

EFEITOS REGIONAIS DIFERENCIADOS DA POLÍTICA MONETÁRIA: A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA.

Pichai Chumvichitra

Professor do Curso de Economia DEA/CAEN da Universidade Federal do Ceará. Email: pichai@ufc.br

Agradecimentos às colaborações dos alunos Alisson Feitosa Lopes (Bolsista do PIBIC-UFC) e Rogério Moreira de Siqueira (Bolsista de Monitoria, DEA/UFC).

RESUMO

Este trabalho examina se os efeitos da política monetária são similares nas diferentes regiões no Brasil. As discussões teóricas recentes - abordagens *New Classics* e *New Keynesians* - consideram que os impactos da política monetários têm seus efeitos nacionais uniformes. Na realidade, no entanto, o país compõe-se de regiões economicamente heterogêneas que provavelmente não apresentam as mesmas respostas aos choques monetários. As funções impulso-resposta do vetor auto-regressivo estrutural mostram que as regiões Sudeste, Sul e Nordeste respondem às mudanças da política monetária de maneira mais sensível do que as demais regiões, o mesmo ocorrendo nas análises regionais setoriais. A versão em nível regional do modelo é estimada, evidenciando os canais da política monetária.

Palavras-chaves: Efeitos Regionais, Vetor Auto Regressivo, Funções de Impulso Respostas.

ABSTRACT

This paper examines whether or not the effects of the monetary policy are similar in the different regions of Brazil. The recent theoretical discussions — the New Classics and New Keynesians approaches — consider such impacts uniform. In fact, however, the country is made up of economically heterogeneous regions, which probably do not respond in the same way to the monetary shocks. The impulse-response functions of the autoregressive structural vector reveal that the Southeast, South, and Northeast regions respond to monetary policy changes in more sensitive ways than the other regions, the same happening in the regional sector analyses. A region-level version of the model is estimated, providing evidence of the channels of the monetary policy.

Key-words: Regional Effects, Auto-Regressive Vector, Impulse-Response Functions.

1. INTRODUÇÃO

Nas descrições simplificadas da literatura econômica, as ações da política monetária mostram seus efeitos singulares e padronizados¹. Na prática, as estruturas econômicas se caracterizam pela diversidade das várias regiões que integram o país, resultando em fluxos de interdependência econômica diferenciados de acordo com sua capacidade econômica; portanto, cada uma delas pode responder de maneira distinta aos choques econômicos agregados. Como exemplo, podemos citar aumento da taxa de juros ocorrido no início de 1999, que afetou bastante as regiões industriais produtoras, mas repercutiu em menor grau nas regiões industriais consumidoras.

A magnitude da atividade econômica varia de região para região e esse fato tem sido estudado exaustivamente por vários estudiosos da economia brasileira. Por isso, a idéia de que a política monetária pode variar seus efeitos de região para região também não deve ser excluída de um exame minucioso. Na análise setorial, o comportamento do PIB dos diferentes setores também reforça essa hipótese de que ele é afetado de forma diferenciada com relação à política econômica. Na Tabela 1, observa-se que o Plano Real alterou profundamente a condução da política econômica brasileira. Assim, dividindo os dados em duas séries, uma de 1990.I até 1994.II e a outra de 1994.III até 1999.I, ou seja, período pré e pós Plano Real, verifica-se que na fase anterior ao Plano Real os coeficientes de variação do setor agropecuário e de serviços são menores que na fase pós-Plano Real. Por outro lado, o coeficiente de variação do setor industrial ficou menor após a implementação do Real.

Tabela 1: Coeficientes de variação do PIB setorial do Brasil

Setor	1990.I - 1999.II	1990.I - 1994.II	1994.III - 1999.II
Agropecuário	0,083	0,037	0,053
Industrial	0,087	0,048	0,039
Serviço	0,080	0,011	0,053

Fonte: Dados do IBGE de 1990.I - 1999.II

Na construção dos PIB's regionais *per capita* setoriais a preços correntes, observa-se que as regiões Norte e Nordeste contribuíram com coeficientes de variação maiores em compara-

ção com os coeficientes de variação do Brasil e das outras regiões. Enquanto isso, a Região Sudeste mostrou o mesmo comportamento apresentado pelo país. Com isso, pode-se dizer que em face da tendência de estabilidade econômica do país a partir do Plano Real, as regiões mais pobres como Norte e Nordeste apresentaram desempenhos mais instáveis (Tabela 2).

Tabela 2: Coeficiente de Variação

1) PIB dos Setores por Regiões, a preços básicos (1994=100)						
C. VAR	BRASIL	NORTE	NORDESTE	SUDESTE	SUL	CENTRO OESTE
AGROPECUÁRIA	0,230	0,169	0,258	0,244	0,265	0,179
COMUNICAÇÃO	0,352	0,459	0,397	0,323	0,397	0,410
INDUST. TOTAL	0,170	0,174	0,248	0,169	0,156	0,118
COMÉRCIO	0,070	0,179	0,073	0,083	0,072	0,113
CONSTRUÇÃO	0,195	0,262	0,210	0,192	0,219	0,237
2) PIB Per Capita por Regiões (1994=100)						
C. VAR	BRASIL	NORTE	NORDESTE	SUDESTE	SUL	CENTRO OESTE
C. VAR	0,083	0,132	0,100	0,091	0,067	0,074
3) PIB a preço de mercado corrente por grandes regiões (1994=100)						
C. VAR	BRASIL	NORTE	NORDESTE	SUDESTE	SUL	CENTRO OESTE
C. VAR	0,065	0,090	0,075	0,069	0,067	0,123

Fonte: Dados do IBGE de 1990.I - 1999.II.

A concentração geográfica das indústrias - pesadas, médias e pequenas - e das fontes de créditos bancários comerciais formam importantes canais em que a política monetária pode afetar, diferentemente, a atividade econômica regional. Esses efeitos diferenciados decorrem, sobretudo, das distintas elasticidades juros em relação ao nível de cada indústria. Alguns trabalhos recentes, como os de Kashyap e Stein (1995), indicam que o grau de capacidade financeira regional pode determinar o impacto preciso da política monetária; portanto, existem vários argumentos que os efeitos de políticas federais podem variar sistematicamente de região para região.

Segundo o trabalho de Silva, A. *et al.* (1999), não se observaram mudanças substanciais ao longo do período 1991-2000 na participação regional do PIB. A participação da Região Norte apresentou uma trajetória ascendente. A região Nordeste também teve sua participação ampliada, mas de forma moderada. Já a região Sudeste perdeu participação, enquanto as Regiões Sul e Centro-Oeste mantiveram sua participação estabilizada (Tabela 3).

Tabela 3: Estrutura Regional do PIB do Brasil 1991-1998 (em %)

REGIÕES	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Norte	4.8	4.6	4.7	4.5	4.7	4.7	4.7	4.8	4.9	5,0
Nordeste	12.7	12.3	11.8	12.4	12.4	12.4	12.6	12.6	13,1	13,1
Sudeste	59.1	59.7	59.5	58.9	59.5	60.2	59.6	59.6	58,3	57,2
Sul	16.4	16.7	17.3	17.1	16.6	15.9	15.9	15.9	16,8	17,6
Centro-Oeste	7.1	6.5	6.6	7.1	7.0	6.9	7.1	7.1	6,9	7,1

Fonte: IPEADATA <http://www.ipeadata.gov.br/>

¹ Para uma derivação mais detalhado do modelo, vejam-se Carlino e Defina (1998)

De qualquer forma, constata-se a concentração da atividade econômica brasileira em três regiões: Sudeste, Sul e Nordeste. Essa trajetória se parece com a análise da atividade econômica setorial – agropecuária, industrial e serviços. Na atividade agropecuária, observa-se que houve aumento da participação das regiões Norte e Centro-Oeste. Já a atividade industrial apresenta-se com participação mais elevada da Região Sudeste e o Nordeste tem sua participação ampliada sucessivamente. Nas atividades dos serviços, segundo o IPEA, a Região Sudeste domina, tendo aumentado a sua participação durante o período 1990-1999. Tudo isso pode ser observado no apêndice (figuras 1, 2 e 3), onde o comércio, a construção e a comunicação são amostras do setor de serviços.

Dada a diferença das regiões na estrutura do PIB do Brasil e também as diferenças verificadas no crescimento do PIB regional, quando comparado com o PIB do Brasil, é difícil supor que cada região não tenha capacidade econômica diferenciada para responder a choques monetários como instrumento de política econômica.

O presente trabalho usa a técnica do vetor estrutural de auto-regressão (no período 1985 a 2000), para o exame da forma como os choques monetários têm efeitos sistemáticos nas cinco regiões geográficas e políticas do Brasil: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro - Oeste. O vetor de autoregressão inclui a taxa de crescimento do PIB *per capita* de cada região e de seus respectivos setores (industrial, agropecuário, comunicação, comércio, construção), a taxa de juros e a variação da oferta da moeda (M2), estas duas últimas usadas como preços relativos tanto da região como da União e como variável instrumento da política monetária, respectivamente.

O trabalho está organizado da seguinte forma: na seção seguinte examina-se, sucintamente, a literatura sobre o tema, enfocando as explicações dadas pelas escolas *new classics* e *new keynesians* para os efeitos da política monetária nas variáveis reais da economia; na seção 3, são discutidos os problemas e soluções para o uso de séries temporais em análise estatísticas e a metodologia utilizada para avaliar a hipótese em questão; na seção 4, é apresentado o modelo utilizado e os resultados da análise econômica e, por fim, na última seção, são sumarizadas as conclusões do presente trabalho.

2 - FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Existe uma vasta literatura que analisa os efeitos da política monetária na flutuação das variáveis econômicas, produto e emprego. Avanços recentes na teoria econômica, principalmente no campo da macroeconomia, fornecem novas explicações para o comportamento dessas variáveis alicerçados nos micro-fundamentos. Ainda são controversas as conclusões de que a política monetária tem efeito sobre as variáveis

reais da economia e, em caso afirmativo, como se dá o processo de transmissão (ROMER, 1996)².

Os keynesianos tradicionais argumentam que flutuações no produto originam-se, em grande parte, de flutuações na demanda agregada nominal. Essas mudanças na demanda têm efeitos reais devido à rigidez nominal de preços e salários. Este é o canal pelo qual a política monetária pode ter efeitos reais na economia.

Trabalhos empíricos da década de 70, porém, encontraram evidências contrárias à teoria keynesiana. Os críticos do modelo keynesiano, principalmente os novos clássicos, argumentam que a hipótese de preços nominais rígidos é inconsistente com qualquer modelo que incorpore comportamentos microeconômicos e desafiaram os keynesianos à explicar a rigidez nominal (LAURENCE, B. et al., 1998).

Como resposta, teóricos keynesianos desenvolveram argumentações e modelos incorporando os custos de ajustamento dos preços (*menu costs*) como justificativa para a rigidez nominal de preços. Outras respostas utilizaram argumentos que implicavam a rigidez real de preços e salários, que se constitui numa resposta inadequada, já que a teoria keynesiana depende da rigidez nominal. A fragilidade das respostas gerou altos custos para a escola keynesiana e permitiu ganho de espaço acadêmico pela escola neoclássica (BILL et al., 1988).

Do lado novo clássico, o trabalho de Lucas (1972) teve como principal mérito analisar a economia a partir de novos conceitos, incorporando os micro-fundamentos na análise macroeconômica. As explicações de Lucas são baseadas no ajustamento nominal incompleto, sendo que o modelo de informação imperfeita fornece evidências de que as variáveis reais da economia podem ser afetadas pela política monetária não antecipada (ou anunciada).

Contrapondo os novos clássicos, pesquisas recentes da escola Nova Keynesiana geraram modelos nos quais os agentes, otimizando suas escolhas, criam certa rigidez nominal e, com isso, os choques nominais de demanda podem ter efeitos reais na economia, ou seja, reafirma-se a existência da rigidez nominal fundamentada nos micro-fundamentos econômicos.

A seguir, abordam-se, concisamente, os principais pontos da visão Nova Clássica e Nova Keynesiana para a problemática em questão.

2.1 - Abordagem Nova Clássica

A análise dos efeitos da política monetária sobre as variáveis reais da economia é encontrada de forma abundante na produção científica da escola nova clássica; porém, a partir da revolução das expectativas racionais, com o trabalho de Lucas no início da década de 70, essa abordagem ganhou novos contornos. Visando atender aos propósitos do trabalho, analisa-

² Para uma derivação mais detalhado do modelo, vejam-se, também, Romer e Romer (1989)

se a seguir, especificamente, o “modelo de informação imperfeita”, devido a Lucas (1972) e Phelps (1970).

A idéia central do modelo de Lucas-Phelps é que quando o produtor observa uma mudança no preço de seu produto, ele não sabe se esta reflete uma alteração no preço relativo de seu bem ou uma mudança nos preços agregados. Por sua vez, uma mudança nos preços relativos altera a quantidade ótima a ser produzida e, por outro lado, uma mudança nos preços agregados faz com que o produto ótimo fique inalterado (ROMER, 1996).

O modelo é construído a partir das seguintes equações e definições básicas:

$$r_i = p_i - p; \quad \Rightarrow p_i = p + r_i \quad (1)$$

onde: r_i = preço relativo do bem i ; p_i = preço do bem i ; p = nível de preços da economia.

Assume-se que o indivíduo não observa r_i , mas o estima com base na observação de p_i . Uma vez estimado r_i , o produtor produziria tanto quanto ele estimasse como certo, tal como a equação abaixo:

$$\ell_i = \left[\frac{1}{\gamma - 1} \right] E[r_i | p_i] \quad (2)$$

onde: $\gamma > 1$ e ℓ_i = quantidade produzida do indivíduo.

Assumindo que r_i e p_i são variáveis com distribuição normal e independentes, a relação $E[p_i] = E[p] + E[r_i]$ é válida e permite escrever a seguinte expressão:

$$E[r_i | p_i] = \left[\frac{V_r}{V_r + V_p} \right] (p_i - E[p]) \quad (3)$$

onde: V_r = Variância de r_i ,
 V_p = Variância de p_i .

Substituindo (3) em (2) tem-se:

$$\ell_i = \left[\frac{1}{\gamma - 1} \right] \left[\frac{V_r}{V_r + V_p} \right] (p_i - E[p]) \quad (4)$$

Fazendo $b = \left[\frac{1}{\gamma - 1} \right] \left[\frac{V_r}{V_r + V_p} \right]$, obtém-se:

$$\ell_i = b(p_i - E[p]) \quad (5)$$

Calculando a média para todos os produtores e agregando-os chega-se a:

$$\ell = b(p - E[p]) \quad (6)$$

A expressão (6) é a curva de oferta de Lucas. Por outro lado, a partir das expressões acima, pode-se efetuar as seguintes considerações:

- i) Se $p = E(p)$, ou seja, o nível de preços da economia for igual ao preço esperado pelos produtores, não haverá variação no nível de produto ($y = 0$ - lembrando que todas as variáveis estão em logaritmo natural);
- ii) se $p > E(p)$ implica que haverá variação positiva no produto ($y > 0$);
- iii) se $p < E(p)$ implica que haverá variação negativa no produto ($y < 0$).

Combinando a curva de oferta de Lucas (6) com a equação $[y = m - p]$, que define a demanda agregada, e depois de alguns procedimentos algébricos obtém-se:

$$p = E[m] + \left(\frac{1}{1+b} \right) (m - E[m]) \quad (7)$$

$$y = \left(\frac{b}{1+b} \right) (m - E[m]) \quad (8)$$

onde: γ = produto demandado agregado
 m = oferta de moeda.

A partir das equações do modelo³, descritas acima, pode-se concluir que:

- i) A expansão monetária não esperada leva, através da curva de oferta de Lucas, a um acréscimo nos preços e no produto. A explicação é que a maior oferta de moeda aumenta a demanda agregada e provoca um deslocamento da curva de demanda para cada bem; portanto, desde que a expansão não seja observada, cada produtor estará supostamente melhor na mesma proporção que o aumento na demanda pelo seu produto reflita um choque nos preços relativos. Conseqüentemente, o produtor aumenta sua produção (ROMER, 1996).
- ii) A expansão monetária observada (esperada) tem efeitos completamente diferentes. Neste caso, cada produtor atribui o aumento da demanda pelo seu produto em função da moeda e não aumenta sua produção. Naturalmente, isso causará mudança nos preços relativos e no produto entre bens, porém não afetará o produto médio real. Assim, a expansão monetária observada afeta somente o nível de preços (ROMER, 1996).

Por fim, observa-se, também, que o modelo prediz que a magnitude dos efeitos reais dos choques depende negativamente da variância da demanda agregada.

2.2 - Abordagem Nova Keynesiana

Os recentes progressos na teoria nova keynesiana, em contraste com os modelos keynesianos da década de 70, advêm de duas inovações na modelagem: a introdução da concorrência imperfeita e uma maior ênfase na rigidez dos preços ao invés da rigidez dos salários. Essa modelagem permite estabe-

³ Para uma derivação mais detalhada do modelo, veja Blanchard e Fisher (1994, p. 356-360) ou Romer (1996, p. 242-253).

lecer o ponto onde a rigidez nominal pode resultar de uma escolha ótima dos agentes num ambiente de concorrência imperfeita. As principais hipóteses do modelo novo keynesiano, segundo Laurence et al (1998), são:

Concorrência imperfeita: em um mercado de concorrência perfeita, a rigidez de preços é incompatível, dado que as firmas ajustam seus preços através do leilão Walrasiano; porém, sob concorrência imperfeita, as firmas fixam seus preços e se comportam diferentemente do mercado de concorrência perfeita quando enfrentam um choque. A hipótese de concorrência imperfeita trouxe as seguintes vantagens para o novo modelo:

1. *Os custos privados da rigidez são de 2ª ordem*, sob concorrência perfeita, e os ganhos do ajuste nominal são maiores. Por exemplo, se a demanda nominal aumenta e os preços não são ajustados, há um excesso de demanda. Nessa situação, uma firma individual pode aumentar seus preços significativamente e permanecer vendendo tanto quanto antes, o que implica num aumento de lucro. Em contraste, sob concorrência imperfeita, um preço maior sempre implica vendas menores. Com relação à maximização de lucros e à combinação preço e quantidade, os ganhos do *trade-off* preço-venda, após o choque, é menor do que zero;
2. *O produto é determinado pela demanda*: os novos keynesianos acreditam que sob concorrência imperfeita as firmas fixam seus preços e então encontram a demanda. Crucialmente, se a demanda cresce, os ganhos das firmas crescem mesmo que os preços não sejam ajustados devido às vendas maiores. Isto é, o preço inicial excede o custo marginal. Dessa forma, mudanças na demanda sempre causam mudanças no produto na mesma direção;
3. *Booms aumentam o bem-estar no mundo real, nem sempre um elevado nível de produto significa maior bem-estar*. Sob concorrência imperfeita, o nível de produto, na ausência de choques, é empurrado para baixo do socialmente ótimo. Dessa maneira, o bem-estar aumenta quando o produto cresce acima desse nível;
4. *Rigidez dos salários causa desemprego através de uma baixa demanda agregada*: no mundo real as firmas frequentemente reduzem emprego, porque a demanda por seu produto é baixa, e não porque os salários reais estão altos. Assim, no caso de um mercado de concorrência imperfeita, a demanda de trabalho da firma depende da demanda agregada real como também do salário real, porque mudanças na demanda agregada alteram a demanda do produto da firma;
5. *Salário real não precisa ser contra-cíclico*: no mundo real, o salário real é não cíclico ou um pouco pró-cíclico. Dessa forma, com concorrência imperfeita não há necessidade de ligação entre mudanças no emprego e mudanças no salário real;
6. *Rigidez nominal tem externalidades na demanda agregada*: somente em concorrência imperfeita a rigidez no preço

de uma firma contribui para rigidez no nível de preços, o que causa flutuações na demanda agregada real. Essas externalidades apontam que pequenas fricções podem ter grandes efeitos macroeconômicos.

Rigidez no mercado de produto: a teoria keynesiana enfoca a rigidez nos salários nominais. Porém, trabalhos recentes dão grande ênfase sobre a rigidez nos preços dos produtos. Essa mudança tem as seguintes vantagens:

1. Mercadorias são vendidas em mercados à vista: nesse caso, relações de longo prazo entre firmas e trabalhadores permitem que as firmas escolham uma quantidade eficiente de emprego, ao invés de mover-se ao longo da curva de demanda por trabalho quando o salário real muda;
2. Novamente destaca-se que o salário real não precisa ser contra-cíclico: sabe-se que é mais fácil explicar salário real não-cíclico e pró-cíclico se os preços, assim como os salários, são rígidos. Nesse caso, o efeito do choque sobre o salário real depende do tamanho relativo do ajustamento de preços e salários.

As discussões apresentadas acima mostram que a rigidez nominal é essencial para explicar importantes características dos ciclos de negócios. Dessa forma, é difícil explicar relações do produto e variáveis nominais sem empregar rigidez. Além disso, tem-se como elemento central dos modelos de “custo menu”, a externalidade da rigidez nominal. Se a rigidez existe, uma das seguintes afirmações deve ser verdadeira:

- i) a rigidez não impõe grandes custos sobre a economia; isto é, a rigidez tem grandes custos para as firmas e trabalhadores que as criam, mas esses são excedidos pelos custos de reduzir rigidez;
- ii) a rigidez tem pequenos custos privados e, assim, pequenas fricções são suficientes para criá-los, mas externalidades da rigidez impõem maior custo sobre a economia. Quanto ao “custo menu”, pode-se dizer que as firmas tomam o conveniente atalho de rever e mudar preços em intervalos de tempo, o que resulta em menor perda nos lucros. Assim, as firmas têm menos incentivos para eliminar atalhos, mas externalidades fazem os efeitos macroeconômicos maiores.

2.3 - O modelo Novo Keynesiano

Analisa-se aqui especificamente o modelo construído por Laurence, Mankiw e Romer (1998). Nessa formulação têm-se as hipóteses de que a economia funciona sob concorrência imperfeita e as mudanças de preços ocorrem em intervalos de tempo discreto devido aos custos de ajustamento. Por sua vez, o intervalo de mudança de preços e a taxa na qual os preços se ajustarão aos choques são determinados de forma endógena.

Considerando o comportamento da firma representativa, i , deriva-se a função lucro assumindo como determinada a função demanda e os custos, sendo que o lucro da firma depende: a) do dispêndio agregado da economia; b) dos preços relativos da firma ($p_i - p$) e; c) dos choques (monetário, por exemplo). Essa formulação da função lucro, expressa em logaritmo natural, é devido à explicação de que: i) o dispêndio agregado (Y) afeta o lucro da firma pela mudança da curva de demanda, ou seja, quando aumenta o dispêndio agregado, a firma vende mais em um dado preço relativo; ii) o termo ($p_i - p$) afeta o lucro da firma pela determinação da posição sobre a curva de demanda na qual a firma opera; e iii) o termo θ_i representa os choques idiossincráticos para aumento (queda) da demanda ou custos. Por fim, assumindo que a elasticidade preço real da firma com respeito a Y é uma constante positiva (v), obtém-se a seguinte expressão para os preços reais, $r_i^*(t)$, que maximizarão o lucro (equivalente a minimização dos custos) da firma:

$$p_i^*(t) - p(t) = v[y(t) - \bar{y}(t)] + \theta_i(t), v > 0 \quad (9)$$

onde \bar{y} é a taxa natural do produto.

A partir dessa formulação, os autores derivam o modelo⁴ e apresentam as seguintes conclusões:

- i) os intervalos de mudanças nos preços são reduzidos quando a taxa média de inflação é elevada, isto porque a inflação sendo alta faz com que a firma maximize seu lucro a partir de ajustes mais frequentes nos seus preços nominais;
- ii) se a variância dos preços e dos choques for também elevada, a firma maximizará seu lucro futuro não fixando seus preços para longos períodos.

Esses resultados implicam que em quadros onde a taxa de inflação, a variância da demanda agregada e os choques apresentam patamares elevados de mudanças nessas variáveis não afetam as variáveis reais. Em situação inversa, o intervalo de tempo para ajuste de preços das firmas deve ser maior, gerando rigidez nominal de preços e efeitos reais sobre a economia.

2.4 - Comentários sobre abordagem Nova Clássica e Nova Keynesiana

Comparando as conclusões dos modelos, observam-se resultados comuns entre as duas vertentes. Por exemplo, a variância da demanda agregada aparece em ambos os modelos como fator que pode fazer com que a política monetária tenha efeitos reais ou não. Segue-se também que em ambas as formulações os preços relativos constituem-se em um dos elementos centrais do comportamento otimizador dos agentes econômicos, sendo que é a partir deles que o nível de produção da firma é determinado.

Uma das diferenças observadas é que no modelo de Lucas-Phelps o patamar médio de inflação não é considerado como fator explicativo do efeito de choques nas variáveis reais, enquanto no modelo novo keynesiano ele é um importante fator a ser considerado.

Os modelos antes analisados, em resumo, mostram que as variáveis reais da economia podem ser afetadas pela política monetária. Entretanto, não fazem nenhuma alusão de como os diferentes setores da economia respondem a choques, o que implicitamente pode ser entendido como uma suposição de que a resposta é simétrica entre os setores.

Essa hipótese, porém, parece ser pouco realista já que a estrutura, seja ela econômica, de informações de acesso ao sistema bancário e a crédito, dentre outros aspectos, é diferenciada em cada segmento da economia. Por exemplo, a oferta do setor agrícola é rígida em relação aos acontecimentos políticos ou de mercado, já que uma vez efetuada a plantação, não é possível voltar atrás. Assim, uma política que elevasse a taxa de juros não afetaria a oferta agrícola na mesma intensidade que poderia afetar a produção industrial, pois esta última pode alterar sua produção a qualquer momento.

Posto isso, na próxima seção apresenta-se o modelo de análise e os dados utilizados a fim de se testar a hipótese desse trabalho, já destacada anteriormente.

3 - METODOLOGIA E DADOS UTILIZADOS

O pressuposto básico para a estimação de variáveis de séries temporais é a estacionaridade da série. A hipótese de estacionaridade requer que a série apresente média e variância finitas e constantes ao longo do tempo, além da independência dos valores em diferentes períodos de tempo.

A metodologia baseia-se em utilizar o instrumental estatístico padrão necessário para aplicar o teste de raiz unitária na série. Caso esta apresente raiz unitária (a série é não estacionária), temos um processo de painel de dados com tendência (impossibilitando a existência de média constante) e variância infinita. Isto significa que, a existência de raiz unitária, invalida a inferência gerando regressões espúrias que podem apresentar um alto R^2 e teste "t" significativo, mas com estimadores inconsistentes.

O procedimento que será utilizado para a correção de uma série não estacionária será a diferenciação da série. Assim, a ordem de integração fornece o grau em que determinada série de tempo torna-se estacionária. Se alguma variável Z_t é diferenciada (d) vezes para se tornar estacionária, esta variável tem ordem de integração igual a d , ou $Z_t \sim I(d)$.

O teste empregado para raiz unitária será o Dickey-Fuller aumentado (ADF)⁵, desenvolvido por Dickey & Fuller (1981). O referido teste consiste em gerar uma regressão de primeira diferença da série temporal, contra ela própria diferenciada uma vez, além de alguns termos defasados e, opcionalmente, uma constante e um termo de tendência. Este teste verifica a

⁴ Para maiores detalhes da derivação do modelo, veja-se Laurence, Mankiw e Romer (1998), p. 21-25.

significância das estatísticas T de distribuição não-normal para o coeficiente da série defasada.

Além disso, a estabilidade de uma dada função pode ser entendida como a capacidade das variáveis componentes convergirem para um mesmo ponto, independentemente de sua posição de equilíbrio inicial, ou seja, as variáveis seguem um processo de ajustamento global. Nesse sentido, deve-se fazer analogia com a cointegração, na medida em que se testará a possibilidade das séries componentes dessa função seguirem uma mesma tendência ao longo do tempo. Dessa forma, a função deve ser estável se as variáveis que a explicam forem cointegradas.

4 - ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E ESTIMAÇÃO

4.1 - O Modelo

A análise concentra-se sobre o comportamento de $nx1$ vetor covariância – estacionaridade

$$Z_t = [\Delta Y_{1,t}, \Delta Y_{2,t}, \dots, \Delta Y_{n-3,t}, IPC_t, M_t, r_t]' \quad (10)$$

onde: ΔY_{it} é a taxa de crescimento de renda real *per capita* na região i no tempo t ; IPC_t preço ao consumidor regional relativo; M_t variação de estoque de moeda (M2) e r_t taxa de juros básica (as duas últimas mede as ações da política monetária no tempo t).⁶

As dinâmicas de Z_t são representadas pelo vetor auto-regressivo (VAR),

$$AZ_t = B(L)Z_{t-1} + E_t \quad (11)$$

onde: A é uma matriz nxn de coeficientes descrevendo as correlações contemporâneas entre as variáveis; é uma matriz $B(L)$ polinomial nxn no operador defasado; $eE_t = (E_{1t}, E_{2t}, \dots, E_{n-3,t}, E_{P,t}, E_{M,t}, E_{r,t})$ é $nx1$ vetor de perturbações estruturais.

A solução para Z_t produz o seguinte sistema de forma reduzida⁷,

$$Z_t = C(L)Z_{t-1} + U_t \quad (12)$$

onde: $C(L) = A^{-1}B(L)$ é a ordem indefinida de defasagem polinomial; $U_t = A^{-1}E_t$ descreve a relação entre os resíduos do modelo de redução e o modelo estrutural.

Os impactos das ações de política monetária são resumidos usando as funções de impulso-resposta que são calculadas diretamente da eq. (12) como segue.

$$Z_t = [I - C(L)L]^{-1} A^{-1} \epsilon_t \quad (13)$$

onde: $[I - C(L)L]^{-1} A^{-1}$ é a matriz $k \times k$ de parâmetros estruturais.

4.2 - Dados Utilizados

O estudo emprega dados anuais (1985 – 2000) do IPEA e Boletim do Banco Central do PIB real *per capita* das 5 regiões, PIB setorial *per capita* – agropecuária, indústria, construção, comunicação; os indicadores monetários M2 e taxa de juros (SELIC) e o nível de preços relativos do preço ao consumidor regional. Os dados estão na forma de índices com base em 1994.

4.3 - Estacionaridade dos Dados

Uma análise visual dos gráficos de comportamento das séries de dados utilizada aponta para a constatação de que as variáveis analisadas não são estacionárias em nível. Com a condição de estacionaridade das variáveis usadas na estimação a estatística padrão se aplica. A Tabela 4 mostra os resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF) aplicado aos níveis e à primeira diferença das variáveis do sistema. Os dados das variáveis estão em logaritmos.

Como mostra a Tabela 4, a nulidade da raiz unitária não pode ser rejeitada de forma alguma e a estacionaridade é obtida pela primeira diferença. Portanto, os modelos VAR a serem estimados incluem a estacionaridade em primeiras diferenças do PIB (regionais e regionais – setoriais), IPC relativos, M2 e taxas SELIC⁸.

4.4 - Resultados Empíricos

Duas restrições são consideradas na matriz A . Primeiro, supondo que existem alguns períodos defasados (pelo menos 2) nos quais os “choques” de uma região específica afetam somente a região de origem (tanto em relação à renda regional *per capita* como à renda regional setorial *per capita*), embora eventualmente esses “choques” possam se expandir para outras regiões. Conforme a vulnerabilidade econômica nesse período estudado, as ações de política monetária são consideradas de modo a afetar a renda regional com a defa-

⁵ Para maiores detalhes da derivação do modelo, veja-se Gujarati (1995) ou Rao (1994).

⁶ Nas análises regional e setorial ΔY_{jt} é a taxa de crescimento de renda real *per capita* na região i , no setor j , no tempo t .

⁷ VAR pode ser visto como a forma reduzida do modelo dinâmico estrutural. Veja Hamilton, J. D. *Time Series Analysis*, Princeton Press, 1994 pg. 326-328 ou Harvey (1990).

⁸ Além disso, a estabilidade de uma dada função pode ser entendida como a capacidade das variáveis convergirem para um mesmo ponto, independentemente de sua posição inicial, ou seja, as variáveis seguem um processo de ajustamento global; nesse sentido, pode-se fazer analogia com cointegração na medida em que se testa a possibilidade das séries componentes dessa função seguirem uma tendência ao longo do tempo. Dessa forma, a função é estável se as variáveis que a explicam são cointegradas. Os maiores esclarecimentos podem ser obtidos no trabalho de Chumvichitra, P. et al. (2001).

sagem menor do que um período. Com as observações dos dados, seus efeitos são, portanto, contemporâneos.

Das Tabelas 5 a 10 têm-se os resultados estimados sobre os comportamentos dos PIB regionais e PIB setoriais regionais em relação com às ações de indicadores monetários. Na questão de PIB regionais, somente três regiões, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste indicam as respostas como significantes em relação aos efeitos da política monetária. Entre as três regiões não há quase nada de significativamente diferente sobre os impactos monetários em relação aos seus PIB.

Já em relação ao PIB regional setorial, observa-se que no setor industrial os choques de oferta monetária apresentam seus impactos significantes nas principais regiões produtoras industriais - tais como Sul, Sudeste, Nordeste e Norte. No setor de construção, todas as regiões mostram-se significantes aos efeitos de todos os indicadores monetários. Isso ocorre também no setor de comunicação. No setor do comércio, o maior impacto de todos os indicadores monetários, concentra-se na Região Sudeste, que apresenta maior participação na atividade do comércio do Brasil durante o período analisado. Essa análise não se apresenta clara quanto ao setor agropecuário, pois somente a Região Sudeste mostra algum efeito a choque de oferta monetária. Isto deve resultar dos prazos próprios do processo de produção desse setor que, sendo maior do que os outros, deveria mostrar maior sensibilidade a outro indicador monetário excluído desse trabalho, como o crédito agrícola, o qual possivelmente deve apresentar um melhor resultado.

As Tabelas 11 a 18 apresentam as estimativas pontuais para os impulsos-respostas do PIB regional e de PIB regional setorial como resultado do desvio padrão da mudança não antecipada da política monetária. O PIB regional real geralmente aumenta no primeiro período sendo que somente na Região Centro-Oeste declina em significância estatística no período seguinte. O impulso-resposta indica que os choques da política monetária têm seu impacto positivo máximo no primeiro ano. Nas Figuras 4 a 8, o impulso-resposta acumulado demonstra que o desvio padrão dos choques da política monetária declina o PIB regional temporariamente e, após alguns anos, seu impacto converge para zero. É possível observar que a Região Centro-Oeste não responde com a mesma magnitude que as outras.

Para o PIB regional por setores, conforme as Figuras 1 a 3, o impacto dos choques da política monetária tem muito a ver com a participação de cada setor na economia da região. Por exemplo, para a Região Sudeste, que é a mais rica de todas, o impacto tem a significativa duração de 2 anos em quase todos os setores, exceto para os setores da construção e do comércio. Pode ser que durante esse período as atividades da Região Sudeste em relação aos dois setores têm suas variações menores do que outras. Esses resultados são contrários àquelas da Região Norte, que apresenta maior crescimento nos setores de comunicação e de construção, comparativamente com as atividades de outros setores dessa região. Por isso, o impacto monetário apresenta maior magnitude nesses dois setores. O setor agropecuário recebe, significativamente, o

impacto monetário nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, em cujos contextos esse setor apresenta grande importância econômica. Isto ocorre, também, para o setor industrial das três regiões - Sul, Sudeste e Nordeste em que esse setor tem participação maior, sendo significativo o efeito da variação não antecipada da política monetária. Na Região Sul, o impacto monetário no setor industrial com significância de um a quatro anos, sendo que após o segundo impacto este produz o declínio da produção dessa região.

Para indicar a sensibilidade dos resultados sobre o comportamento do PIB regional em relação aos choques monetários, três regiões, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste, que apresentam significância estatística no Modelo VAR, são escolhidas para que se examine, separadamente, como o impacto de dois indicadores - M2 e a taxa de juros. Os resultados das Figuras 4 e 8 mostram que duas regiões, Centro-Oeste e Nordeste recebem os impactos com tempo correspondente a um trimestre maior do que a Região Sudeste. Assim, pode-se interpretar esse resultado como sendo devido ao fato de que nessas duas regiões suas atividades são menos vulneráveis do que na Região Sudeste.

5 - CONCLUSÕES

Neste trabalho são usadas técnicas de séries de tempo para o exame da simetria dos efeitos regionais da política monetária brasileira, durante o período 1985-2000. Os resultados encontrados corroboram com a hipótese inicial desse trabalho, segundo a qual o comportamento dos PIB regionais responderia de forma quase particular aos instrumentos tradicionais da política monetária. Essa particularidade se destaca melhor quando se examina o comportamento dos PIB regionais por setores econômicos, conforme os valores das elasticidades. A Região Sudeste, considerada como região central da economia nacional, cujo crescimento do PIB tem a mesma trajetória do PIB brasileiro, mostra resultados como os teoricamente esperados. As funções de impulso-resposta do modelo VAR estrutural estimado indicam que as regiões com maior participação do PIB agregado e/ou de PIB setorial agregado têm magnitude com menor vulnerabilidade. As estimações impulso-resposta através do VAR dos PIB regionais por setores mostram as diversificações setoriais e, também, as variações da importância das atividades de cada setor para as regiões.

Os resultados para as regiões Sul, Sudeste e Nordeste em resposta à política monetária mostram a quase não existência de heterogeneidade dessas economias regionais, uma vez que essas regiões têm suas trajetórias semelhantes a da economia brasileira. Em relação às outras regiões, Centro-Oeste e Norte, observa-se um pouco mais de heterogeneidade em relação àquelas citadas anteriormente. Pode-se concluir, portanto, que em relação às três regiões com maior participação na economia brasileira, os efeitos da política monetária devem ser adequadamente analisados pelas respostas dos PIB's regionais e PIB's dos setores das regiões.

6- REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- BLANCHARD, J. e FISCHER, S. *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, 1994.
- CHILINO, G. e DEFINA, R. *The differential regional effects of monetary policy*, *The Review of Economics and Statistics*, 1998.
- CHUNVICHITRA, P., TEBALDI, E., SILVEIRA, R. P. Efeitos Setoriais Diferenciados de Política Monetária no Brasil entre 1990 e 1999, Encontro Nacional de Economia Política, 6, 2001, Fortaleza, Anais., Fortaleza: SBEP, junho de 2001, CD-ROM.
- DICKEY, D. A. e FULLER, W. A. *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root*, *Econometrica*, v. 49, p.1057-72, 1981.
- GUJARATI, Damodar N. *Basic Econometrics*, 3.ed., USA: McGraw Hill, 1995.
- HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- HARVEY, A. C. *The Econometric Analysis of Time Series*, The MIT Press, 1990.
- KASHYAP, Anil K. e STEIN, Jeremy C. *The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets* Carnegie: Rochester Conference Series on Public Policy, 42, 1995.
- LAURENCE, B., MANKIW, N. G. e ROMER D. *The new Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off*. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998.
- RAO, B. Bhaskara. *Cointegration for the applied economist*. St. Martin's Press, 1994.
- ROBERT E, Lucas, Jr. *Expectations and the neutrality of money*. *Journal of Economic Theory*, v.4, april, p. 103-124, 1972.
- ROMER, Cristina e ROMER David. *Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz*, NBER working Paper Series, n.º 2966, 1989
- ROMER, David *Advanced Macroeconomics*. USA: McGraw-Hill 1996.
- SILVA, A. B. e MÉRIDA, H. *Produto Interno Bruto por Unidade da Federação 1985-1999*, Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Texto para Discussão, n. 677).