

# **Efeitos setoriais diferenciados da política monetária no Brasil entre 1990 e 1999**

Pichai Chumvichitra\*

Edinaldo Tebaldi\*\*

Rogério Pinheiro Silveira\*\*

## **Resumo**

Este trabalho examina os efeitos da política monetária entre os setores da economia brasileira – industrial, agropecuário e serviços. As funções de respostas impulsa do vetor-regressivo estimado mais expressam o setor industrial e o setor serviços como os principais que respondem negativamente às variações de política monetária, e bem aproxima a resposta do PIB brasileiro. A versão do nível setorial desse modelo é estimada e usada para mostrar a evidência sobre os canais de política monetária.

Palavras chave: Abordagem neoclássica, abordagem neokeynesiana, modelo VAR.

## **1 - Introdução**

A literatura apresentada nos manuais de economia, em sua grande maioria, discute os impactos da política monetária considerando que todas as atividades econômicas respondem de maneira similar à choques monetários.

Porém, intuitivamente, pode-se questionar tal assertiva, já que ao se analisar a trajetória do PIB setorial observa-se comportamentos diferenciados ao longo do tempo. Os dados (trimestral) coletados para o Brasil entre 1990.I e 1999.II apontam, conforme a tabela 1, que o setor serviço apresenta o menor coeficiente de variação (0,08) ao longo do período analisado. Por sua vez, o setor industrial apresenta o maior coeficiente de variação (0,087) seguido do setor agropecuário (0,083).

Essas estatísticas indicam que o setor industrial foi mais afetado pelos choques que ocorreram nesse período, enquanto o setores serviço e agropecuário não responderam na mesma magnitude às perturbações.

É sabido que a implementação do 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.

Essas informações reforçam que, em uma das hipóteses, o comportamento do PIB dos diferentes setores é afetada de forma também diferenciada pela política econômica. Por sua vez, a economia acadêmica mostra que a atividade econômica pode ser afetada por vários fatores, dentre os quais se destacam as variáveis da política monetária, como taxa de juros e oferta de moeda. Desse modo, tendo em vista o comportamento distinto do PIB setorial, a questão na qual a política monetária tem efeitos diferenciados entre os setores da economia não pode ser desprezada.

Tabela 1: Coeficiente 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 .

Assim, esse trabalho se propõe a analisar como o PIB dos setores agrícola, industrial e de serviços, do Brasil, responderam à condução da política de juros e da oferta de moeda na década de 90. A hipótese que será testada é de que esses setores respondem de maneira diferenciada à política monetária, ou seja, as elasticidades dos PIB setoriais em relação as variáveis de política monetária são diferentes.

O trabalho está organizado da seguinte forma: na seção 2, examina-se brevemente a literatura sobre o tema, enfocando as explicações dada pelas escolas neoclássica e neokeynesiana 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 análises estatísticas e a metodologia utilizada para avaliar a hipótese em questão; na seção 4, é apresentado o modelo utilizado e os resultados da análise econométrica e; na seção 5, 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, como produto e emprego. Avanços recentes na teoria econômica, principalmente no campo da macroeconomia, fornecem novas explicações para o comportamento dessas variáveis, alicerçados nos microfundamentos. Conquanto, ainda é controversa as conclusões de que se a política monetária tem efeito sobre as variáveis reais da economia e, se tem, como se dá a transmissão (Romer, 1996).

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

Porém, trabalhos empíricos da década de 70 encontraram evidências contrárias à teoria keynesiana. Os críticos do modelo keynesiano, principalmente os neoclássicos, 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 (Ball et al, 1988).

Em 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 em rigidez real de preços e salários, que se constitui numa resposta incorreta, já que a teoria keynesiana depende da rigidez nominal. A fragilidade das respostas geraram altos custos para a escola keynesiana e permitiu ganho de espaço acadêmico pela escola neoclássica (Ball et al, 1988).

Do lado neoclássico, o trabalho de Lucas (1972) teve como principal mérito analisar a economia a partir de novos conceitos, incorporando os microfundamentos 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 neoclássicos, pesquisas recentes da escola Nekeynesiana

geraram modelos no qual os agentes, otimizando sua 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 microfundamentos econômicos.

A seguir se esboçará, concisamente, os principais pontos da visão Neoclássica e Neokeynesiana para a problemática em questão.

## 2.1 - Abordagem Neoclássica

A análise dos efeitos da política monetária nas variáveis reais da economia é largamente encontrado na produção da escola neoclássica. 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 os propósitos do trabalho, será analisado a seguir o “modelo de informação imperfeita”, devido ao trabalho de 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 reflete uma mudança 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, de outro lado, uma mudança nos preços agregados faz com que o produto ótimo fique inalterado (Romer, 1996).

O modelo é construído a partir da seguintes equações e definições:

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

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 estima-o dado a observação de  $p_i$ . Uma vez estimado  $r_i$ , o produtor produz tão quanto ele estimasse como certo, tal como a equação abaixo:

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

onde:  $\gamma > 1$  e  $\ell_i$  = quantidade produzida.

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:

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

Substituindo (3) em (1) tem-se:

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

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 chega-se a:

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

A expressão (6) é a curva de oferta de Lucas. Por sua vez, 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, depois de algum algebrismo obtém-se:

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

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

A partir das equações do modelo, 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 é não observada, cada produtor estará supostamente melhor na mesma proporção que o aumento na demanda pelo seu produto reflete um choque nos preços relativos. Consequentemente, 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 Neokeynesiana

Os recentes progressos na teoria neokeynesiana, em contraste dos modelos Keynesianos da década de 70, advém de duas inovações na modelagem: a introdução da concorrência imperfeita e uma maior ênfase na rigidez do preço ao invés da rigidez dos salários. Essa modelagem permite estabelecer o ponto onde a rigidez nominal pode resultar de uma escolha ótima dos agentes num ambiente de concorrência imperfeita. As principais hipóteses do modelo neokeynesiano, segundo Ball et al (1988), 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, sobre 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:* sobre concorrência perfeita, 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, sobre concorrência imperfeita, um preço maior sempre implica em vendas menores. Com relação a maximização de lucros e a 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:* - neokeynesianos 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 as 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 choque, é empurrado para abaixo 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 contracíclico:* 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 contracíclico*: 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, têm-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 custo sobre a economia; isto é, a rigidez tem grandes custos para as firmas e trabalhadores que as criam, mas esses são excedidos pelos custo de reduzir rigidez; ii) a rigidez tem pequenos custos privados, e assim pequenas fricções são suficiente par cria-los, mas externalidades da rigidez impõe maior custo sobre a economia. Quanto ao custo menu, pode-se dizer que as firmas tomam o conveniente atalho de infrequentemente rever e mudar preços, o que resulta menor perda nos lucros . Assim, as firmas tem menos incentivos para eliminar atalhos, mas externalidades fazem os efeitos macroeconômicos maiores.

### ***O modelo Neokeynesiano***

Aqui será analisado o modelo construído por Ball, Mankiw e Romer (1988). Nessa formulação assume-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 no 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 devida a 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  $\theta_i$  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 que maximizam o lucro (equivalente a minimização dos custos) da firma:

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

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

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

- i o intervalo de mudança 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 freqüentes nos seus preços nominais;
- ii se a variância dos preços e dos choques é também elevada, a firma maximiza 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, 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.

## **2.3 - Comentários sobre abordagem Neoclássica e Neokeynesiana**

Comparando as conclusões dos modelos, observa-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 neokeynesiano ele é fator importante para tal.

Os modelos analisados acima mostraram que as variáveis reais da economia podem ser afetadas pela política monetária. Entretanto, não fizeram nenhuma observação de como os diferentes setores da economia respondem aos choques, ou seja, assumiram que a resposta é simétrica entre os setores.

Porém, essa hipótese parece ser pouco realista, já que a estrutura, quer seja econômica, de informações, de acesso ao sistema bancário e a crédito, dentre outros, é diferenciado entre 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 será apresentado o modelo de análise e os dados utilizados afim de testar a hipótese desse trabalho, já destacada anteriormente.

## **3 - Metodologia e dados utilizados**

### *3.1 - Discussões metodológicas*

O pressuposto básico para a estimação de variáveis de séries temporais é a estacionariedade da série. A hipótese de estacionariedade requer que a série apresente média e variância finitas e constante ao longo do tempo, além da independência dos

valores em diferentes períodos de tempo.

Assim, para utilizar o instrumental estatístico padrão é necessário aplicar o teste de raiz unitária na série. Caso esta apresente raiz unitária (a série é não estacionária), temos um processo auto-regressivo 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, porém, apresentam estimadores inconsistentes.

O procedimento utilizado para a correção de uma série não estacionária é 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 é o Dickey-Fuller aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey & Fuller (1981). Ele 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. O teste verifica a significância das estatística  $\tau$  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, independente de sua posição de equilíbrio 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 em seguir uma mesma tendência ao longo do tempo. Dessa forma, a função é estável se as variáveis que a explicam forem cointegradas.

### *3.2 - Dados utilizados*

O estudo utiliza dados trimestrais do PIB dos setores agropecuário, industrial e serviços, os indicadores monetários M2 e taxa de juros e o nível de preços relativos de cada setor citado acima.

Os dados referem-se à economia brasileira e compreendem o período de 1990.1 a 1999.2, em termos de suas médias trimestrais. Os dados estão na forma de índices com base “média de 1990=100”.

As informações sobre o PIB setorial foram obtidas do IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas. Os indicadores monetários foram obtidos junto ao Boletim do Banco Central do Brasil e o nível de preços da Revista Conjuntura Econômica.

Por sua vez, calculou-se o preço relativo de cada setor da seguinte forma:

$$Pr_i = P_i / P$$

onde:  $Pr_i$  = preço relativo do setor  $i$ ;  $P_i$  = nível de preço do setor  $i$ ;  $P$  = nível geral de preço.

Como índice geral de preços utilizou-se o IGP-DI. Na falta de um índice de preços para o setor serviço, utilizou-se com proxy o INPC - Índice nacional de preços ao consumidor. Finalmente, todos os dados foram transformados aplicando logaritmo natural.

### 3 - Estacionaridade dos dados

Uma análise visual dos gráficos de comportamento das séries de dados utilizada (ver apêndice) apontam que as variáveis analisadas não são estacionárias em nível. Então, aplicou-se o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e obteve-se os resultados apresentados na tabela 2.

Tabela 2: Resultados do Teste de Dickey-Fuller aumentado

Variável	ADF	$\Phi 2$	$\Phi 3$
Y1	-4,75	-	-
Y2	-2,62	-	-
Y3	-2,09	-	-
P1	-2,69	-	-
P2	-3,34	-	-
P3	-2,48	-	-
J	-3,38	-	-
M2	-2,86	-	-
$\Delta(Y1)$	-7.09	24.29	11.32
$\Delta(Y2)$	-6.46	8.54	4.03
$\Delta(y3)$	-6.18	9.10	2.34
$\Delta(p1)$	-4.83	7.61	3.66
$\Delta(p2)$	-5.63	12.55	6.18
$\Delta(p3)$	-3.80	7.11	3.39
$\Delta(j)$	-4.87	15.83	7.90
$\Delta(m2)$	-3.44	17.00	5.92
Valores críticos*			
1%	-4.24	7.31	5.18

5%	-3.54	4.08	3.23
----	-------	------	------

Fonte: Resultados fornecidos pelo programa Eviews 3.0.

\* Valores críticos tabelados por MacKinnon para rejeição da hipótese de raiz unitária.

$\Delta$  = primeira diferença

Os resultados do teste de Dickey -Fuller aumentado mostram que os dados não são estacionários em nível. Por sua vez, quanto se testa para primeira diferença, com exceção da variável M2, as séries são estacionárias e tem ordem de integração igual a 1, ou melhor, tem distribuição  $I(1)$ .

Como a variável m2 não apresenta suporte estatístico para ser estacionária em primeira diferença, e como as variáveis só podem ser cointegradas se tiverem a mesma ordem de integração, essa variável não será utilizada na estimação do modelo.

#### 4 – Especificação do Modelo e Estimação

##### 4.1- O Modelo

O trabalho abordará o comportamento dinâmico de um vetor ( $Z_t$ ) de covariância estacionária  $n \times 1$ .

$Z_t = \{ \Delta y_{1,t}, \Delta y_{2,t}, \Delta y_{3,t}, \Delta p_j / \Delta p, j \}$ , onde:

$\Delta y_{1,t}$  = Índice da taxa de crescimento do setor agropecuário;

$\Delta y_{2,t}$  = Índice da taxa de crescimento do setor industrial;

$\Delta y_{3,t}$  = Índice da taxa de crescimento do setor serviços;

$\Delta p_j / \Delta p$  = índice de preços relativos do setor  $j$ ;

$j$  = taxa de juros selic;

$\Delta$  = indica variável em primeira diferença.

A dinâmica de  $Z_t$  é representada por um vetor auto-regressivo (VAR):

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

Onde:  $C(L) = A^{-1} B(L)$  que representa um lag polinomial de ordem infinita e  $U_t = A^{-1} e_t$  descreve a relação entre os resíduos da forma reduzida do modelo e os resíduos da estimativa do modelo. Por definição,  $U_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$ .

##### 4.2 - Resultados

As tabelas a seguir sumarizam os resultados da estimação do modelo especificado acima para os setores agropecuário, industrial e serviços. Destaca-se que

para os propósitos desse trabalho o valor do  $R^2$  ajustado não é fundamental, já que o objetivo é determinar as elasticidades e não uma equação de determinação do produto dos diferentes setores da economia.

A tabela 3 apresenta os dados da estimação de uma equação onde o produto dos diferentes setores e regressado em relação a taxa de juros. A tabela 4 mostra os dados da estimação de uma equação onde o produto setorial e regressado em relação ao seu preço relativo.

Tabela 3: Elasticidade do produto setorial a taxa de juros(J)

Variável Dependente	C	$\Delta J(-1)$	$\Delta J(-2)$	$R^2$ ajustado
$\Delta y_1$	0.0023	0.0023	0.0017	-0.036
$\sigma$	(0.0044)	(0.0029)	(0.0027)	
t	0.526	0.786	0.645	
$\Delta y_2$	0.0031	-0.0017	-0.0054	0.185
$\sigma$	(0.0028)	(0.0019)	(0.0017)	
t	1.091	-0.916	-3.118*	
$\Delta y_3$	0.0034	-0.0019	-0.0018	0.084
$\sigma$	(0.0016)	(0.0011)	(0.0010)	
t	2.131*	-1.766**	-1.831**	

\* = Coeficiente significativo a 5%

\*\* = Coeficiente significativo a 10%

Tabela 4: Elasticidade do produto setorial em relação ao preço relativo

Variável	C	$\Delta P_i(-1)$	$\Delta P_i(-2)$	$R^2$ ajustado
$\Delta y_1$	0.0032	0.0347	-0.0232	-0.056
$\sigma$	(0.0044)	(0.0980)	(0.0874)	
t	0.716	0.354	-0.265	
$\Delta y_2$	0.0027	-0.0784	0.4276	0.073
$\sigma$	(0.0031)	(0.2138)	(0.1974)	
t	0.868	-0.367	2.167**	
$\Delta y_3$	0.0026	-0.0456	-0.0926	0.007
$\sigma$	(0.0016)	(0.0814)	(0.0811)	
t	1.629	-0.561	-1.142	

\*\* = Coeficiente significativo a 10%

Os testes estatísticos apontam que a hipótese do presente trabalho se verifica,

pois as elasticidades do produto dos diferentes setores são diferenciadas. Como era também esperado, a política monetária tem efeitos no produto de forma defasada. Constatou-se também que o lag de defasagem é igual a 2.

Os dados da tabela 3 e 4 indicam que produto do setor agropecuário( $y_1$ ) não responde à mudanças nas variáveis independentes Juro(J) e Preço relativo( $P_1$ ), já que seus coeficientes são estatisticamente iguais a zero.

Já o produto do setor industrial( $y_2$ ) responde de forma defasada, sendo que a relação é negativa com a taxa de juros(J) e positiva com o nível de preços relativos ( $P_2$ ), conforme se esperava inicialmente.

O produto do setor serviços( $y_3$ ) responde também de forma defasada e sua relação é negativa com a taxa de juros (relação também esperada). Conquanto, não é sensível aos preços relativos( $P_3$ ), pois o coeficiente dessa variável é estatisticamente igual a zero.

Constata-se também que a elasticidade juro do produto, tanto do setor industrial quanto do serviço, é muito pequena, indicando que a política de juros pouco afeta a taxa de crescimento do produto desses setores.

De outro lado, a elasticidade preço relativo do produto industrial é elevada, já que a mudança de 1% nos preços relativos implica em mudança de 0,43% na taxa de crescimento do produto desse setor.

O fato da taxa de juros e dos preços relativos não terem efeitos sobre o produto do setor agropecuário não é uma surpresa, pois a estrutura de funcionamento desse setor é particularmente diferente dos demais setores da economia. O produtor rural, por exemplo, quando decide plantar depara-se com um conjunto de informações sobre a economia, tal como preço e situação monetária. Após realizada a plantação, mesmo que ocorram mudanças na condução da política econômica ou no nível de preços, ele não tem como “decidir” alterar a produção. Logo, o produto do setor agropecuário é determinado pelo comportamento das variáveis no longo prazo, e choques de curto prazo não afetam seu desempenho.

Quanto a elasticidade juro dos setores industrial e serviços serem muito baixas, também não é novidade, uma vez que a produção é, principalmente, determinada pelas condições de demanda agregada da economia e não pelas decisões de política econômica.

A surpresa é que o setor serviços não responde aos preços relativos. Uma

possível explicação para tal é que a variável utilizada como proxy, para o preço do setor serviços, não incorpora todos os elementos do verdadeiro preço desse setor.

## **5 - Conclusão**

Os testes econométricos corroboram com a hipótese inicial desse trabalho, a qual sustenta que o comportamento dos PIB setoriais respondem de forma particular à política monetária, apresentando elasticidades diferenciadas. Constatou-se que a política monetária tem efeito no produto de forma defasada, sendo que o lag é de dois trimestres. A correlação entre as variáveis se mostrou coerente com a teoria, ou seja, o produto do setores industrial e serviços respondem negativamente em relação a taxa de juros. Por sua vez, o coeficiente da taxa de juros em relação ao produto do setor agropecuário é positivo, entretanto, esse é estatisticamente igual a zero. Quanto a resposta do produto do setor industrial em relação a seu preço relativo, é positiva, enquanto os coeficientes do preço relativo do setor agropecuário e de serviços é estatisticamente igual a zero.

Nesses termos, os policy-makers devem considerar as particularidades de cada setor da economia afim de que a adoção de determinada política monetária seja acompanhada de dispositivos que compensem eventuais prejuízos setoriais, decorrentes da implementação da política, e com isso não gere efeitos distorsivos na economia, uma vez que o bom funcionamento do sistema econômico depende do equilíbrio nas inter-relações setoriais.



### ***Abstract***

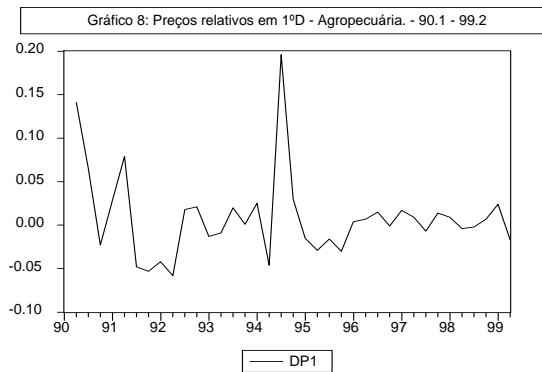
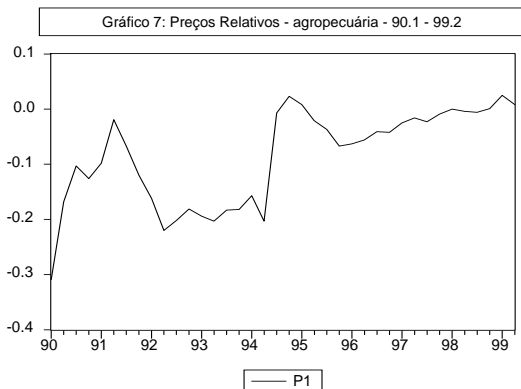
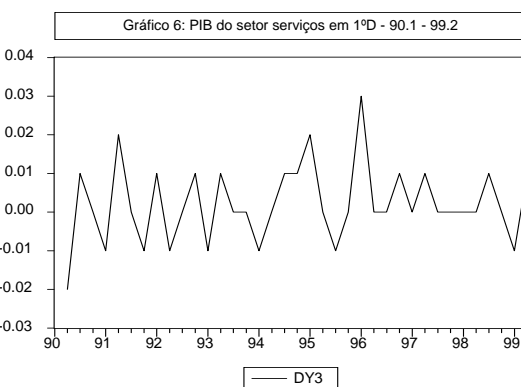
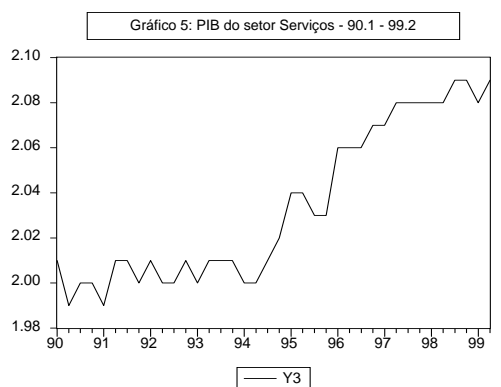
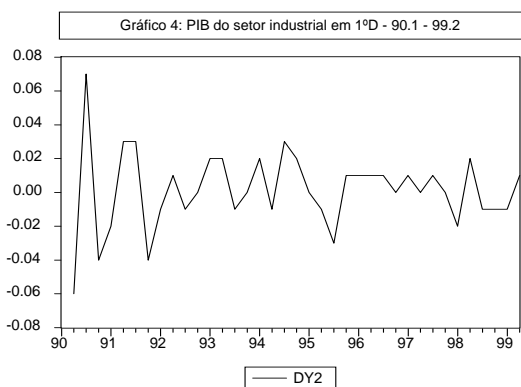
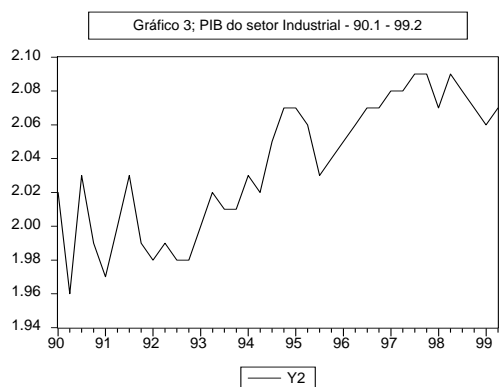
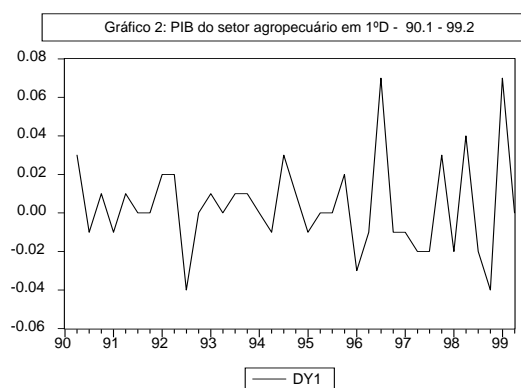
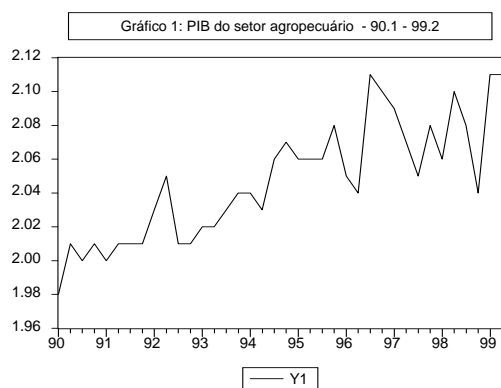
*This paper examines whether monetary policy has similar effects among Brazilian economic sectors – industrial, agricultural and service. Impulse response function from an estimated vector regression several an industrial sector and service sector as core ones that response monetary policy changes in negative ways that closely approximate the Brazilian GNP response. A sector-level version of the model is estimated used to provide evidence on the channels for monetary policy.*

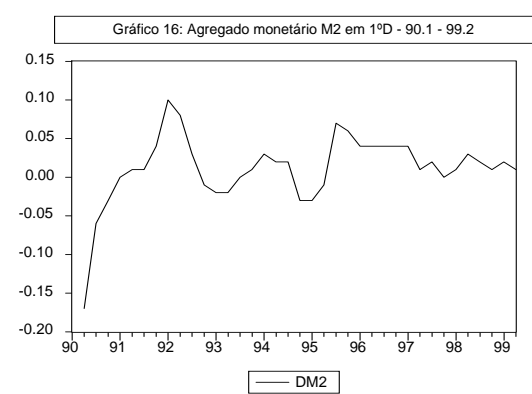
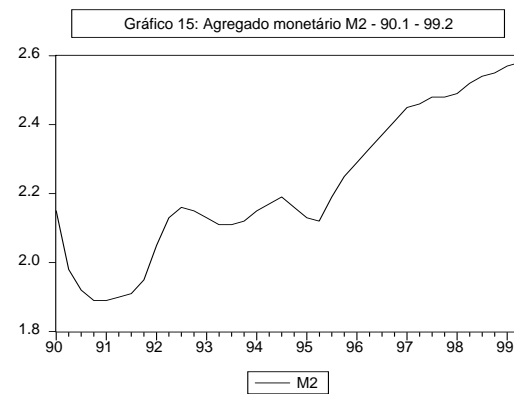
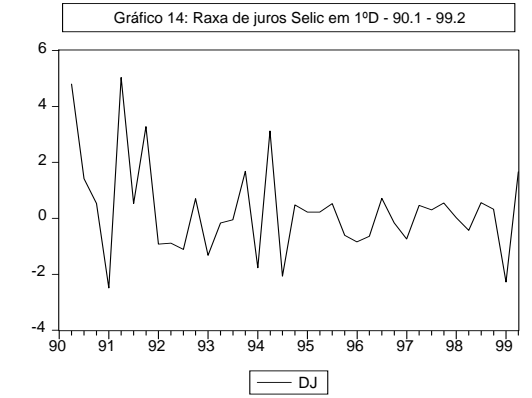
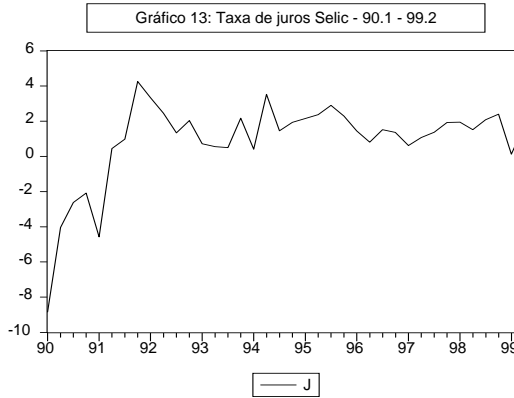
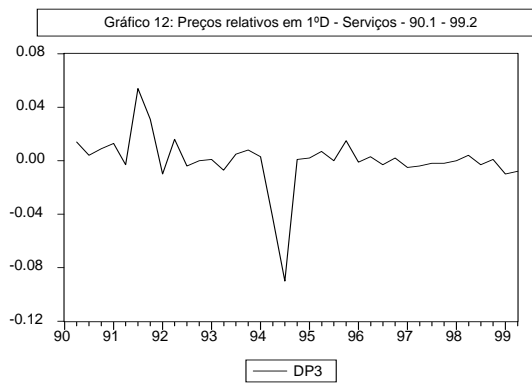
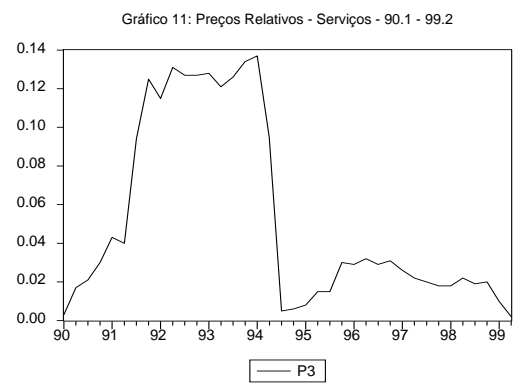
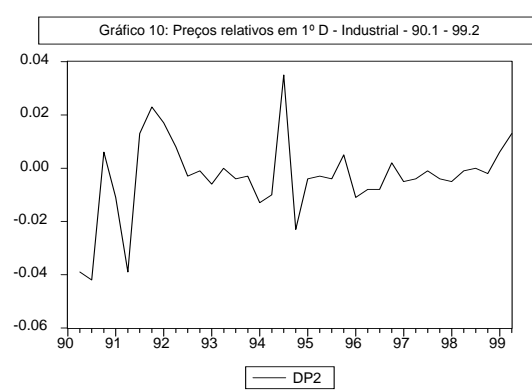
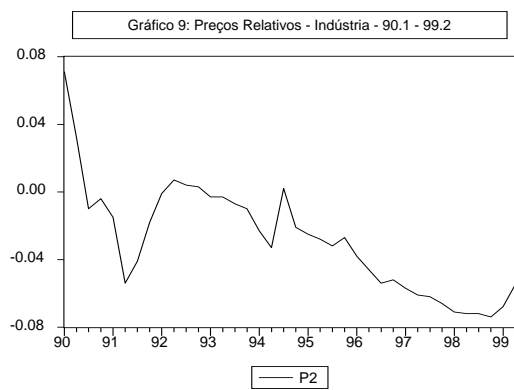
Keywords: new classics approach, new keynesian approach, VAR model.

### **BIBLIOGRAFIA**

- BLANCHARD, J e FISCHER, S (1994). **Lectures on macroeconomics**. MIT Press.
- CARLINO, G. e DEFINA, R (1998). “The differential regional effects of monetary policy”. *The Review of Economics and Statistics*.
- GUJARATI, Damodffar N. (1995). **Basic econometrics**. Ed. McGraw – Hill, USA. 3º Ed.
- LAURENCE, B., MANKIW, N. G. e ROMER D. (1998). “The new Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off”. *Brookings Papers on Economic Activity*.
- RAO, B. Bhaskara. (1994). **Cointegration for the applied economist**. St. Martin´s Press.
- ROBERT E, Lucas, Jr. “Expectations and the neutrality of money”. *Journal of Economic Theory*. vol. 4 (abril 1972), p. 103-124.
- ROMER, Cristina e ROMER David. (1989). “Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz”. NBER working Paper Series. N.º 2966.
- ROMER, David (1996). **Advanced macroeconomics**. Ed. McGraw-Hill.

## Apêndice







### Procedimentos para o teste de Raiz Unitária

Teste Dickey-fuller é empregado da seguinte forma: considerando o modelo,  $y_t = \alpha + \rho^* y_{t-1} + e_t$ , onde  $\alpha$  e  $\rho^*$  são parâmetros e  $e_t \sim N(0, \sigma)$ . Se  $\rho^*=1$ , a equação define um passeio aleatório com drift e  $y_t$  não é estacionária; se  $|\rho^*| > 1$ , a série é explosiva. Portanto, a hipótese nula para testar estacionaridade de uma série é  $H_0 : \rho^*=1$ . Assim, estima-se os modelos abaixo:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + e_t$$

e compara-se a estatística t-student do coeficiente da variável defasada ( $\rho$ ), com os valores estabelecidos por Dickey & Fuller (1981). A hipótese nula, da existência de uma raiz unitária, não poderá ser rejeitada no caso do valor da estatística t de  $\rho$  ser menor, em termos absoluto, que o valor tabelado – a um dado nível de significância.

O teste ADF (Augmented Dickey Fuller) é desenvolvido a partir da estimação por mínimos quadrados da seguinte equação:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_t + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-1} + e_t$$

As alternativas da regressão podem ser definidas a partir do uso do intercepto, da tendência ou dos dois – essas três formas de se fazer o teste ADF geram as estatísticas  $\tau$ ,  $\tau_\alpha$ ,  $\tau_t$ . O valor m da equação pode ser encontrado através da geração progressiva de regressões até o ponto em que os erros encontrados sejam não-correlacionados. Além disso, Dickey & Fuller ainda propõem o uso de testes para  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\rho = 0$  e  $\alpha$ ,  $\rho = 0$ , denominados  $\phi_2$  e  $\phi_3$ , respectivamente. O método é o mesmo do cálculo das estatística F. A fórmula básica para o cálculo dessas estatísticas é:

$$F = [(n-k)(SQR_R - SQR_{IR})]/[q(SQR_{IR})]$$

Onde n é o número de observações, k é o número de parâmetros na equação irrestrita,  $SQR_R$  é a soma dos quadrados dos resíduos na equação restrita,  $SQR_{IR}$  é a soma dos quadrados na equação irrestrita e q é o número de restrições utilizadas. Posteriormente, o valor encontrado a partir da equação acima é submetido aos valores tabelados por Dickey & Fuller (1981) de acordo com os mesmos procedimentos do teste F comum.