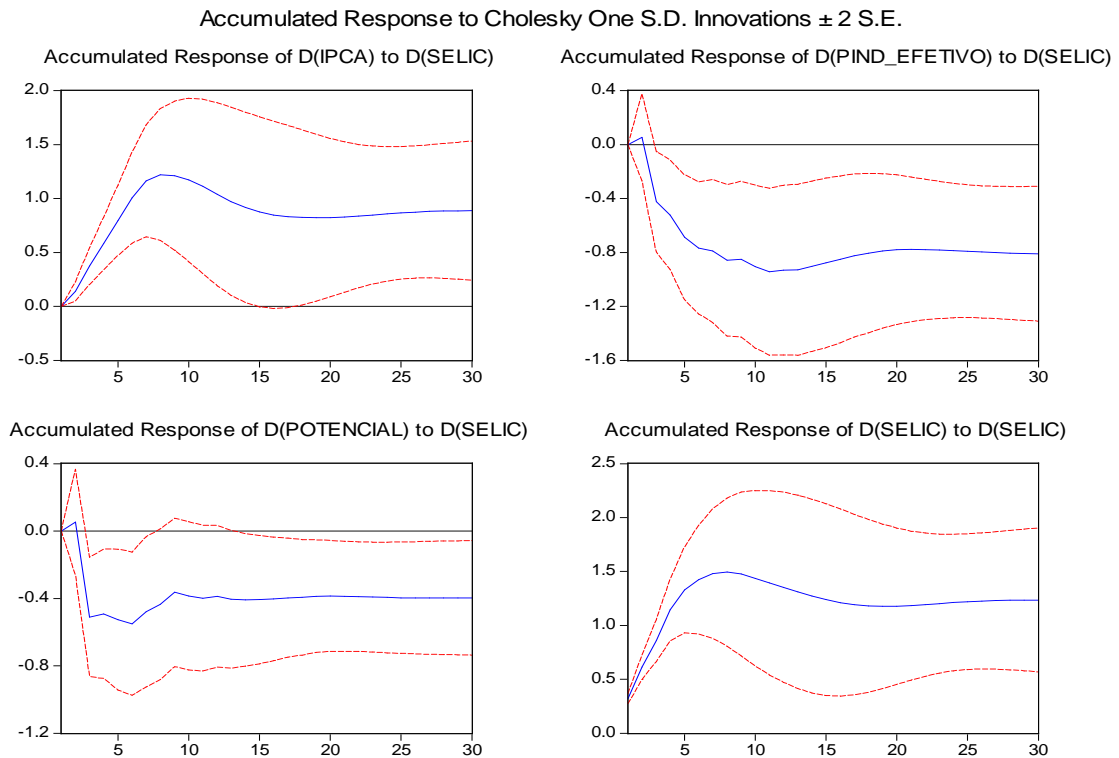


Figura 4: Funções Impulso-Resposta acumuladas - Choques na taxa de juros (Selic)



Os resultados encontrados nos dois modelos VAR estimados para refletir o funcionamento da regra de Taylor reforçam nossa preocupação com a condução da

política monetária balizada pelo regime de metas de inflação, tal como ocorre no Brasil. Em ambos os casos, obtivemos respostas do produto efetivo e do produto potencial (capacidade produtiva) a choques na taxa de juros, com impactos relativamente maiores sobre o produto potencial no longo prazo. Esta observação corrobora a idéia pós-keynesiana de que a condução da política monetária não considerando os impactos da taxa de juros sobre o produto potencial é prejudicial ao crescimento econômico, e fortalece nossa crítica ao regime de metas de inflação. As evidências que apresentamos tornam a regra de Taylor discutível, já que a utilização desta regra de política monetária pode afetar o nível futuro do produto potencial, comprometendo o controle mais efetivo da inflação no médio e longo prazos. Nesse sentido, para a heterodoxia, a regra de Taylor mostra-se contraproducente como recomendação de política econômica no Brasil.

3. Bibliografia

- ARESTIS, P. & SAWYER, M. (2003). "Inflation Targeting: a critical appraisal". Working Paper Series, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 388.
- ARESTIS, P. & SAWYER, M. (2005) "New Consensus Monetary Policy: an appraisal". In: P. Arestis, M. Baddeley & J. McCombie (eds) *The New Monetary Policy*, Edward Elgar.
- CARLSTROM, C. T & FUERST, T. S (2003). "The Taylor Rule: A Guidepost for Monetary Policy"? Federal Reserve Bank of Cleveland.
- DAVIDSON, P. (1994). *Post Keynesian Macroeconomic Theory*. Cheltenham: Edward Elgar.
- DAVIDSON, R. & MACKINNON, J. G. (1993). *Estimation and inference in econometrics*. New York, Oxford University Press.
- FEIJÓ, C. A. (2006). "A medida de Utilização de Capacidade: conceitos e metodologias". *Revista de Economia Contemporânea*, v. 10, p. 611-629.
- HERMANN, J. (2003). "Financiamento de longo prazo: revisão do debate e propostas para o Brasil". In: SICSU, João; OREIRO, José L.; de PAULA, Luiz F. (orgs.). *Agenda Brasil – Políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Barueri: Manole/Fundação Konrad Adenauer, p.241-293
- IEDI (2006). "Não Temer O Crescimento Econômico". Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial". Carta n. 200, publicada em 24/03/2006
- KANCZUK, F. (2004). "Choques de oferta em modelos de metas inflacionárias". *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 58, n. 4, p. 559-581.
- MOLLO, M.L.R (2004). "Ortodoxia e Heterodoxia Monetárias: A Questão da Neutralidade da Moeda". *Revista de Economia Política*, vol. 24, nº 3, p. 323-343.
- PALLEY, T. I (2003). "A Post Keynesian Framework for Monetary Policy: Why Interest Rate Operating Procedures are not Enough". In: Gnos, C., and L.-P. Rochon (eds), *Post Keynesian Principles of Policy*, Cheltenham, E. Elgar, forthcoming.
- SICSU, J. (2002). "Políticas não-monetárias de Controle da Inflação: Uma Abordagem Pós-keynesiana". Anais VII Encontro da Sociedade de Economia Política, Curitiba-PR
- SICSU, J. (2003). "Taxa de Juros e Controle da Inflação no Brasil". In: SICSU, João; OREIRO, José L.; de PAULA, Luiz F. (orgs.). *Agenda Brasil – Políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Barueri: Manole/Fundação Konrad Adenauer, p.29-64.

SOUZA JÚNIOR, J.R.de C., (2005). “Produto Potencial: Conceitos, Métodos de Estimação e Aplicação à Economia Brasileira”. Texto para Discussão 1130, IPEA.

STOCK, J. & WATSON, M. (2001). “Vector autoregressions”. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4.

SVENSSON, L. (2003). “What Is Wrong with Taylor rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules”. *Journal of Economic Literature*, vol. 41, n.o 2, pp. 426-77.

TAYLOR, J. B. (1993). “Discretion versus policy rules in practice”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195-214, North-Holland.

TAYLOR, J. (1998). “A Historical Analysis of Monetary Policy Rules”. *NBER Working Paper* 6768, Cambridge.

WOODFORD, M. (2001a). “The Taylor rule and optimal monetary policy”. *American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 232-237.

WRAY, R. (1997). “Deficits, inflation, and monetary policy”. *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(4).