

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bjbfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**CHOQUES TECNOLÓGICOS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL PÓS
PLANO REAL**

Ana Luísa Gouvêa Abras

Orientadora: Prof^a. Dra. Fabiana Fontes Rocha

SÃO PAULO
2004

ANA LUÍSA GOUVÊA ABRAS

**CHOQUES TECNOLÓGICOS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL PÓS
PLANO REAL**

Dissertação apresentada ao
Departamento de Economia da
Universidade de São Paulo como
requisito para a obtenção do título de
Mestre em Economia.

Orientadora: Prof^a. Dra. Fabiana Fontes Rocha

**SÃO PAULO
2004**

Prof. Dr. Adolpho José Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Profa. Dra. Elizabeth Maria Mercier Querido Farina
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Naércio Aquino Menezes Filho
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

Dissertação defendida e aprovada no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Economia, pela seguinte banca examinadora:

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP

Abras, Ana Luísa Gouvêa

Choques tecnológicos e política monetária no Brasil pós Plano Real
/ Ana Luísa Gouvêa Abras. -- São Paulo, 2004.
66 f.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2004
Bibliografia.

1. Política monetária 2. Análise de séries temporais I. Faculdade de
Economia, Administração e Contabilidade da USP II. Título.

CDD – 332.46

AGRADECIMENTOS:

À Professora Fabiana Fontes Rocha, que aceitou orientar e discutir este trabalho.

Ao financiamento da FIPE.

À banca de qualificação Prof. Carlos Eduardo Soares e Prof. Denisard Alves, pelas sugestões.

Aqueles que ajudaram diretamente neste trabalho Camila, Rodrigo e Fabiana e indiretamente de outras formas, Bruno e Bernardo.

Aos Professores do IPE que contribuíram na minha formação Naércio Menezes, Vera Fava e Eliana Cardoso.

Às secretárias da Pós Bete, Márcia e Valéria, pela ajuda e eficiência.

A minha família Michel, Rosa e Letícia, pelo apoio.

RESUMO

Neste trabalho procuramos avaliar em que medida a resposta do Banco Central do Brasil e suas implicações para a taxa de juros real e inflação a uma fonte específica de flutuação - choques tecnológicos – pode ser considerada ótima segundo um modelo padrão de ciclos de negócios com preços rígidos e uma regra simples de política monetária. Para tanto, fornecemos evidência acerca da resposta da economia a choques estruturais através da estimação de um vetor autoregressivo identificado a partir de relações derivadas da teoria econômica (SVAR). Os resultados do exercício empírico indicaram que, a despeito do modelo estrutural do Banco Central não considerar explicitamente a presença de choques de oferta, a resposta a estes se conforma a definição de otimalidade da Nova Síntese Neoclássica e garante a supressão das expectativas inflacionárias.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	9
LISTA DE FIGURAS.....	10
1.INTRODUÇÃO	11
2. REFERENCIAL TEÓRICO	
2.1 A Nova Síntese Neoclássica	14
2.2 O Papel da Política Monetária.....	13
2.3 Modelo	19
2.4 Regras Monetárias.....	23
2.5 Resultados na Literatura Internacional e Breve Revisão para o Brasil....	27
3. EXERCÍCIO EMPÍRICO	32
4. CONSIDERAÇÕES FINAIS	42
REFERÊNCIAS	44
ANEXO 1.....	48
ANEXO 2.....	52
ANEXO 3.....	54
ANEXO 4.....	58
ANEXO 5.....	62

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 Testes de Raiz Unitária

Tabela 3.2 Decomposição da variância 1999/2004

Tabela 3.3 Decomposição da variância 1995/1998

Tabela 4.1 Parâmetros Calibrados

Tabela 4.2 Teste LM de Autocorrelação

Tabela 4.3 Teste White de Heterocedasticidade

Tabela 4.4 Critérios de informação para escolha do Lag no VAR

Tabela 4.5 Teste LM de Autocorrelação

Tabela 4.6 Teste White de Heterocedasticidade

Tabela 4.7 Critérios de informação para escolha do Lag no VAR

Tabela 5.1 Teste Chow de quebra em 1999:01

Tabela 5.2 Teste LM de Autocorrelação

Tabela 5.3 Teste White de Heterocedasticidade

Tabela 5.4 Critérios de informação para escolha do Lag no VAR

Tabela 5.5 Decomposição da Variância 1995/2004

LISTA DE FIGURAS

- Figura 2.1 Resposta da taxa de juros real**
- Figura 2.2 Resposta da taxa de juros nominal (RT)**
- Figura 2.3 Resposta da taxa de juros nominal (RTSG)**
- Figura 2.4 Resposta da taxa de juros nominal (IF)**
- Figura 3.1 Resposta ao impulso (1995-1998)**
- Figura 3.2 Resposta ao impulso (1999-2004)**
- Figura 4.1 Autocorrelação dos resíduos**
- Figura 4.2 Coeficientes recursivos- Equação da inflação**
- Figura 4.3 Coeficientes recursivos- Equação da taxa de juros real**
- Figura 4.4 Autocorrelação dos resíduos**
- Figura 4.5 Coeficientes recursivos- Equação da inflação**
- Figura 4.6 Coeficientes recursivos- Equação da taxa de juros real**
- Figura 5.1 Resposta ao impulso (1995-2004)**
- Figura 5.2 Autocorrelação dos resíduos**
- Figura 5.3 Coeficientes recursivos- Equação da inflação**
- Figura 5.4 Coeficientes recursivos- Equação da taxa de juros real**

1. INTRODUÇÃO

A literatura econômica, desde o final dos anos oitenta, tem apresentado um recrudescimento do interesse acerca da política monetária com ênfase na análise teórica das metas e práticas dos Bancos Centrais. Segundo Clarida *et alli* (1999), depois de um período de foco dos estudos em fatores não monetários do ciclo de negócios, os trabalhos empíricos retomaram a noção de que a política monetária pode influenciar o curso de curto prazo da economia real. O centro do debate se deslocou da relevância da condução da gestão macroeconômica e seus efeitos sobre a demanda agregada para a quantificação dos seus efeitos e o desenho de políticas ótimas. Um dos motivos apontados pelos autores para tal mudança seria o aperfeiçoamento dos modelos teóricos utilizados para avaliação da política monetária, com a incorporação de técnicas de equilíbrio geral dinâmico juntamente com a admissão de alguma forma de fricção que proporcione a não-neutralidade, geralmente rigidez nominal de preços.

O objetivo deste trabalho é avaliar em que medida um modelo padrão de ciclos de negócios com preços rígidos e uma regra simples de política monetária pode explicar a resposta do Banco Central e, suas implicações para a taxa de juros real e inflação, a uma fonte específica de flutuação: choques tecnológicos. Para tanto, fornecemos evidência acerca da resposta da economia a choques estruturais através da estimação de um vetor autoregressivo identificado a partir de relações derivadas da teoria econômica (SVAR), conforme inicialmente proposto por Blanchard e Quah (1989).

Os efeitos das mudanças tecnológicas se tornaram um assunto relevante na discussão de política econômica na última década, haja vista a extraordinária performance da economia americana associada ao fenômeno da “nova economia” (Galí 2000). Do ponto de vista teórico, o desenvolvimento de Modelos de Ciclos Reais de Negócios (RBC) que advogam o papel dos choques tecnológicos como causa preponderante das flutuações econômicas ensejam a questão de como a autoridade monetária deve reagir a mudanças nas possibilidades de produção da economia.

No Brasil, desde a abertura econômica e as reformas implementadas na década de noventa, foram observados também sensíveis ganhos de produtividade (Sabóia e Carvalho, 1997). Temos no entanto que, como argumentado por Kanczuk(2003), o modelo estrutural utilizado pelo Banco Central do Brasil não toma em consideração os efeitos de choques de oferta, o que leva a estimativas viesadas de seus parâmetros. Buscaremos, portanto, identificar e avaliar a resposta do Banco Central aos choques presentes na economia sob uma perspectiva até então pouco estudada.

O presente trabalho consiste em três capítulos: no primeiro apresentamos um modelo macroeconômico “novo-keynesiano” padrão que racionaliza a escolha do instrumento de política monetária através de uma “regra ótima” , uma do tipo “regra de Taylor” e uma regra de meta para a previsão da inflação. Calibramos o modelo e apresentamos as funções de resposta ao impulso, entendido aqui como o choque tecnológico. No segundo, expomos o método econométrico e estimamos o vetor autoregressivo estrutural em que impomos as restrições de longo prazo dadas pela teoria: obtemos assim as funções

resposta ao impulso empíricas. Por fim, reportamos e interpretamos os resultados no terceiro capítulo.

Os resultados encontrados sugerem que a resposta aos choques analisados se conforma a definição de otimalidade do modelo teórico adotado e garante a supressão das expectativas inflacionárias. Diante um choque positivo de produtividade observamos uma elevação da taxa de juros real de forma a evitar pressões excessivas da demanda agregada e aumento de preços. Acreditamos, portanto, que para o período analisado, a resposta aos choques estudados não pode ser considerada a causa principal do não cumprimento da meta de inflação. Outros choques, externos ou de demanda, possivelmente pesaram neste sentido.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 A Nova Síntese Neoclássica

O modelo apresentado constitui uma versão simplificada de Calvo (1983) e pertence à uma geração recente de modelos de ciclos de negócios referida por Goodfriend and King (1997) como a Nova Síntese Neoclássica (NSN). Esta integra elementos Keynesianos como competição imperfeita e rigidez de preços à metodologia de equilíbrio geral dinâmico associada aos modelos RBC. O modelo resultante tem sido usado para analisar as ligações entre moeda, inflação e o ciclo de negócios, além de servir para avaliação de políticas monetárias alternativas (Clarida *et alli*, 1999).

Os modelos RBC, de forma geral, interpretam o conjunto das flutuações agregadas como consistentes com um equilíbrio competitivo de um modelo neoclássico de crescimento aumentado com uma escolha entre lazer/trabalho e choques tecnológicos exógenos. O apelo teórico e sucesso empírico em replicar algumas características dos dados são consideradas as razões principais para a ampliação de estudos relacionados aos ciclos reais a partir da década de 80. Temos, no entanto, que nesse tipo de modelagem as variáveis reais evoluem em larga medida, mesmo no curto prazo, independentes da política monetária adotada. Este fato torna os modelos RBC pouco atraentes para os formuladores de políticas, sendo aqueles atualmente ainda pouco utilizados pelos Bancos Centrais (Galí, 1999).

O aparecimento de uma Nova Síntese Neoclássica a partir da década de 90 procura suprir a aparente limitação citada acima através da introdução de *insights* keynesianos em uma estrutura de modelos de equilíbrio geral dinâmico. A hipótese de rigidez nominal de preços adotada constitui a principal fonte de não neutralidade monetária, enquanto a competição imperfeita garante a existência de um *markup* positivo, com firmas acomodando pequenas variações na demanda com alteração na quantidade produzida sem mudanças de preços. Sumarizamos a seguir os principais desenvolvimentos, características e resultados da NSN (Galí, 2002a) (Galí, 2002b) (Galí, 1999) e o papel da política monetária que pode ser daí derivado (Goodfriend e King, 1997) (Goodfriend e King, 2001).

Os modelos da NSN adotam de forma definitiva a abordagem do equilíbrio geral dinâmico. O comportamento individual otimizador dos consumidores e firmas e o *market-clearing* fornecem as condições de equilíbrio das variáveis agregadas. Embora guarde pouca semelhança com os modelos neoclássicos originais, a Nova Síntese também se conforma a agenda de pesquisa proposta por Lucas (1980) segundo a qual:

“need to test them (models) as useful imitations of reality by subjecting them to shocks for which we are fairly certain how the actual economies or parts of economies would react. The more dimensions on which the model mimics the answers actual economies give to simple questions, the more we trust its answers to harder questions” (Lucas, 1980)

A natureza do fenômeno inflacionário na Nova Síntese é *forward looking*. Como as firmas enfrentam restrições para ajustar preços, no momento de realizar os ajustes são consideradas as expectativas em relação aos custos, condições da demanda e política monetária futura. Esta característica aparece claramente na “Nova Curva de Phillips”. Trabalhos recentes têm questionado a validade empírica desta modelagem, o que levou alguns autores a estimarem uma versão híbrida da Curva de Phillips incluindo inflação defasada e futura como variáveis dependentes (Galí e Gertler,1999). Os resultados encontrados para os Estados Unidos e países da Europa indicam que, embora significativa, a inflação defasada possui pouca importância quantitativa. Daí a “Nova Curva de Phillips” representar uma boa aproximação da realidade (Goodfriend e King,2001).

O conceito de *gap* do produto possui um papel importante e, contrariamente às medidas empíricas construídas na literatura de inflação e política monetária, possui definição teórica precisa: desvio em relação ao produto de equilíbrio que ocorreria caso não houvesse rigidez na economia. Este *gap* constitui uma variável relevante a que deve responder a política monetária e está relacionado à dinâmica da inflação.

A Nova Síntese herda da literatura RBC a preocupação com o papel dos fatores reais no ciclo de negócios. A evolução das variáveis sob a hipótese de flexibilidade total de salários e preços - a taxa “natural” de produto e de juros- dados os fatores reais representa um conceito fundamental para os modelos utilizados, constituindo um equilíbrio *virtual* da economia que ocorreria caso preços e salários não fossem rígidos.

O comportamento do Banco Central é geralmente modelado como uma regra de política monetária seguindo a proposta de Taylor (1993). Desta forma, a NSN se interessa pelo componente endógeno das políticas adotadas e seu papel em determinar a resposta das variáveis do modelo aos choques exógenos. Esta metodologia é compatível empiricamente, como veremos na Seção seguinte, com a análise de séries temporais e identificação de choques em VAR.

A literatura de política monetária vinha se concentrando nos efeitos para a economia de choques no crescimento da moeda e na taxa de juros. Estudos recentes, no entanto, têm mostrado que os choques monetários possuem efeitos significativos, porém, contribuem pouco na variabilidade total do ciclo de negócios (Christiano *et alli*,1998). Tal fato justifica o interesse da Nova Síntese no componente endógeno das políticas e os efeitos de outros tipos de choques advindos de fenômenos considerados mais primitivos – choques tecnológicos, de preferências, de preços relativos, de gastos do governo e taxaçoão etc...

2.2 O papel da política monetária

O arcabouço teórico da NSN propõe um conjunto de conclusões a respeito do papel da política monetária. Primeiro, temos que devido ao ajuste gradual de preços, as ações do Banco Central possuem efeitos importantes na economia real, que podem perdurar por vários anos.

Segundo, embora o produto seja determinado a cada período pela demanda agregada, a política monetária deve respeitar em média os determinantes reais da economia. Não há um *trade-off* de longo prazo entre uma taxa baixa de inflação e a atividade real. O *markup* é minimizado com a inflação próxima a zero e a instabilidade do nível geral de preços causa distorções reais na economia e flutuações ineficientes do produto e emprego agregados (Woodford, 2002) (Goodfriend e King, 1997).

Terceiro, vêm do item anterior que há ganhos em reduzir a inflação, sob a forma de melhora na eficiência das transações e menores distorções de preços relativos e *markup*. A Nova Síntese propõe que o Banco Central se guie através de uma política monetária *neutra*, definida como aquela que mantém o produto no seu valor potencial em um ambiente de preços estáveis.

Como veremos a seguir, na presença da política *neutra* ou *ótima* a autoridade monetária acomoda choques de oferta que alteram o valor do produto de equilíbrio, sendo que a

resposta da economia segue os resultados de um modelo RBC tradicional de competição imperfeita com preços flexíveis (Goodfriend e King, 1997).

2.3 Modelo

Apresentamos a seguir as principais equações log-linearizadas do modelo utilizado¹. As variáveis estão expressas em desvios percentuais em relação ao equilíbrio de longo prazo.

A IS dinâmica pode ser derivada das condições de ótimo de um problema padrão do consumidor representativo, impondo-se a condição de *market-clearing* de produto igual ao consumo e gastos do governo:

$$y_t = -1/\sigma(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - rr) + E_t\{y_{t+1}\} + (1 - \rho_g)g_t \quad (1)$$

onde y_t denota o log do produto agregado, r_t a taxa nominal de juros, π_t a taxa de inflação entre t e $t+1$, $rr \equiv -\log \beta$ representa a taxa real de juros de estado estacionário, β o fator de desconto, σ o coeficiente de aversão ao risco e g_t os gastos governamentais, ou de forma mais geral, um componente exógeno da demanda agregada. Como esperado, esta curva relacionado o produto corrente inversamente com a taxa de juros real e positivamente com o produto futuro. Um aumento da taxa de juros real diminui a

¹ Uma apresentação mais detalhada pode ser encontrada no Anexo 1, em Galí *et alli* (2003) ou Campos (2003). Nosso objetivo é mostrar os fundamentos do modelo em que se baseia o exercício e não discutir suas hipóteses.

demanda agregada - e o produto corrente – através da substituição intertemporal do consumo.

O problema das firmas segue uma concorrência monopolística. Cada firma possui uma demanda isoelástica pelo seu produto e toma as trajetórias das variáveis agregadas como dadas. Admitindo que todas as firmas ajustem preços otimamente a cada período, o markup é comum entre as firmas, constante no tempo e igual a $\varepsilon/\varepsilon-1$, onde ε é a elasticidade preço da demanda. Assim, $mc_t = \log(\varepsilon - 1/\varepsilon) \equiv mc, \forall t$ onde mc_t é o custo marginal. Sob a hipótese de preços flexíveis, o processo de equilíbrio do produto, taxa real de juros esperada e emprego são independentes da política monetária e dados respectivamente por:

$$y_t^* = \gamma + \psi a_t + \psi_g g_t \quad (2)$$

$$rr_t^* = rr + \sigma \rho \psi \Delta a_t + \sigma (1 - \psi_g) (1 - \rho_g) g_t \quad (3)$$

$$n_t^* = \gamma + (\psi - 1) a_t + \psi_g g_t \quad (4)$$

onde a produtividade $a_t \equiv \log(A_t)$ segue o processo exógeno

$$\Delta a_t = \rho_a \Delta a_{t-1} + \varepsilon_t^a, \text{ com } \{\varepsilon_t^a\} \text{ ruído branco}$$

e vamos supor um processo AR(1) para o choque de demanda

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t^g$$

com $\{\varepsilon_t^g\}$ ruído branco .

Se assumirmos que as firmas ajustam preços de forma infrequente, o *markup* não será mais constante no tempo. Teremos assim um gap entre o produto observado e o seu valor natural. Esta gap é denotado por $x_t \equiv y_t - y_t^*$, sendo proporcional ao desvio do custo marginal real de seu nível sem rigidez de preços. Teremos $\hat{mc}_t = (\sigma + \varphi)x_t$, onde $\hat{mc} \equiv mc_t - mc$. A equação que descreve a dinâmica da inflação depende da forma como a rigidez de preços é modelada. Seguiremos *Calvo(1983)*, em que cada firma reajusta seu preço em qualquer período com uma probabilidade $1 - \theta$, independente das outras firmas e do tempo passado desde o último reajuste. A cada período $1 - \theta$ dos produtores reajustam preços, enquanto uma fração θ permanecem com preços constantes.

A agregação das decisões de preço ótimas produz a seguinte equação a diferenças estocástica para a dinâmica da inflação, conhecida como a “Nova Curva de Philips”:

$$\pi_t = \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + \kappa x_t \tag{5}$$

A equação (5) representa a curva de oferta agregada de curto prazo da economia e relaciona inflação corrente positivamente com a inflação futura e o gap corrente.

Podemos reescrever (1) em termos do gap do produto e da taxa natural de juros

$$x_t = -1/\sigma(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - rr_t^*) + E_t\{x_{t+1}\} \quad (6)$$

As equações (5) e (6), juntamente a especificação da política monetária – ou como a taxa de juros é determinada - descrevem o equilíbrio dinâmico do modelo na presença de variações exógenas no choque tecnológico e de demanda sob a forma de um sistema de equações diferenciais com expectativas racionais².

² A resolução dos sistemas é feita por um código de MATLAB disponível na Homepage de Michael Woodford que, por sua vez, constitui uma simplificação do programa de King and Watson(1998)

2.4 Regras monetárias:

Utilizaremos três especificações distintas para a política monetária. A primeira, chamada de regra ótima, busca replicar o equilíbrio sem rigidez da economia, requerendo que $x_t = \pi_t = 0$. Esta alocação pode ser obtida através da regra

$$r_t = rr + \sigma \rho_a \psi_a \Delta a_t + \sigma (1 - \psi_g) (1 - \rho_g) g_t + \phi_\pi \pi_t, \text{ para qualquer } \phi_\pi > 1 \quad (7)$$

A taxa de juros de equilíbrio segue o processo representado abaixo³. Este corresponde a trajetória da taxa de juros real sob preços flexíveis. Sabemos que o choque de produtividade leva a um ajuste gradual do consumo para um patamar superior que corresponde a uma taxa de juros real mais alta⁴. Sob a regra ótima, a autoridade monetária consegue replicar tal taxa, que evita pressão excessiva da demanda, não leva as firmas a reajustarem o *markup* e não causa subida da inflação. Embora *neutra*, a política ótima é ativa e busca reduzir os *gaps* da economia; o banco central dessa forma administra a demanda agregada, aumentando a taxa de juros nominal de forma que a taxa real replique o equilíbrio desejado.

³ O valor utilizado para os parâmetros do modelo se encontra no Anexo I.

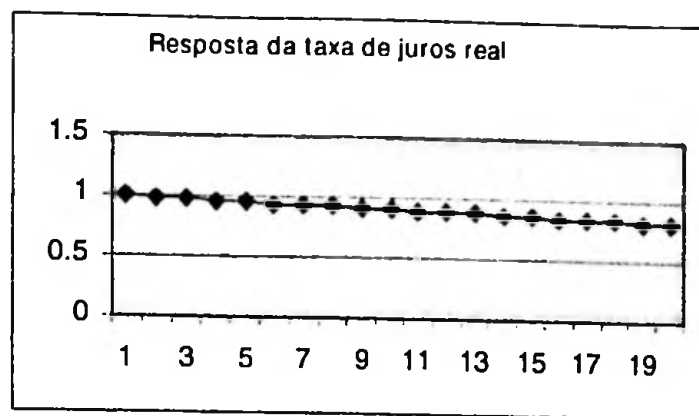


Figura 2.1

A regra ótima, no entanto, supõe que a autoridade monetária possa observar contemporaneamente o choque de produtividade. Esta é uma hipótese forte que pode ser evitada se o banco central utilizar uma regra simples que responda `a variáveis correntes da economia. Diversos autores testaram a robustez de regras simples *vis-à-vis* regras ótimas, encontrando uma perda de bem-estar pequena associada às primeiras⁵ (Taylor,1999). A segunda regra utilizada constitui uma variante da regra de Taylor (RT), sendo dada por:

$$r_t = rr + \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t \quad (8)$$

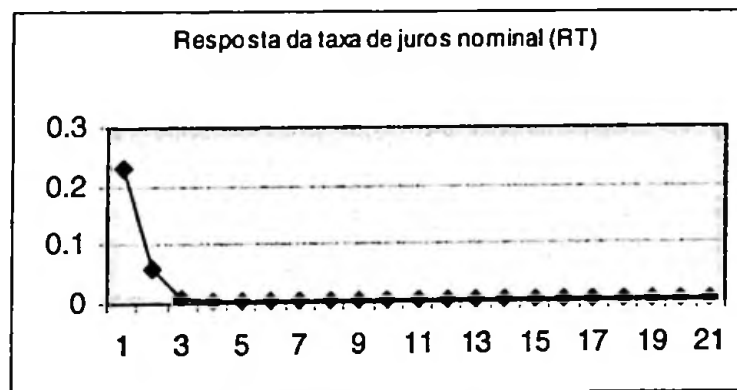


Figura 2.2

⁴ Como nesse caso a inflação é zero, a taxa nominal corresponde à real.

⁵ Podemos notar que no caso das regras simples, como a autoridade monetária não observa o choque contemporaneamente, este não aparece explicitamente na regra. Como esperado, no entanto, a origem do choque é sempre a mesma – equação que determina a taxa de juros real de preços flexíveis, variável que entra na equação da IS no sistema.

A medida de *gap* definida pelo modelo não possui contrapartida empírica entre as formas geralmente usadas para estimar o *gap*, como a diferença entre as séries do PIB e uma tendência dada pelo filtro de Hodrik-Prescott, uma tendência linear ou quadrática. Uma regra que responda a uma estimativa incorreta seria sub-ótima, levando a instabilidade desnecessária da taxa de juros (Galí,2000). Esta observação motiva a calibração de uma regra de Taylor que não responda ao *gap* do produto (RTSG):

$$r_t = rr + \phi_\pi \pi_t \quad (9)$$

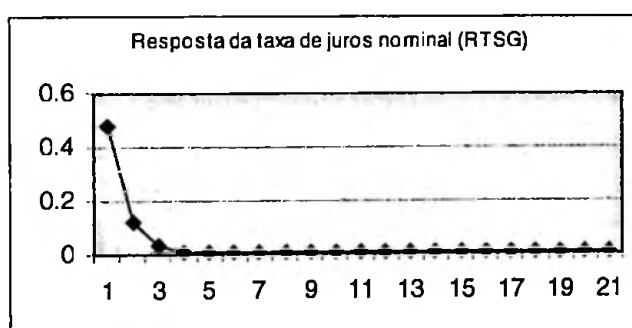


Figura 2.3

Especificamos também uma regra do tipo “meta para a previsão da inflação” (*inflation forecasting targeting*) (Svensson e Woodford, 2003) (IF):

$$r_t = rr + \phi_\pi E_t \pi_{t+1} \quad (10)$$

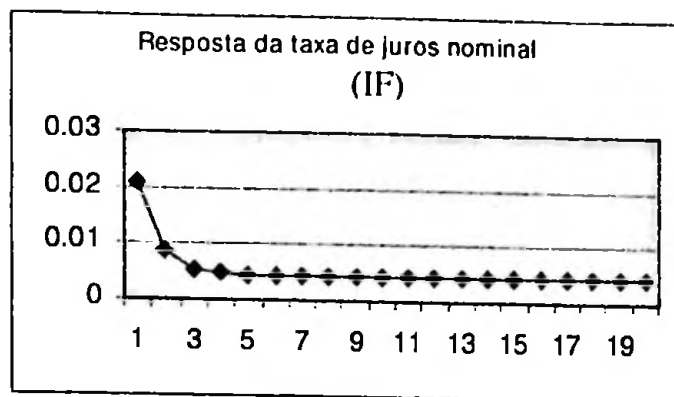


Figura 2.4

Podemos ver nos Gráficos acima que a resposta da taxa de juros ao choque de produtividade é maior no caso da regra ótima. Dessa forma o banco central consegue manter $x_t = \pi_t = 0$. Nenhuma outra regra consegue replicar este equilíbrio, já que as regras simples só produzem aumento da taxa de juros para valores positivos de x_t e π_t . Como esperado, com a RTSG temos uma resposta forte da taxa de juros, associada a uma variação menor da inflação e maior do *gap* do que no caso da RT⁶. No entanto, o melhor *trade-off* da política sob regras simples se encontra na regra IF. Ao responder a expectativa futura de inflação o banco central consegue afetar o valor contemporâneo desta variável, produzindo para uma mesma resposta do *gap* ao choque uma variação da inflação e da taxa de juros menores.

É importante notar que, embora estejamos usando um modelo de economia fechada, isto não invalida a análise de políticas. Como colocado em Clarida, Galí e Gertler (2001), o problema da política monetária no caso da economia aberta é isomórfico ao da economia fechada. Na primeira os termos de troca afetam indiretamente a demanda agregada e não aparecem na Curva de Phillips, equação do *markup* ou regra de política. Da mesma

⁶ Ver Anexo 2 para Gráficos das respostas do *gap* e da inflação ao choque de produtividade sob as três regras simples.

forma, a regra ótima possui os mesmos objetivos e estipula um aumento da taxa de juros real diante choques de oferta.

2.6 Resultados na Literatura Internacional e Breve Revisão para o Brasil

Dentro da literatura internacional destacamos dois trabalhos que tratam da resposta da política monetária aos choques tecnológicos. Galí, López-Salido e Vallés (2003) testam com a metodologia adotada na Seção II a performance do Fed. Aqueles autores encontram que as respostas das variáveis juros reais e inflação no período Volker-Greenspan se assemelham àquelas derivadas de uma regra de política monetária ótima. Já no período antecedente, os autores apresentam evidências de que a autoridade monetária tendia a priorizar a estabilização do produto, em detrimento da taxa de inflação.

Também foi estimado uma variante deste exercício para dois grupos de países por Francis, Owyang e Theodorou (2004): 1) França, Japão e UK (o último depois de 1974) e; 2) Canadá, Alemanha e UK (pré-1974). Embora para ambos os grupos os choques tenham causado respostas diferentes do Banco Central, sempre foi detectada queda das horas trabalhadas e aumento da taxa de juros real. No primeiro grupo a resposta da política monetária foi um aumento da taxa de juros nominal e aumento da inflação, enquanto no segundo optou-se por acomodar o choque de produtividade com uma queda da taxa de juros nominal acompanhada por uma queda nos preços.

A literatura sobre choques de oferta e política monetária no Brasil ainda é bastante incipiente. A maior parte dos trabalhos não trata de choques de produtividade e sim de estimativas de regras monetárias, formulação de regras ótimas e respostas a choques externos. Porém, como colocado por Kanczuk (2003), o modelo estrutural utilizado pelo Banco Central do Brasil não deveria prescindir daquela análise, sob o risco de produzir estimativas viesadas dos parâmetros. O autor argumenta a partir do modelo do Banco Central, composto por uma regra de política, uma curva IS e uma Phillips *backward-looking*, a seguir:

$$i_t = (1 - \rho_i)i_{t-1} + \rho\pi_{t-1} + \rho_y y_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$y_t = \phi_y y_{t-1} + \phi_r r_t + \varepsilon_{yt} \quad (12)$$

$$\pi_t = \lambda_\pi \pi_{t-1} + \lambda_y y_{t-1} + \varepsilon_{\pi t} \quad (13)$$

onde y_t denota o gap do produto, i_t a taxa nominal de juros, r_t a taxa real e π_t a inflação. O parâmetro do gap na curva de oferta é estimado sob a hipótese de que apenas choques de demanda afetam a equação; os choques de ofertam moveriam o produto potencial junto com a própria curva. O problema dessa hipótese está na medida do gap utilizada- o filtro de Hodrick-Prescott, que suaviza bastante a série. Choques de oferta de alta frequência ainda continuariam afetando tanto o erro quanto y_t , causando endogeneidade e viés nas estimativas. Raciocínio análogo se aplica a curva IS, em que o parâmetro da taxa de juros real é estimado novamente sem se considerar os choques de produtividade. A relação esperada é que a taxa real mais alta implique produto mais baixo, porém, os choques de oferta movem as duas variáveis na mesma direção.

O autor propõe simular um modelo de equilíbrio geral dinâmico de forma que choques de oferta e demanda sejam corretamente identificados. Os resultados das séries simuladas sugerem diferenças quantitativas importantes entre valores dos parâmetros do modelo teórico e da forma reduzida estimada pelo Banco Central.

Almeida, Peres, Souza e Tabak (2003) testam para a economia brasileira uma regra monetária ótima. Os autores derivam a regra através de um problema de programação dinâmica e a estimam por mínimos quadrados de dois estágios para o período pós-Plano Real. A utilização de instrumentos busca contornar o ponto levantado por Kanczuk (2003). É encontrada uma regra de reação da autoridade monetária bastante ativa em comparação aos resultados internacionais - cada ponto percentual de aumento do IPCA induz uma subida cinco vezes maior da taxa Selic.

Minella (2003) investiga a relação entre produto, moeda, taxa de juros e inflação utilizando VARs com identificação recursiva para três períodos distintos: inflação moderada (1975-1985), alta inflação (1985-1994) e baixa inflação (1994-2000). Os resultados apontam que choques monetários possuem efeito negativo e relevante no produto. Além disso, no período de baixa inflação, o grau de persistência da taxa de inflação diminuiu e os choques de política, identificados como choques na taxa de juros Selic, ganharam maior poder de afetar preços.

Podemos encontrar uma análise da política monetária pós-plano Real separada entre o período de câmbio fixo e flutuante em Soares (2004). O autor estima para os dois regimes uma regra de política e curva de Phillips. A evidência encontrada vai contra o argumento de que a mudança para um regime de câmbio flutuante possa não trazer melhora na performance macroeconômica (*fear of floating*). A regra de Taylor estimada indica que a política monetária responde menos a taxa de juros internacional no período recente e foca em objetivos domésticos.

Por fim, temos o texto de Fraga, Goldfajn e Minella (2003) que trata da aplicação de metas de inflação em países emergentes. É argumentado neste trabalho que as economias emergentes enfrentam *trade-offs* de política mais agudos, devido a presença de fortes choques externos e de oferta e menor credibilidade nas ações de política monetária. Utilizando um modelo de pequena economia aberta com preços rígidos os autores sugerem que mesmo uma política adequada de controle a inflação teria dificuldades em cumprir a meta diante o aumento dos preços administrados e desvalorização da moeda enfrentados pela economia brasileira em 2001 e 2002. Daí a necessidade de reajuste das metas em tal situação. O modelo também recomenda que choques de oferta- como mudanças de preços relativos- devem ser acomodados pelo Banco Central, mas aumentos ulteriores da inflação podem ser evitados. O desafio para as economias emergentes de cumprirem um sistema de metas, para os autores, deve ser combatido com o aumento da comunicação e transparência das políticas adotadas.

O presente trabalho inova em relação a literatura brasileira existente sob dois aspectos: primeiro, a análise da resposta da política monetária aos choques de oferta e, segundo, a metodologia adotada, exposta a seguir, que permite identificar sem ambiguidade os choques estudados a partir das relações de longo prazo entre as variáveis do modelo.

3. EXERCÍCIO EMPÍRICO

Blanchard e Quah (1989) propõem a utilização do VAR estrutural como técnica econométrica para decompor séries econômicas em componentes temporários e permanentes. Uma vantagem desta metodologia é que a decomposição traz restrições da teoria econômica, no caso, permite decompor os choques que incidem sobre a produtividade do trabalho em permanentes e temporários. O ponto fundamental para identificar a decomposição consiste na imposição de uma restrição de longo prazo no VAR. A hipótese principal na estratégia de identificação utilizada a seguir é que a única fonte da raiz unitária na produtividade são os choques tecnológicos⁷. As demais restrições são compatíveis com uma série de modelos de ciclos de negócios.

Consideremos o vetor 4x1 a seguir, em que a_t , h_t , r_t e π_t - são realizações no instante t de um processo estocástico estacionário na primeira diferença:

$$x_t = [\Delta a_t, \Delta h_t, \Delta r_t, \Delta \pi_t] \quad (11)$$

Sabemos que este vetor possui uma representação de *Wold* dada por

$$x_t = \sum_{j=0}^{\infty} L^j \begin{bmatrix} a_{11}(j) & a_{12}(j) & a_{13}(j) & a_{14}(j) \\ a_{21}(j) & a_{22}(j) & a_{23}(j) & a_{24}(j) \\ a_{31}(j) & a_{32}(j) & a_{33}(j) & a_{34}(j) \\ a_{41}(j) & a_{42}(j) & a_{43}(j) & a_{44}(j) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{P,t} \\ \varepsilon_{T,t} \\ \varepsilon_{T,t} \\ \varepsilon_{T,t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} L^j A(j) \varepsilon_t$$

⁷ O primeiro trabalho a utilizar esta hipótese é Galí(1999). O autor estuda a relação entre os choques de produtividade e horas trabalhadas na economia americana. O resultado, bastante polêmico, aponta queda

onde ε_t é um vetor 4x1 de inovações ocorrendo no tempo t e $a_{mn}(j)$ (m,n=1,2) representa a função impulso resposta do elemento m de x_t ao elemento n de ε_t após j períodos. Impondo restrições sobre os coeficientes de A(j) e na matriz de variância e covariância das inovações, os elementos de ε_t podem ser identificados como temporário $\varepsilon_{T,t}$ e permanente $\varepsilon_{P,t}$.

Para um choque temporário nas variáveis h_t , r_t e π_t o efeito cumulativo do choque nas mudanças de a_t é zero, o que implica:

$$\sum_{j=0}^{\infty} a_{mn}(j) = 0 \text{ para os pares } (m,n) = [(1,2) (1,3) (1,4)]$$

Também vamos assumir que os choques em r_t e π_t não possuem efeito permanente em h_t , bem como o choque de π_t em h_t . Daí temos que:

$$\sum_{j=0}^{\infty} a_{mn}(j) = 0 \text{ para os pares } (m,n) = [(2,3) (2,4) (3,4)].$$

Admitindo que estimamos um VAR de ordem n , temos um vetor de inovações dado por:

$$\left[I - \sum_{j=0}^n L^j \theta(j) \right]^{-1} x_t = v_t \quad (15)$$

das horas trabalhadas diante ao aumento da produtividade e foi interpretado como indicação de que os choques de oferta não seriam a causa principal das flutuações no ciclo de negócios.

onde $\theta(j)$ é a matriz dos coeficientes estimados no lag j . Podemos inverter a expressão acima, obtendo a representação de médias-móveis estimada:

$$\begin{aligned} x_t &= \left[I - \sum_{j=0}^n L^j \theta(j) \right]^{-1} v_t \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} L^j C(j) v_t \end{aligned} \tag{16}$$

onde $C(0) = I$. Combinado a primeira e a última equação, temos que as inovações do VAR são combinação linear dos choques temporários e permanentes:

$$v_t = A(0)e_t \tag{17}$$

onde $A(0)$ é uma matriz 4x4. Podemos recuperar os choques temporários e permanentes através das inovações do VAR, seguindo as restrições propostas por Galí, López-Salido e Vallés (2002). Além destas, normalizamos as variâncias dos erros e_t em 1 e impomos que estas sejam ortogonais:

$$A(0)A(0)' = \Omega \tag{18}$$

onde Ω é a matriz de variância e covariância de v_t . As funções de impulso resposta também podem ser obtidas das equações acima, em termos de $C(j)$ e $A(0)$:

$$A(j) = C(j)A(0) \tag{19}$$

Usando a expressão acima e as restrições sobre $\sum_{j=0}^{\infty} a_{mn}(j)$, podemos identificar as funções de resposta ao impulso dos choques estruturais.

As séries utilizadas, de periodicidade mensal, são horas trabalhadas h_t , produtividade do trabalho a_t - calculada como a diferença entre o log da Produção Industrial e o log das horas trabalhadas, a taxa real de juros r_t calculada como a diferença entre a taxa de juros *swap* pré de 12 meses, obtida na Risktech e a taxa de inflação π_t medida pelo IPCA. A série de horas trabalhadas é fornecida pela Comissão Nacional da Indústria (CNI) e as demais foram obtidas no IPEAdata.

As estimativas foram realizadas para o período posterior ao Plano Real, pois entendemos que ocorreu uma mudança estrutural na economia desde então. Além disso, separamos entre o período de regime de câmbio fixo (1995:01 a 1998:12) e flutuante (1999:01 a 2004:03) a fim de identificar possíveis diferenças na resposta da política econômica entre os dois regimes⁸.

Inicialmente, testamos as propriedades estocásticas das séries utilizadas através dos testes de Dickey e Pantula (1987)⁹, Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips e Perron (1988).

⁸ Estimativas para o período 1995:01 a 2004:03 são apresentadas no Anexo 5.

⁹ O procedimento de Dickey e Pantula (1987) testa para a presença de duas raízes unitárias

TABELA 3.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

	Variável	DP	ADF	PP
a_t	1995:01-1998:12	-12.1447***	-0.7986	-1.4171
h_t	1995:01-1998:12	-8.4939***	-3.1743* ¹	0.8645
π_t	1995:01-1998:12	-12.4258***	-0.8692	-4.1129*
r_t	1995:01-1998:12	-5.9961***	-1.9975 ²	-1.8986
a_t	1999:01-2004:03	-5.99***	0.5222(1)	0.4703
h_t	1999:01-2004:03	-12.43***	1.0382(8)	0.0651
π_t	1999:01-2004:03	-8.22***	-1.9041(7)*	-2.0331
r_t	1999:01-2004:03	-8.21***	-0.9678(2)	-0.6826

*, **, *** denotam rejeição da hipótese nula à 10%, 5% e 1%, respectivamente.

1 Tendência e constante significantes . 2 Constante significativa. Demais testes ADF realizados sem constante e tendência, que se mostraram insignificantes. O critério de escolha da defasagem para o teste foi o da última defasagem significativa, dado que os resíduos fossem não autocorrelacionados. Defasagens entre parênteses.

A defasagem para truncagem do núcleo de Bartlett usada foi três.

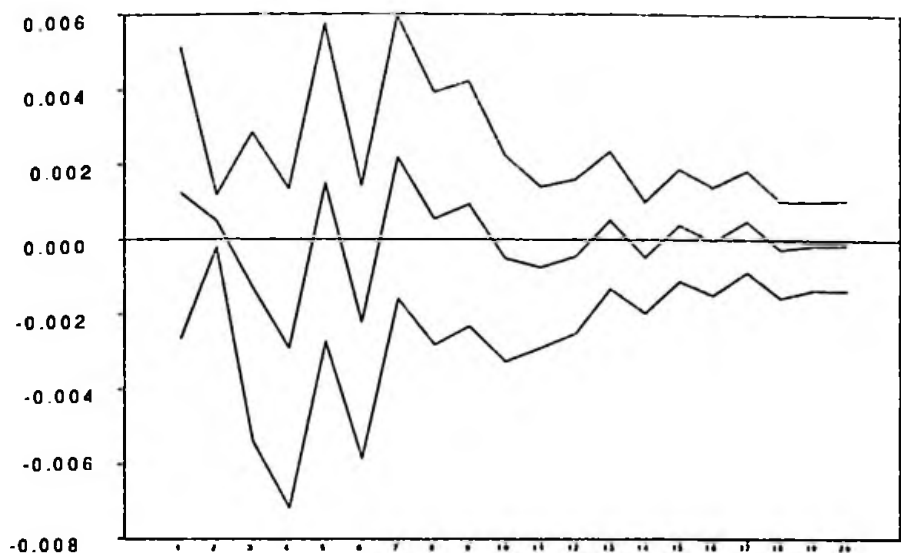
Como indicam os testes, não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária em nenhuma das séries, que são, portanto, realizações de processos estocásticos I(1).

Estimamos em seguida um VAR na primeira diferença, seguindo a representação em (12). Foram utilizadas quatro defasagens, avaliadas, além de pelos critérios de informação usuais AIC e SIC, a partir da não autocorrelação e não heterocedasticidade dos resíduos. Como procuramos ainda um modelo congruente e potencialmente robusto à crítica de Lucas, realizamos também testes de estabilidade dos parâmetros ¹⁰. Apresentamos a seguir as funções de resposta ao impulso do choque tecnológico :¹¹

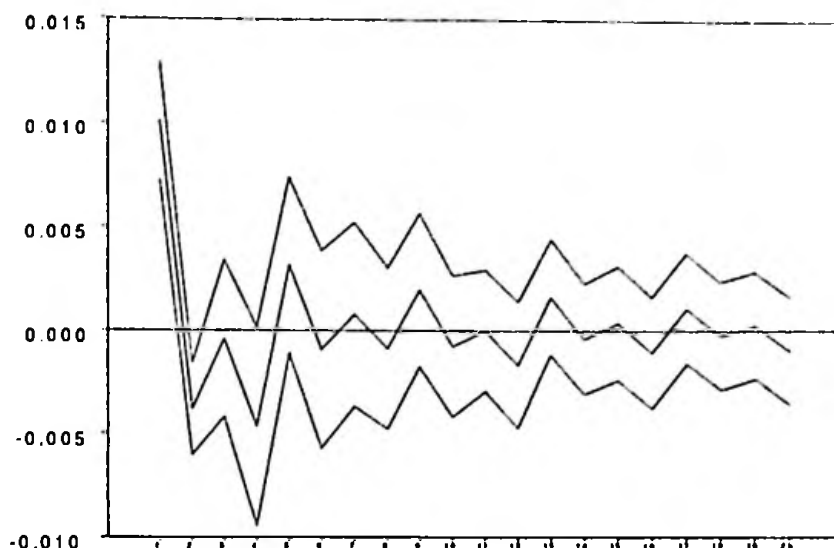
¹⁰ Teste de especificação apresentados no Anexo 3.

¹¹ Intervalo de confiança de 5%

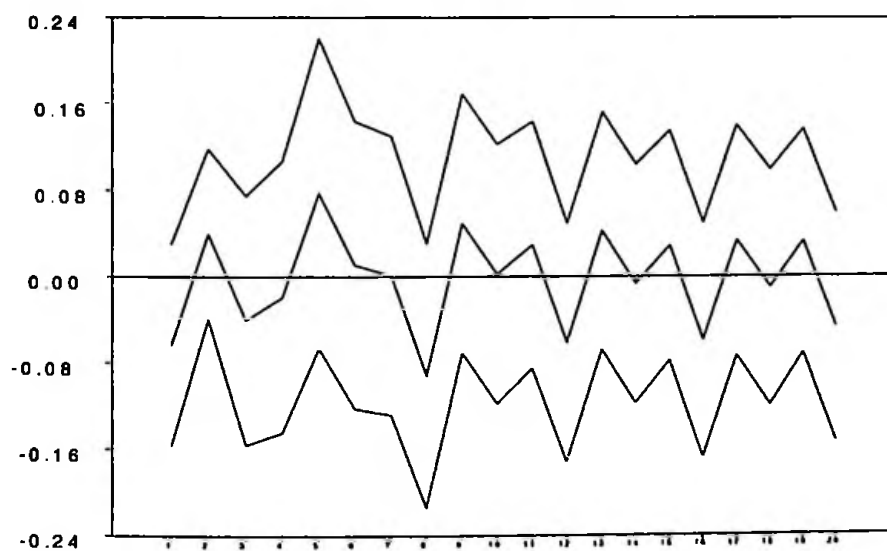
Horas trabalhadas



Produtividade



Inflação



Taxa de Juros Real

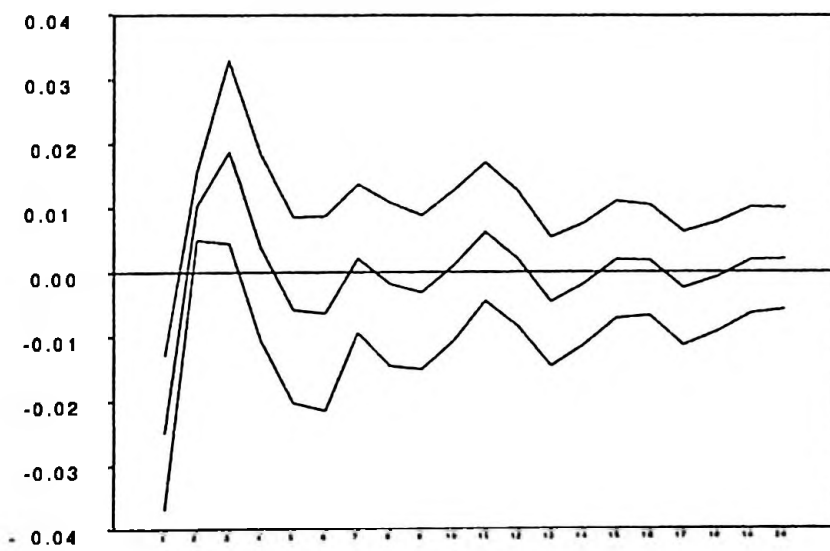


Figura 3.1 Resposta ao impulso (1995-1998)

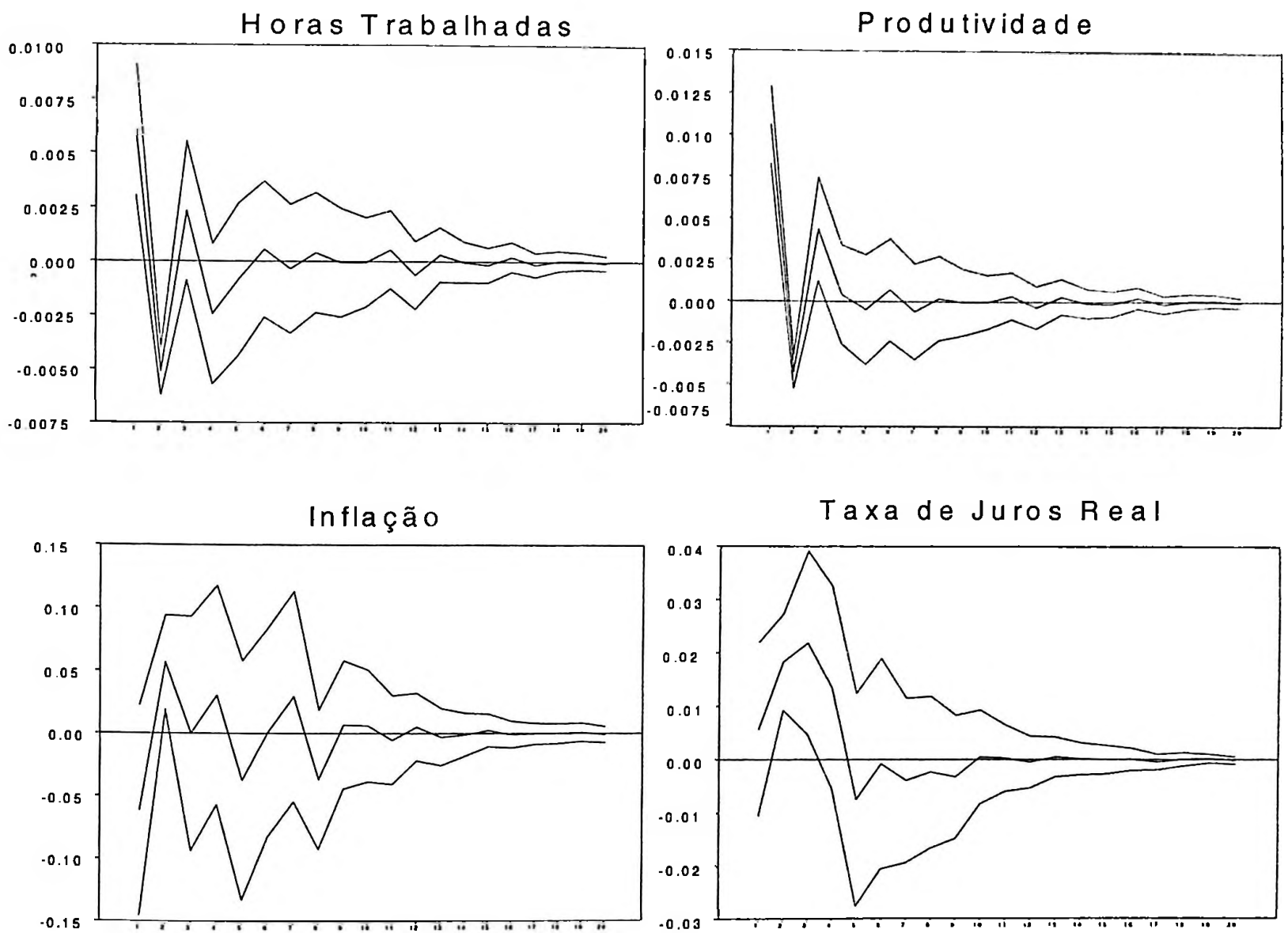


Figura 3.2 Resposta ao Impulso (1999:2004)

Os gráficos de resposta ao impulso mostram dinâmicas relacionadas ao choque semelhantes nos dois períodos. Como esperado, o choque tecnológico aumenta a produtividade do trabalho observada. As horas trabalhadas também aumentam

inicialmente e depois oscilam convergindo para zero. Esta não constitui uma implicação necessária do modelo e depende da magnitude do efeito renda. Estaremos nos concentrando no efeito sobre as variáveis de política monetária.

A taxa real de juros sobe após o choque, sendo consistente com o aumento da produtividade e uma trajetória de aumento do consumo. O aumento da taxa de juros se estende por quatro meses. No período de câmbio fixo a taxa de juros real começa negativa e depois aumenta, permanecendo positiva por três meses. A resposta da inflação não pode ser considerada significativamente diferente de zero em nenhum dos dois períodos, sugerindo que o Banco Central eleva a taxa de juros real de forma suficiente para evitar uma pressão da demanda e o reajuste de preços. Desta forma, podemos considerá-la compatível com uma política ótima, segundo o modelo discutido anteriormente.

Apresentamos também a decomposição da variância no VAR estrutural estimado:

TABELA 3.2 – Decomposição da variância 1999/2004

Variável/Período	Choque Tecnológico	Choque em h	Choque em r	Choque em π
a_t				
1	91.79299	0.163703	0.375408	7.667904
2	87.75497	3.270851	0.786569	8.187608
6	74.57013	11.18342	3.372276	10.87417
12	71.36053	12.32911	3.483614	12.82675
h_t				
1	4.268079	90.24499	4.557421	0.929508
2	8.104512	86.91580	4.099986	0.879702
6	8.961381	68.63981	7.965136	14.43367
12	8.882943	67.03084	8.428891	15.65733

r_t				
1	2.392555	4.623986	90.95308	2.030381
2	7.686445	7.675167	83.17708	1.461306
6	13.11009	14.20141	66.59334	6.095158
12	12.64973	14.58893	64.00204	8.759296
π_t				
1	3.752114	0.000166	5.719739	90.52798
2	7.711603	1.825436	4.588469	85.87449
6	8.500709	4.701916	6.080615	80.71676
12	9.146279	5.125252	6.280432	79.44804

• Decomposição estrutural

TABELA 3.3 – Decomposição da variância 1995/1998

Variável/Período	Choque Tecnológico	Choque em h	Choque em r	Choque em π
a_t				
1	73.22232	1.576476	24.27997	0.921234
2	52.09808	8.123004	36.81874	2.960176
6	43.70378	16.27789	36.21401	3.804324
12	41.50679	16.97640	37.53851	3.978306
h_t				
1	1.764542	89.57405	4.903775	3.757637
2	1.982727	86.49484	7.454244	4.068194
6	9.980035	68.21666	16.02629	5.777015
12	10.62362	66.83064	16.26568	6.280056
r_t				
1	36.23431	3.986461	59.19320	0.586026
2	32.40799	4.030507	55.11177	8.449728
6	37.77669	4.536689	42.54975	15.13687
12	36.67597	4.679633	42.00621	16.63819
π_t				
1	13.12983	1.417934	0.465719	84.98652
2	14.11250	4.582691	3.176843	78.12796
6	10.17912	3.537609	17.54288	68.74039
12	9.262710	5.301358	26.91540	58.52053

• Decomposição estrutural

Podemos observar na tabela acima que o choque tecnológico contribui com a maior parte da variância do erro de previsão da produtividade, 40% no primeiro período e 71% no segundo. No entanto, sua contribuição em torno de 10% na variância da inflação

é pequena se comparada a dos demais choques - não tecnológicos. O mesmo ocorre com a taxa de juros real, especialmente para o período depois de 1999. É interessante notar que a variância da taxa de juros real é explicada em grande medida pelos choques no próprio juros e não pelo seu determinante real do modelo, o choque de oferta.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho procuramos avaliar em que medida a resposta do Banco Central e suas implicações para a taxa de juros real e inflação a uma fonte específica de flutuação-choques tecnológicos – pode ser considerada ótima segundo um modelo padrão de ciclos de negócios com preços rígidos e uma regra simples de política monetária. Para tanto, fornecemos evidência acerca da resposta da economia a choques estruturais através da estimação de um vetor autoregressivo identificado a partir de relações derivadas da teoria econômica (SVAR).

Os resultados do exercício empírico indicaram que, a despeito do modelo estrutural do Banco Central não considerar explicitamente a presença de choques de oferta, a resposta a estes se conforma a definição de otimalidade da NSN e garante a supressão das expectativas inflacionárias. Podemos caracterizar esta política como uma movimentação da taxa nominal de juros de forma que a taxa real evite pressões excessivas da demanda agregada. Acreditamos, portanto, que para o período analisado, a resposta aos choques estudados não pode ser considerada a causa principal do não cumprimento da meta de inflação. Outros choques, externos ou de demanda, possivelmente pesaram neste sentido. Esta idéia é reforçada pela evidência de uma pequena participação do choque tecnológico na decomposição da variância da inflação e da taxa de juros real.

A consideração apenas dos choques de oferta constitui certamente uma limitação das estimações realizadas. Extensões possíveis deste trabalho podem buscar contornar o problema de identificação de diversos choques estruturais no SVAR. Da mesma forma, o

estudo do problema com um modelo de economia aberta também trará novas informações para o caso do Brasil.

REFERÊNCIAS

1. Andrade, Joaquim Pinto de e Divino, José Angelo C. A. (2001) Optimal rules for monetary policy in Brazil. *IPEA Texto para discussão Nº 806* Rio de Janeiro, jul. 2001, 27p. 001. <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td.html>. Acesso em 15/12/2.
2. Bonomo, M. A. e Britto, R. D.(2001). Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. *Central Bank of Brazil. Research Department. Working Papers Series. 01.* <http://www.bacen.gov.br>. Acesso em 15/12/20.
3. Calvo, Guillermo.(1983).Staggered Prices in a Utility Maximazing Framework. *Journal of Monetary Economics.* Vol 12, pp. 383-398.
4. Campos, C. F. S.(2003). Os efeitos de choques nominais sob diferentes estruturas de determinação de preços: o caso da economia aberta. *Dissertação de Mestrado. IPE-USP.* São Paulo, 2003.
5. Carneiro, D. D.e Duarte, P.G.(2001). Inércia de juros e regras de Taylor: explorando as funções de resposta a impulso em um modelo de equilíbrio geral com parâmetros estilizados para o Brasil. *Anais do Encontro Anual da Anpec*, Salvador- Ba, 2001.
6. Clarida, R., J. Galí e M. Gertler (1998). Monetary policy rules in practice – some international evidence, *European Economic Review*, 42, pp. 1033-1067 .
7. Chistiano, L. J. Eichbaum, M e Evans, C. L.(1998) Monetary Policy Shocks: what do we know and to what end? *NBER Working Papers Series* , N.6400.
8. Clarida, R., J. Galí e M. Gertler (1999). The Science of Monetary Policy : A New-Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVII (December 1999, pp. 1661-1707 .
9. Clarida, R., J. Galí e M. Gertler (2001). Optimal Monetary Policy in Open vs. Closed Economies: An Integrated Approach, *American Economic Review*, Vol. 91, n 2 , pp. 248-252 .

10. Dickey, D.A. and Fuller, W. (1981) Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, 1057 – 72.
11. Dickey, D.A., Pantula, S. (1987) “Determining the order of differencing in autoregressive process”. *Journal of Business and Economic Statistics* 15, p. 455 – 461.
12. Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979) “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p.427 - 431.
13. Fischer, Stanley.(1990). Rules versus discretion in monetary policy. In: *Handbook of monetary economics*. Vol II. Edited by Friedman, B. Harvard University and Hahn, F. Cambridge University. North-Holland Amsterdam.
14. Francis, N. R., Owyang, M. e T. ,Theodorou, A T.(2004). What Explains the Varying Monetary Response to Technology Shocks in G-7 Countries? *Federal Reserve Bank of St. Louis. Working Paper Series 2004-002B*
15. Friedman, B. (1998). *Inflation, unemployment and monetary policy*. MIT Press, pp.1-28 e 55-105 .
16. Friedman, B. (2000). Monetary policy. NBER. Cambridge. Working Paper 8057 .
17. Galí, J. (2000) The Return of the Phillips Curve and other recent developments in business cycle theory. *Spanish Economic Review*, 2,1-10.
18. Galí, J. (2002a). New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and The Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, Forthcoming.
19. Galí, J. López-Salido, David e Vallés, J. (2003). Technology Shocks and Monetary Policy: Assessing The Fed’s Performance. *Journal of Monetary Economics*, 50, 723-43.
20. Galí, J.(2002b). “ The Conduct of Monetary Policy in The Face of Technological Change: Theory and Post-war U.S. Evidence” (mimeo)

21. Galí, J. (1999). Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?. *American Economic Review*, vol. 89, pp.249-271.
22. Galí, J. e Gertler, M. (1999) Inflation Dynamics: an Estructural Econometric Approach. *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, n 4, pp. 195-222.
23. Garcia, M., Salgado, M J. e Medeiros, M. (2001) Monetary policy during Brazil's real plan: estimating the central bank's reaction function. *Texto para Discussão No 444*. Departamento de Economia PUC-Rio (mimeo). Acesso em 15/12/2001. <http://www.econ.puc-rio.br/textos.html>.
24. Goodfriend, M. e King, R. (1997). " The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy" in *NBER Macroeconomics Annual 1997*.
25. Goodfriend, M. e King, R. (2001). The Case for Price Stability. *NBER Working Papers Series*. N.8423.
26. Kanczuk, F. (2003). Supply Shocks and Inflation Targeting. *Anais do XXXI Encontro da Anpec*, Porto Seguro, Bahia.
27. King, R. e Watson, M. (1998) The Solution of Singular Linear Difference System under Rational Expectations. *International Economic Review*, v 39, N.4, November,1998.
28. Kydland, F. e Prescott, E. (1977). Rules rather than Discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*. Vol 85,n 3,1997.
29. Lucas, R. E., Jr. (1980). Methods and Problems in Business Cycle Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 12 n. 4, pp. 696-715.
30. Maziero, P. (2002). Um modelo de política de juros e restrição de capital de giro em uma pequena economia aberta. *Dissertação de Mestrado*. IPE-USP. São Paulo, 2002.
31. McCallum, B. (2001). Should monetary policy respond strongly to output gaps? *American Economic Review*. May, 2001, pp.256-262.
32. Minella, A (2003). Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 57(3), pp. 605:635. Jul/Set, 2003.

33. Muinhos, M. K. (2001). Inflation Targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. *Research Department. Central Bank of Brazil*. (mimeo) .
34. Romer. D. (2000). Keynesian macroeconomics without the LM curve, <http://www.nber.org/papers/w7461>. Acesso em: 20/fev/2001.
35. Saboia, J. L. M e Carvalho, P. G. M. (1997). Produtividade na indústria brasileira - questões metodológicas e análise empírica. *Textos para discussão do IPEA n.504*
36. Soares, C. E. G. (2004). Monetary Policy Independence and Floating Exchange Rates: what does the brazilian evidence tell us? *Revista de Economia Política Vol 24, nº 1, Jan-Mar – 2004*.
37. Taylor, J. (1998). Monetary policy guidelines for employment and inflation stability, in B. Friedman (ed.). *Inflation, unemployment and monetary policy*. MIT Press, pp. 29-54
38. Taylor, J. (1999). The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European Central Bank, *Journal of Monetary Economics* 43, pp. 655-679.
39. Taylor, J. (2001). The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules. *American Economic Review*. May, 2001, pp.263-267.
40. Woodford, M. (2002). *Interest and Prices*. Princeton University. Cap.1,2. January 30, 2002, Preliminary.(mimeo)
41. Woodford, M. (2001). The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy. Princeton University. January 2001.(mimeo)
42. Svensson, L. Woodford, M. (2003). Implementing Optimal Policy through Inflation-Forecast Targeting. *NBER's Conference on Inflation Targeting*, January, 2003, Bal Harbour, Florida.

ANEXO 1

a) Modelo

a-1) Consumidores

O agente representativo possui vida infinita e maximiza

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [(C_t^{1-\sigma} / 1-\sigma) - (N_t^{1+\varphi} / 1+\varphi)] \quad (20)$$

sujeito a uma sequência padrão de restrições orçamentárias e uma condição de solvência. Temos um índice de consumo $C_t \equiv \left(\int_0^1 C_t^{\varepsilon-1/\varepsilon}(i) d(i) \right)^{\varepsilon/\varepsilon-1}$ e N denota horas de trabalho. O problema intratemporal do consumidor nos fornece a alocação de uma dada despesa entre os diferentes bens de consumo. O conjunto de funções de demanda derivadas são:

$$c_t(i) = -\varepsilon(p_t(i) - p_t) + c_t$$

Do problema intertemporal temos a equação de Euler log-linear:

$$c_t = -1/\sigma(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - rr) + E_t\{c_{t+1}\} \quad (22)$$

onde c_t denota o log do consumo agregado, r_t a taxa nominal de juros, π_t a taxa de inflação entre t e $t+1$ e $rr \equiv -\log \beta$ representa taxa real de juros de estado estacionário. A oferta de horas trabalhadas com o mercado de trabalho perfeitamente competitivo deve satisfazer:

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t \quad (23)$$

onde w_t é o log do salário nominal, p_t é o log do nível de preços agregado e $n_t \equiv \log N_t$.

a-2) Firms

Admitimos um *continuum* de firmas indexadas por $i \in [0,1]$, cada uma produzindo um bem diferenciado com a tecnologia

$$Y_t(i) = A_t N_t(i) \quad (24)$$

onde a produtividade $a_t \equiv \log(A_t)$ segue o processo exógeno

$$\Delta a_t = \rho_a \Delta a_{t-1} + \varepsilon_t^a, \text{ com } \{\varepsilon_t^a\} \text{ ruído branco.}$$

Todas as firmas se deparam com um custo marginal real comum

$$mc_t = w_t - p_t - a_t \quad (25)$$

Usamos a hipótese de que as variações de produtividade são a principal fonte de flutuação da economia. Também excluimos a acumulação de capital, embora os resultados qualitativos e as implicações sobre a regra ótima de política monetária não sejam afetadas por essa simplificação.

A demanda total por cada bem segue

$$Y_t(i) = C_t(i) + G_t(i)$$

onde G_t são os gastos do governo. O governo consome uma fração τ_t da produção de cada bem. Podemos reescrever a demanda por cada bem em *log* fazendo $g_t = -\log(1 - \tau_t)$

$$y_t(i) = c_t(i) + g_t$$

O produto agregado pode ser representado por

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} di \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}$$

o *market clearing* por

$$y_t = c_t + g_t \quad (29)$$

Vamos assumir um processo AR(1) para o choque de demanda

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t^g$$

Onde $\{\varepsilon_t^g\}$ é ruído branco e ortogonal ao choque de produtividade. Combinado a equação de Euler e o *market clearing* temos uma condição de equilíbrio

$$y_t = -1 / (\sigma(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - rr) + E_t\{y_{t+1}\}) + (1 - \rho_g)g_t \quad (31)$$

Usando que $n_t = \log \int_0^1 N_t(i)$ podemos fazer um mapeamento entre o insumo trabalho e produto agregados

$$n_t = y_t - a_t \quad (32)$$

O equilíbrio do mercado de bens e de trabalho implica

$$mc_t = (\sigma + \varphi)y_t - (1 + \varphi)a_t - \sigma g_t - v \quad (33)$$

a-3) Equilíbrio com preços flexíveis

Cada firma possui uma demanda isoelástica pelo seu produto que toma as trajetórias das variáveis agregadas como dadas. Admitindo que todas as firmas ajustam preços otimamente a cada período, o markup é comum entre as firmas, constante no tempo e igual a $\varepsilon / \varepsilon - 1$. Assim, $mc_t = -\log(\varepsilon / \varepsilon - 1) \equiv mc, \forall t$. Sob a hipótese de preços flexíveis, o processo de equilíbrio do produto, emprego e taxa real de juros esperada são independentes da política monetária e dados por:

$$y_t^* = \gamma + \psi a_t + \psi_g g_t \quad (34)$$

$$y_t^* = \gamma + \psi a_t + \psi_g g_t \quad (35)$$

$$y_t^* = \gamma + \psi a_t + \psi_g g_t \quad (36)$$

$$rr_t^* = rr + \sigma \rho \psi \Delta a_t + \sigma (1 - \psi_g)(1 - \rho_g) g_t \quad (37)$$

$$n_t^* = \gamma + (\psi - 1) a_t + \psi_g g_t \quad (38)$$

onde $\psi = 1 + \varphi / \sigma + \varphi$ e $\gamma = mc / \sigma + \varphi$. Este equilíbrio será considerado o de nível “natural do produto”, emprego e taxa real de juros.

a-4) Preços Rígidos:

Se assumirmos que as firmas ajustam preços de forma infrequente, o markup não será mais constante no tempo. Teremos assim um gap entre o produto observado e o seu valor natural. Esta gap é denotado por $x_t \equiv y_t - y_t^*$. De (3) segue que o gap do produto será proporcional ao desvio do custo marginal real de seu nível sem rigidez de preços. Teremos $\hat{m}c_t = (\sigma + \varphi)x_t$, onde $\hat{m}c \equiv mc_t - mc$. A equação que descreve a dinâmica da inflação depende da forma como a rigidez de preços é modelada. Seguiremos *Calvo(1983)*, em que cada firma reajusta seu preço em qualquer período com uma probabilidade $1 - \theta$, independente das outras firmas do tempo passado desde o último reajuste. A cada período $1 - \theta$ dos produtores reajustam preços, enquanto uma fração θ permanecem com preços constantes. A agregação das decisões de preço ótimas produzem uma equação a diferenças estocástica para a dinâmica da inflação

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \lambda \hat{m}c_t \quad (39)$$

onde $\lambda = \theta^{-1}(1 - \theta)(1 - \beta\theta)$.

Da ligação entre o desvio do *gap* do custo marginal e o do produto, temos:

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \kappa x_t \quad (40)$$

onde $\kappa \equiv (1 - \theta)(1 - \beta\theta)(\sigma + \varphi) / \theta$.

Podemos também reescrever (31) em termos do *gap* do produto e da taxa natural de juros

$$x_t = -1/\sigma (r_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} - rr_i^*) + E_t \{ x_{t+1} \} \quad (41).$$

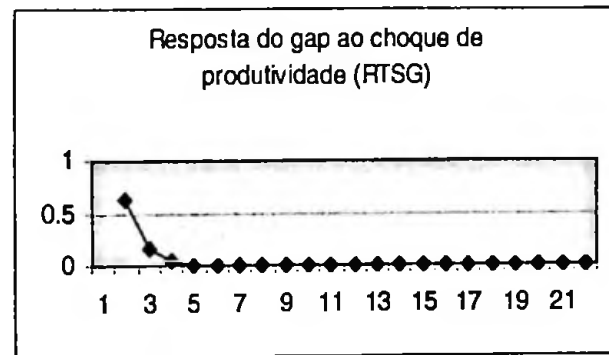
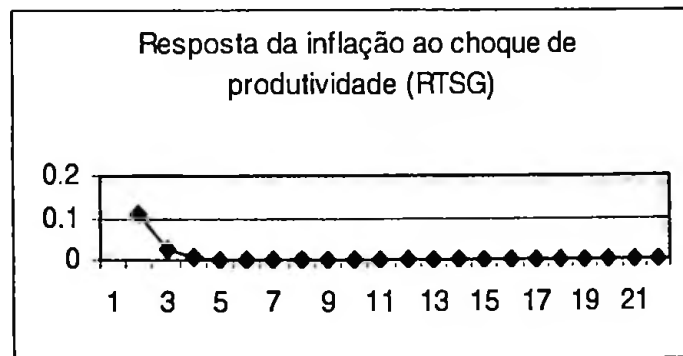
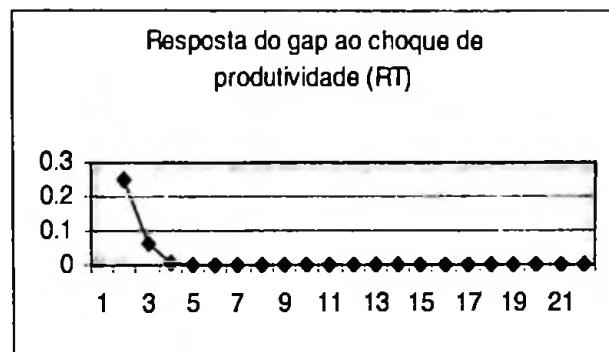
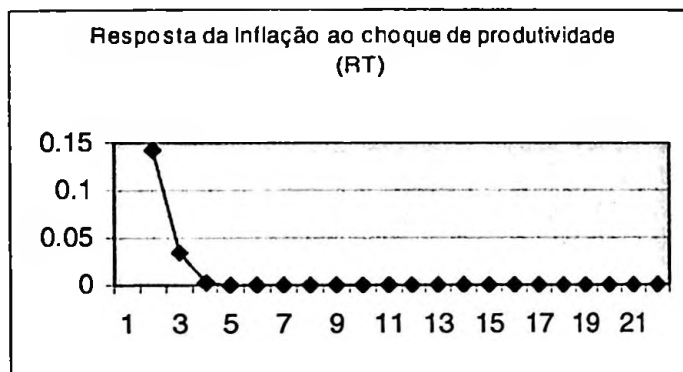
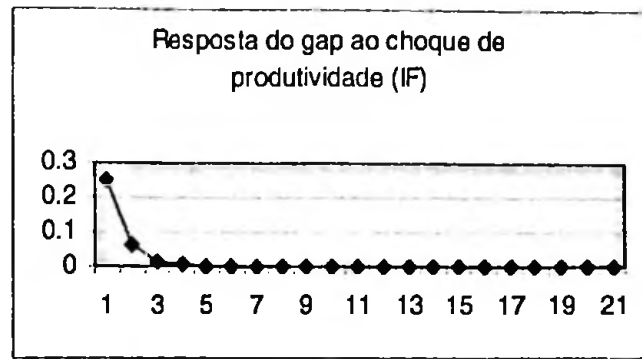
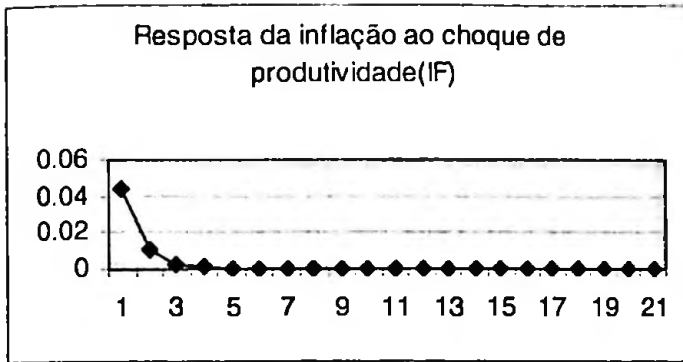
As equações (40) e (41), juntamente a especificação da política monetária – ou como a taxa de juros é determinada - descrevem o equilíbrio dinâmico do modelo na presença de variações exógenas no choque tecnológico e de demanda sob a forma de um sistema de equações diferenciais com expectativas racionais.

TABELA 4.1 Parâmetros Calibrados

Parâmetro	Valor
φ	1
ϕ	1
β	0.98
κ	0.37
ρ_a	0.25
ρ_g	0.20
θ	0.75
σ	1

• Retirados de Galí, López e Salido (2003)

ANEXO 2



ANEXO 3 Testes de especificação para o período 1995/1998

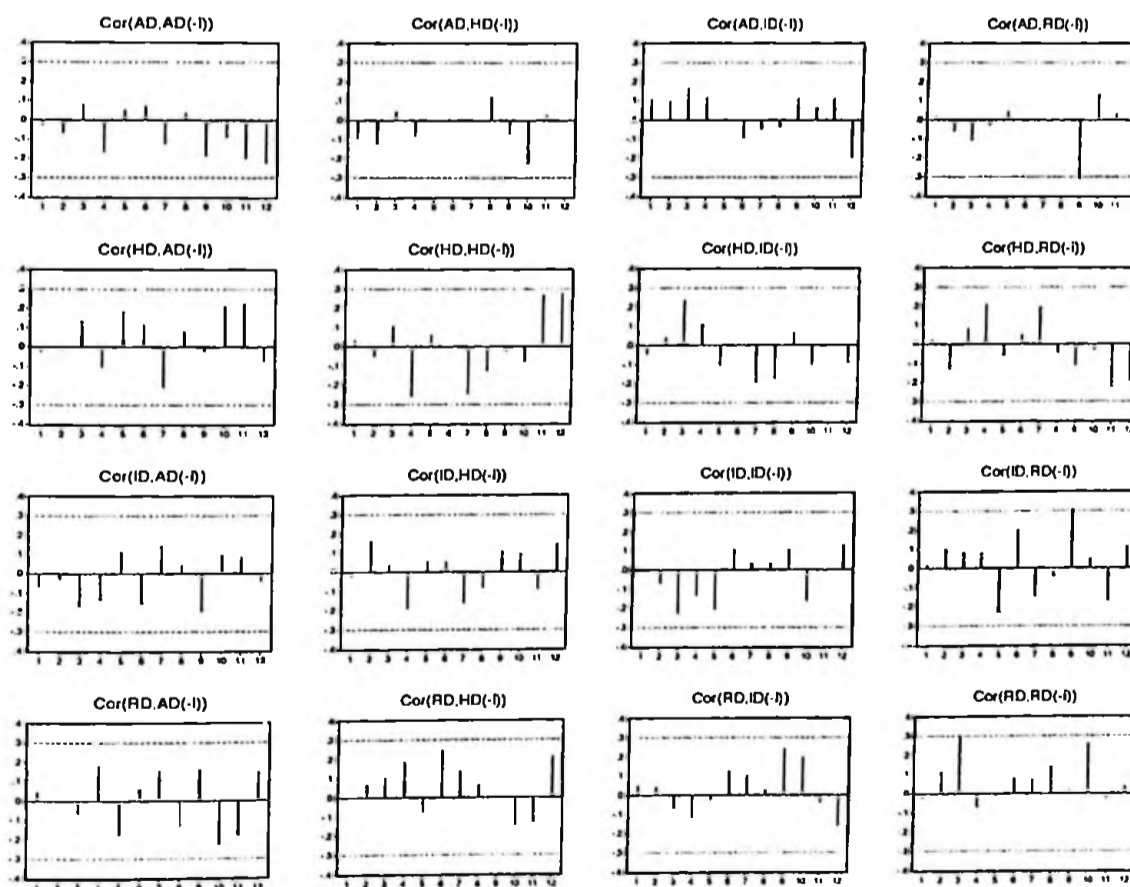
TABELA 4.2 Teste LM de autocorrelação

Lag	Est-LM	Prob
1	5.875427	0.9894
2	9.264694	0.9021
3	27.46028	0.0466
4	17.20852	0.3722
5	8.004183	0.9487

TABELA 4.3 Teste White de Heterocedasticidade

Qui quadrado	gl	Prob
254.5278	240	0.2481

Figura 4.1 Autocorrelação dos resíduos



Teste de estabilidade -coeficientes recursivos no VAR

Figura 4.2 Coeficientes recursivos- Equação da inflação

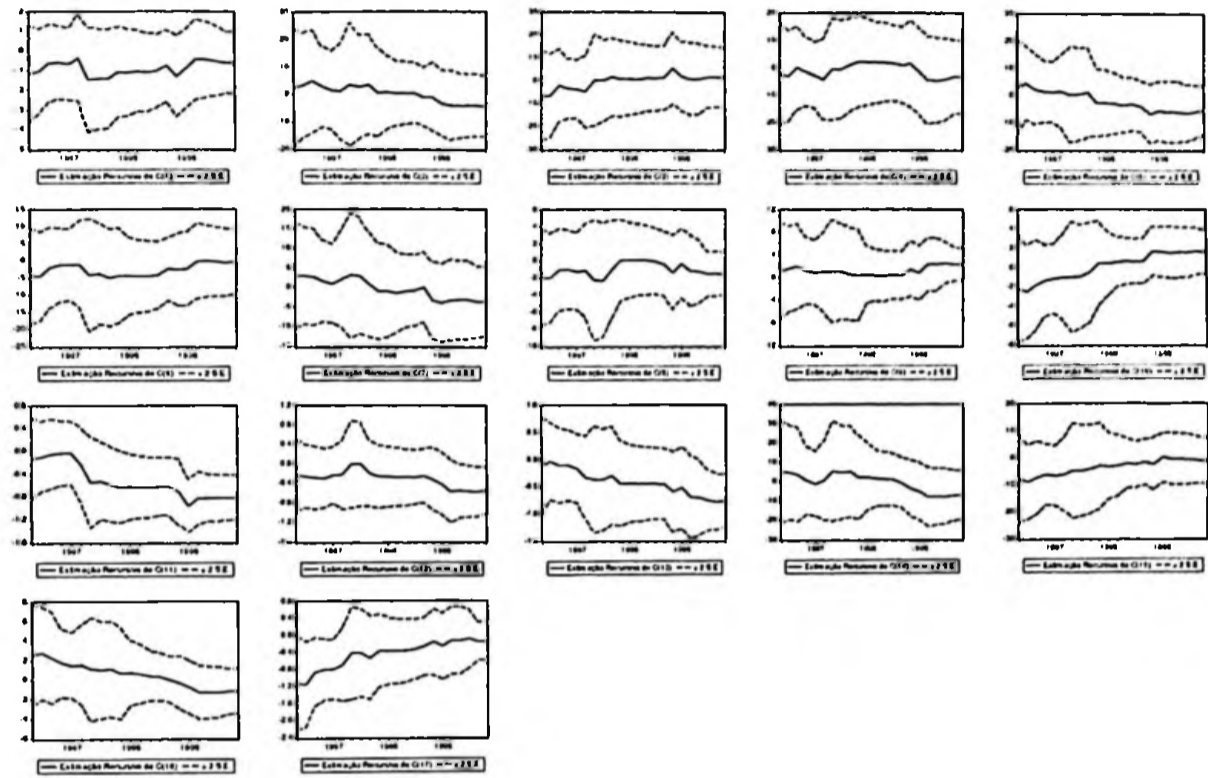


Figura 4.3 Coeficientes recursivos- Equação da taxa de juros real

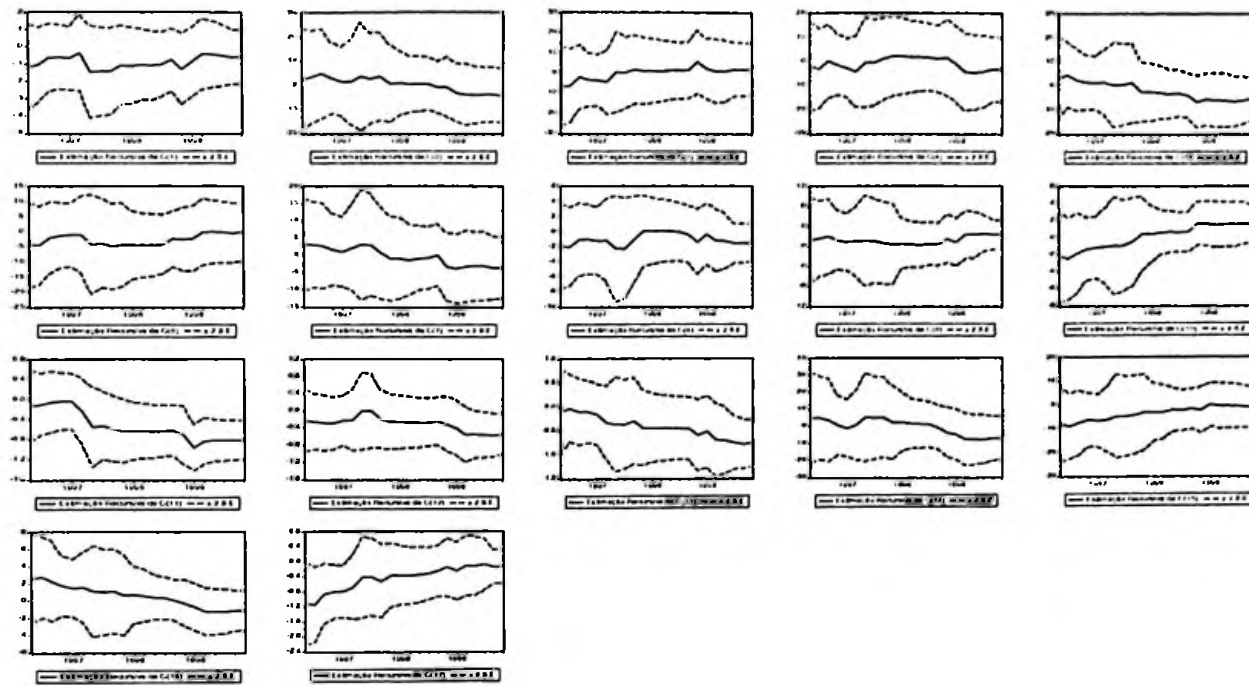


Tabela 4.4 Critérios de informação para escolha do Lag no VAR

Lag	Log-LR	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	202.9326	NA	1.13E-09	-9.252679	-9.088846	-9.192262
1	295.5619	163.7169	3.20E-11	-12.81683	-11.9976*	-12.51475
2	317.3606	34.4723*	2.50E-11*	-13.0865*	-11.61205	-12.5429*
3	326.8376	13.22369	3.57E-11	-12.78314	-10.65332	-11.99773
4	341.3712	17.57553	4.24E-11	-12.71494	-9.929786	-11.68786
5	347.9547	6.736570	7.88E-11	-12.27696	-8.836478	-11.00822

- * indica a ordem selecionada pelo critério
- LR: teste estatística LR a 5%; FPE: Erro de predição final; AIC: Critério de informação de Akaike; AIC; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn

ANEXO 4 - Testes de especificação para o período 1999/2004

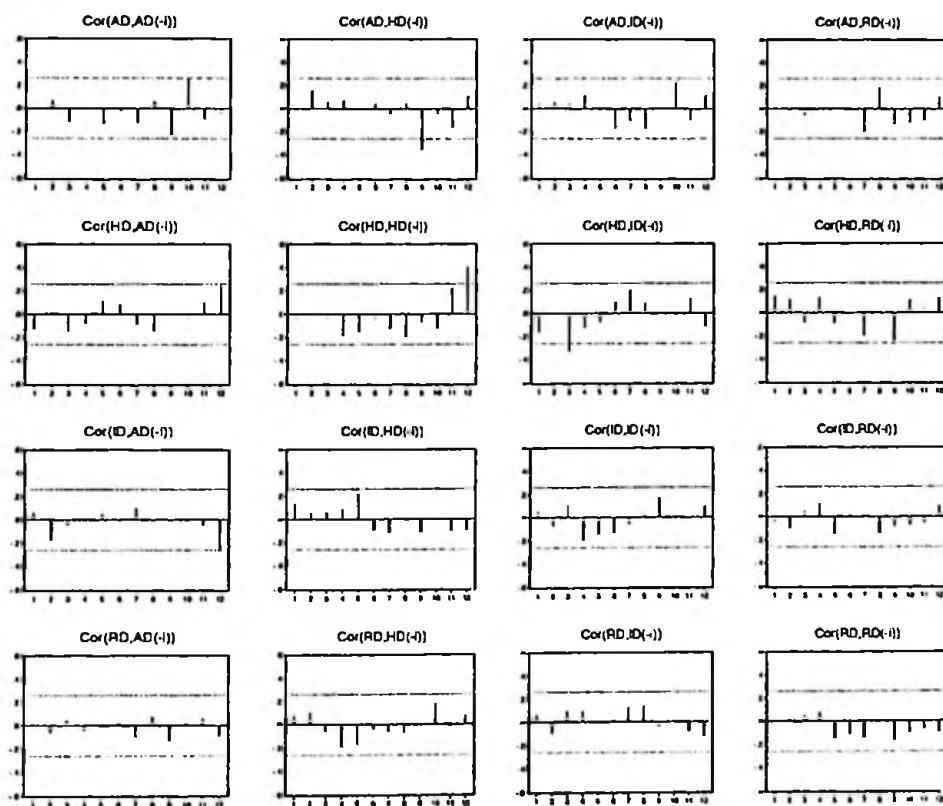
TABELA 4.5 Teste LM de autocorrelação

Lag	Est-LM	Prob
1	29.88862	0.0586
2	17.75388	0.3385
3	23.15498	0.1097
4	26.35537	0.0492
5	16.28373	0.4333

TABELA 4.6 Teste White de Heterocedasticidade

Qui quadrado	gl	Prob
31.26348	320	0.1617

Figura 4.4 Autocorrelação dos resíduos



Teste de estabilidade -coeficientes recursivos no VAR

Figura 4.5 Coeficientes recursivos- Equação da inflação

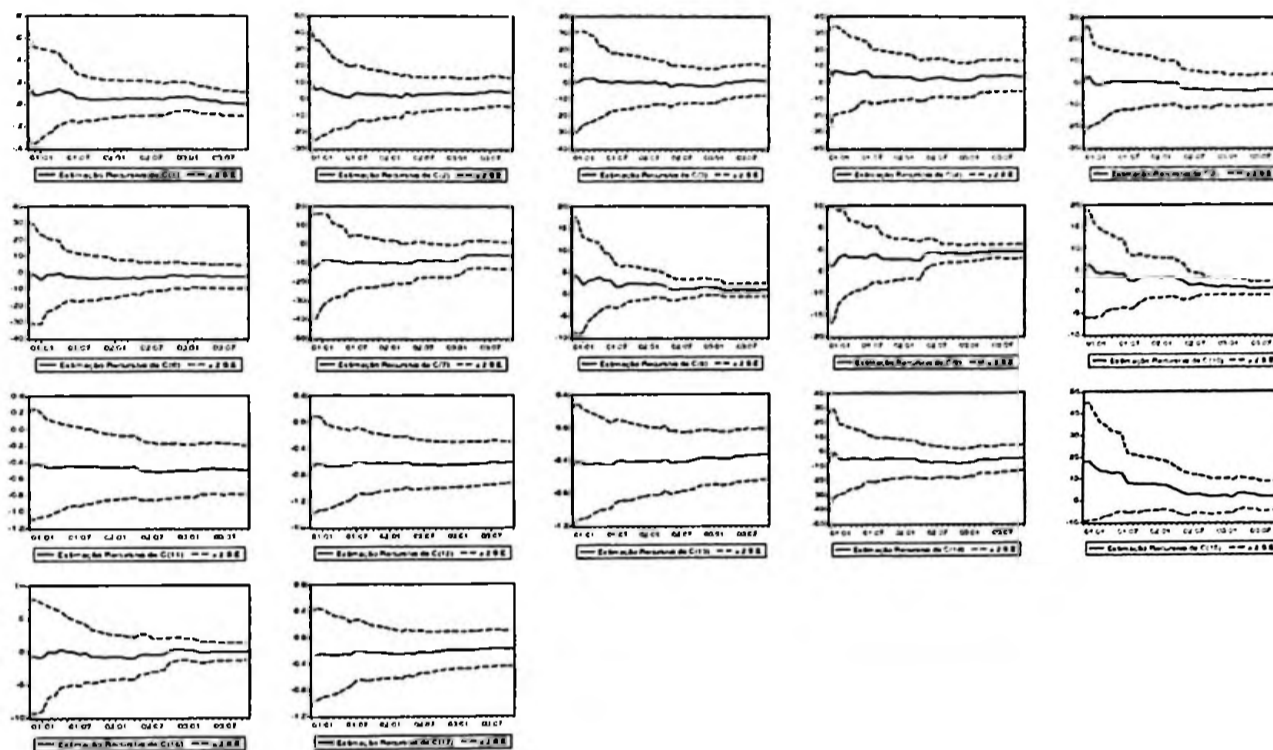


Figura 4.6 Coeficientes recursivos- Equação da taxa de juros real

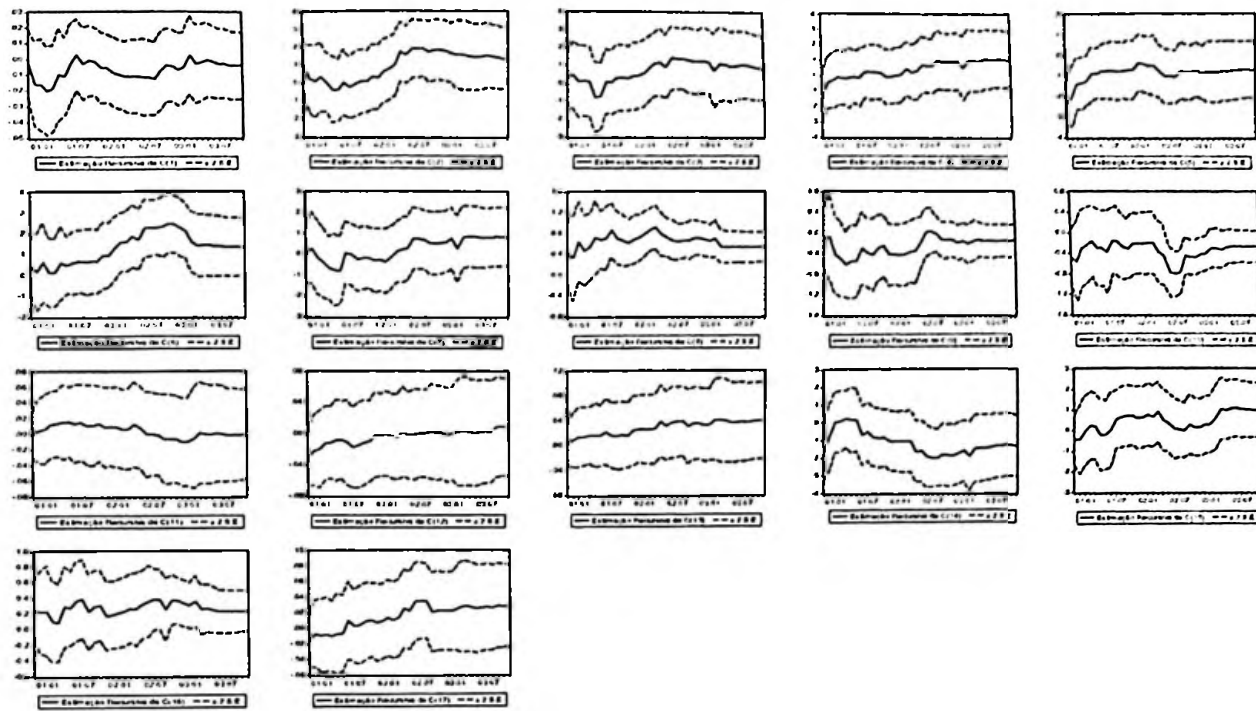


TABELA 4.7 Critérios de informação para escolha do Lag no VAR

Lag	Log-LR	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	285.3136	NA	8.49E-10	-9.536053	-9.395203	-9.481071
1	376.9142	167.6758	6.55E-11	-12.09879	-11.3945*	-11.8238*
2	396.5218	33.23315	5.84E-11*	-12.2210*	-10.95343	-11.72624
3	402.0272	8.584711	8.51E-11	-11.86533	-10.03428	-11.15056
4	420.6253	26.4786*	8.09E-11	-11.95340	-9.558951	-11.01870
5	434.6380	18.05023	9.22E-11	-11.88603	-8.928184	-10.73141

- * indica a ordem selecionada pelo critério
- LR: teste estatística LR a 5%; FPE: Erro de predição final; AIC: Critério de informação de Akaike; AIC; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn

ANEXO V – VAR 1995/2004

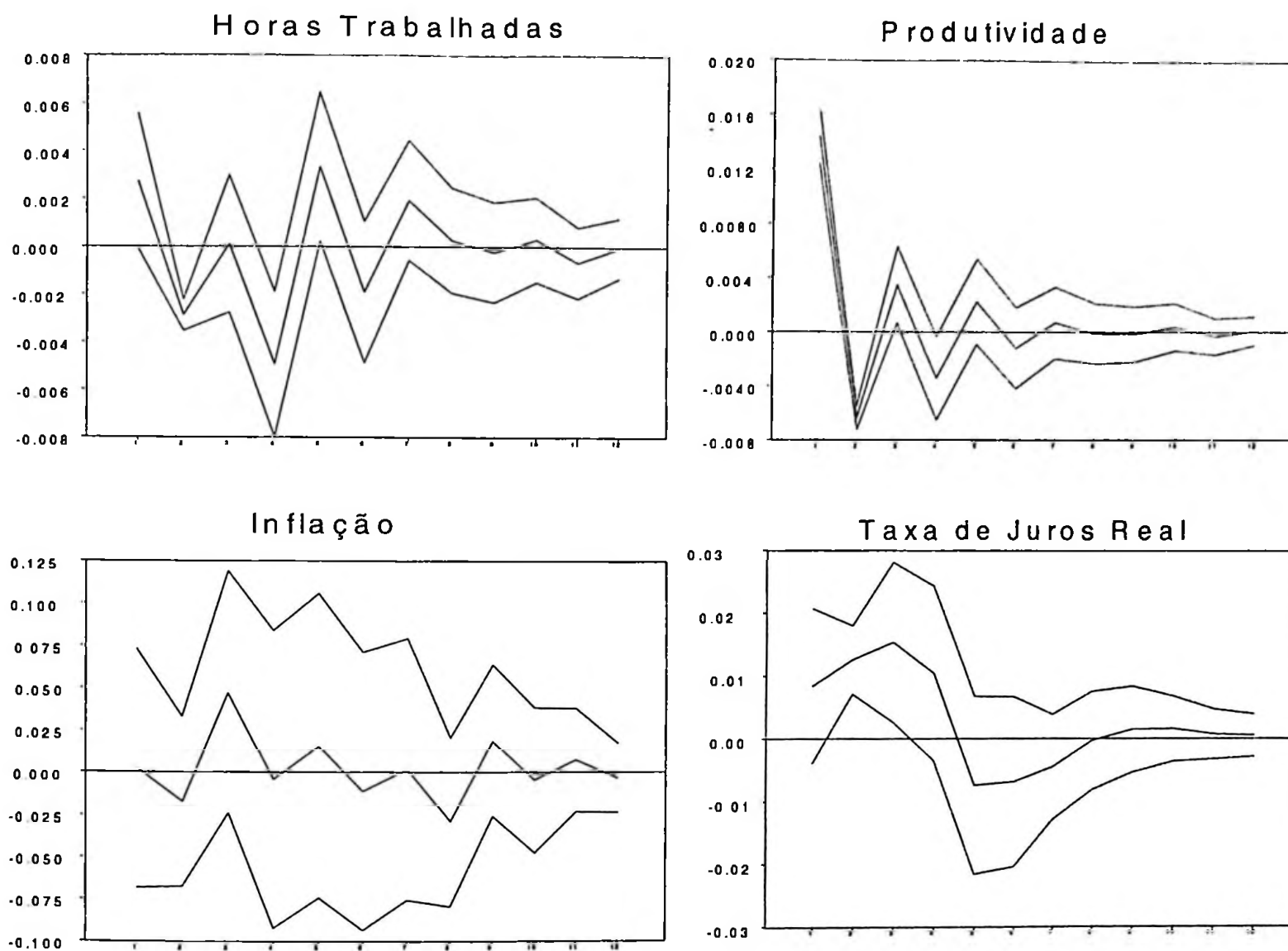


Figura 5.1 Resposta ao impulso (1995-2004)

TABELA 5.1 Teste Chow de quebra em 1999:01

Equação	Est-F	Prob	LR	Prob
Juros	1.050725	0.417462	23.49096	0.133939
Inflação	1.534718	0.107040	32.77748	0.012026

TABELA 5.2 Teste LM de autocorrelação

Lag	Est-LM	Prob
1	21.91122	0.1461
2	9.873571	0.8731
3	8.889025	0.9179
4	25.38937	0.0632
5	11.61567	0.7700

TABELA 5.3 Teste White de Heterocedasticidade

Qui quadrado	gl	Prob
279.1731	240	0.0419

Figura 5.1 Autocorrelação dos resíduos

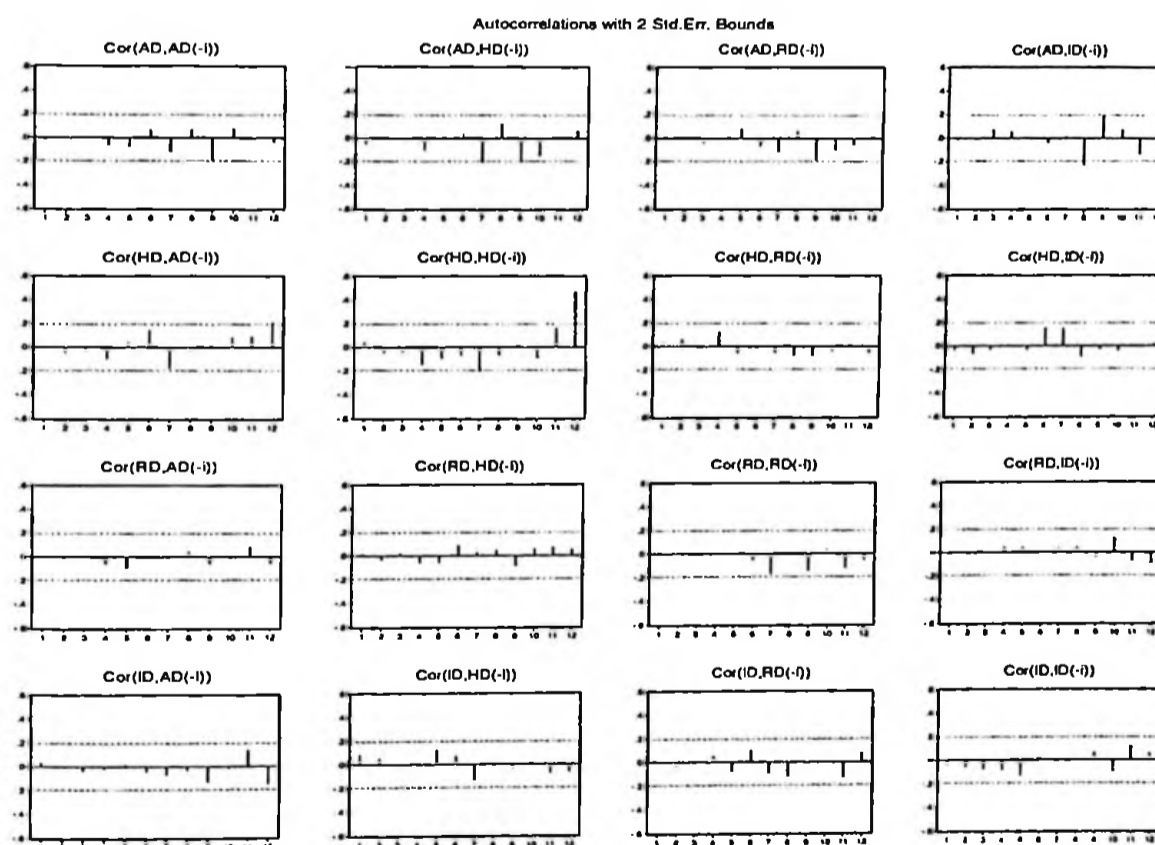


Figura 5.3 Coeficientes recursivos- Equação da inflação

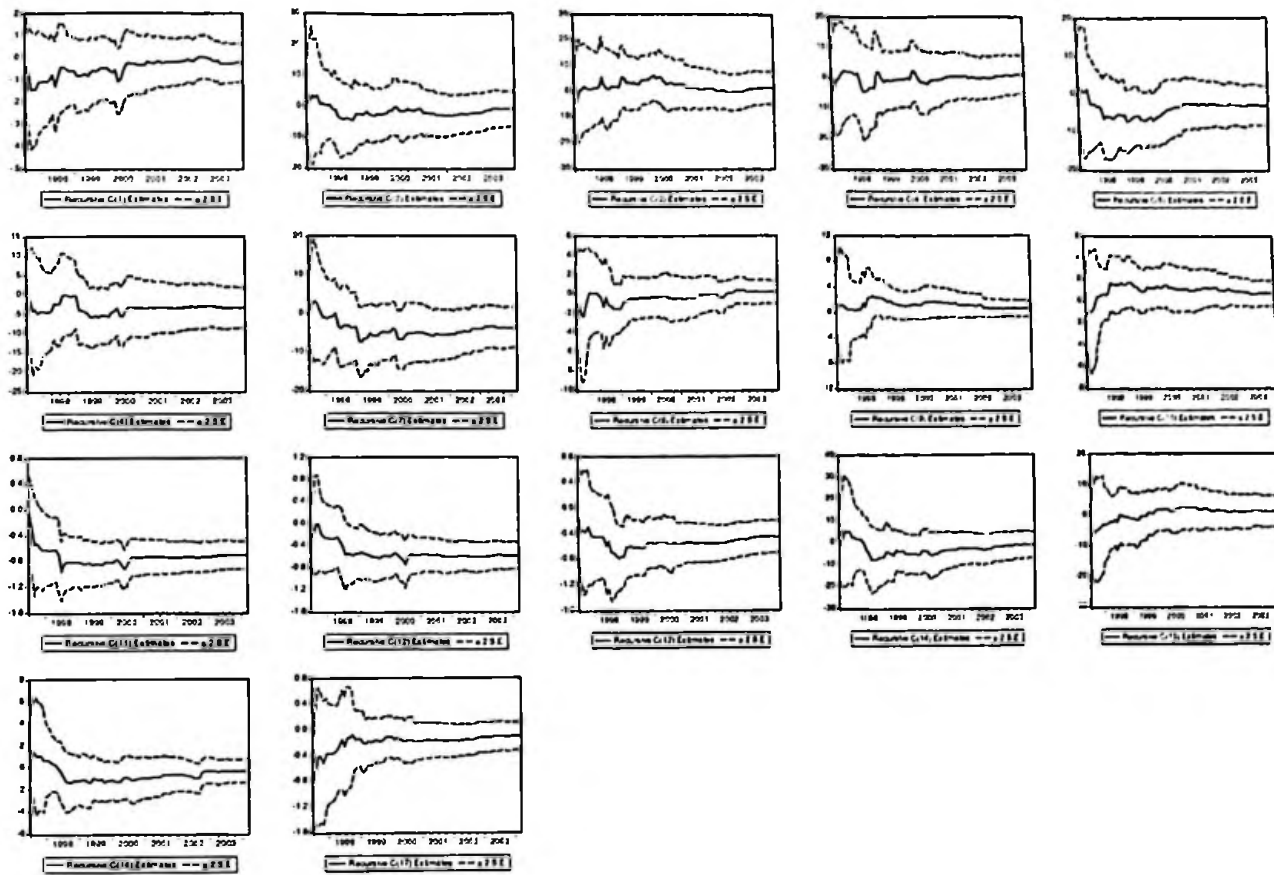


Figura 5.4 Coeficientes recursivos- Equação da taxa de juros real

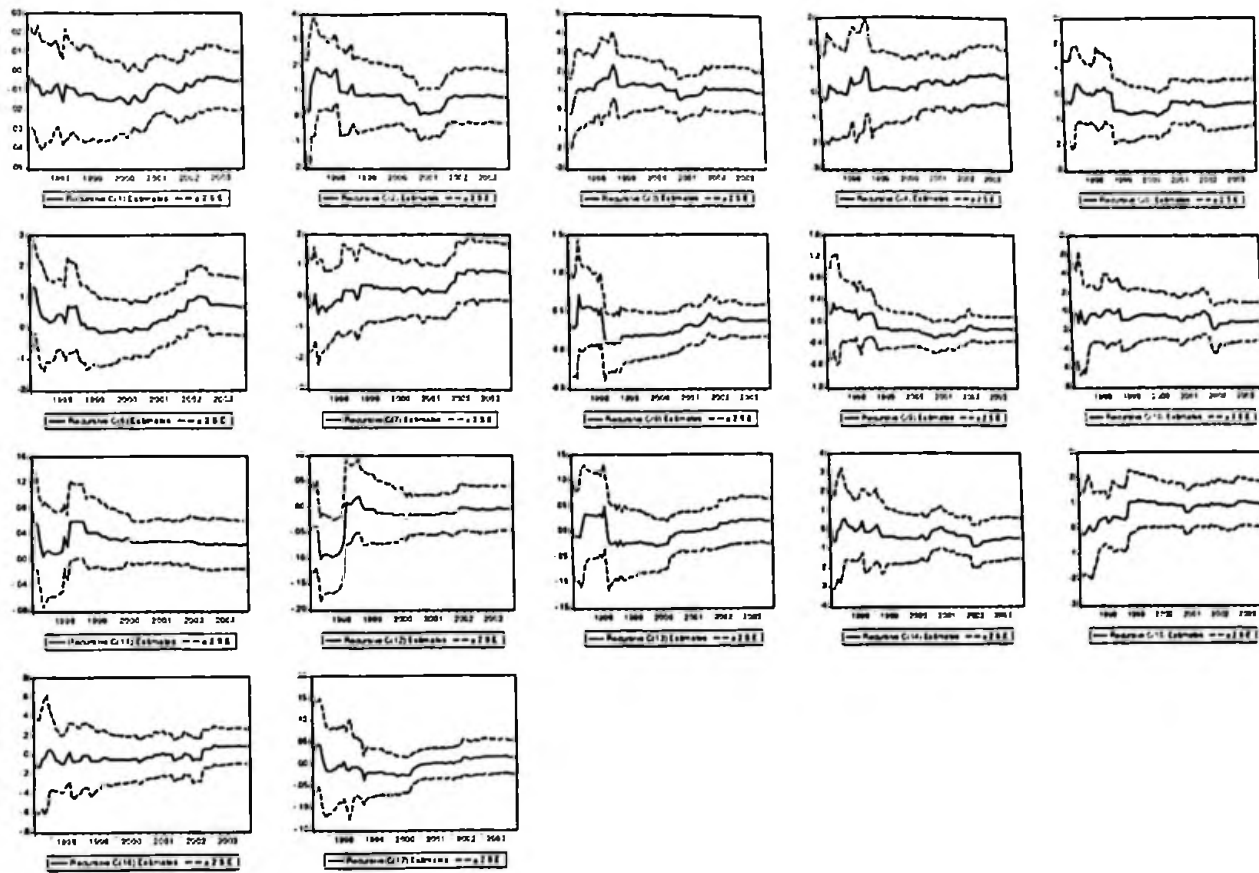


Tabela 5.4 Critérios de informação para escolha do Lag no VAR

Lag	Log-LR	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	604.6994	NA	1.26E-10	-11.44189	-11.3407*	-11.40092
1	641.3631	69.83577	8.51E-11*	-11.835*	-11.32997	-11.6304*
2	653.1364	21.52824	9.24E-11	-11.75498	-10.84505	-11.38626
3	670.6248	30.6463*	9.01E-11	-11.78333	-10.46899	-11.25073
4	683.4967	21.57565	9.63E-11	-11.72375	-10.00499	-11.02727
5	695.1587	18.65921	1.06E-10	-11.64112	-9.517949	-10.78077

- * indica a ordem selecionada pelo critério
- LR: teste estatística LR a 5%; FPE: Erro de predição final; AIC: Critério de informação de Akaike; AIC; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn
- Lag 4 escolhido

Tabela 5.5 Decomposição da Variância

Variável/Período	Choque Tecnológico	Choque em h	Choque em r	Choque em π
<i>a_t</i>				
1	98.68775	1.121416	0.022917	0.167915
2	97.71772	1.490220	0.260565	0.531495
6	93.93205	2.566095	0.773490	2.728361
12	93.47974	2.842682	0.909751	2.767828
<i>h_t</i>				
1	2.223273	93.36717	0.002663	4.406892
2	5.816551	89.52839	0.274697	4.380366
6	16.89071	73.08866	0.580231	9.440398
12	17.77350	72.13434	0.854304	9.237853
<i>r_t</i>				
1	1.071718	0.000276	97.81755	1.110461
2	3.443699	0.146233	94.58535	1.824716
6	10.14262	6.926967	80.76144	2.168977
12	10.38572	7.490452	79.11778	3.006050
<i>π_t</i>				
1	0.020279	1.077367	5.747466	93.15489
2	0.095402	3.307580	5.090576	91.50644
6	1.266753	5.371589	5.735707	87.62595
12	1.825079	5.360767	5.840737	86.97342

- Decomposição estrutural