

Universidade Federal de Santa Catarina
Centro Sócio Econômico
Departamento de Ciências Econômicas
Curso de Graduação em Ciências Econômicas

DANIEL DANIELI NETO

**A RELAÇÃO NEGATIVA ENTRE INFLAÇÃO E CRESCIMENTO:
EXPERIÊNCIA DA ECONOMIA DO BRASIL NO PERÍODO DE
1995 A 2010**

Florianópolis
2011

DANIEL DANIELI NETO

**A RELAÇÃO NEGATIVA ENTRE INFLAÇÃO E CRESCIMENTO:
EXPERIÊNCIA DA ECONOMIA DO BRASIL NO PERÍODO DE
1995 A 2010**

Monografia submetida ao departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina para a obtenção da carga horária na disciplina CMN 5420 – Monografia, como requisito obrigatório para a obtenção do grau de Grau de bacharel.

Orientador: Prof. Dr. Maurício Simiano Nunes

**Florianópolis
2011**

DANIEL DANIELI NETO

**A RELAÇÃO NEGATIVA ENTRE INFLAÇÃO E CRESCIMENTO:
EXPERIÊNCIA DA ECONOMIA DO BRASIL NO PERÍODO DE
1995 A 2010**

A banca examinadora resolveu atribuir a nota ___ ao aluno Daniel Danieli Neto na disciplina CNM 5420 – Monografia, como requisito obrigatório para a obtenção do grau de bacharel em Ciências Econômicas. Monografia submetida ao departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Maurício Simiano Nunes – Orientador
UFSC

Prof. Dr. Eraldo Sérgio Barbosa da Silva
UFSC

Prof. Dr. Jaylson Jair da Silveira
UFSC

Florianópolis, julho de 2011.

RESUMO

Esta monografia estrutura-se na teoria dos Ciclos Reais de Negócios e aplica um modelo vetor auto-regressivo (VAR) com o emprego da função impulso-resposta generalizada e evidencia a relação entre inflação e crescimento para a experiência da economia do Brasil no período entre 1995 a 2010. Para explicar tal relação, a taxa de câmbio real é empregada como uma variável endógena no modelo. A modelagem VAR tem um alto poder preditivo e permite a identificação de fontes de choques e controle de fatores exógenos. Para experimentos empíricos de extensão: a cotação internacional do petróleo e M1 são testadas como variáveis exógenas prováveis fontes de choques sobre a inflação. Os resultados do modelo estimado na monografia mostram a relação negativa entre inflação e crescimento para a experiência da economia do Brasil e que a taxa de câmbio real tem influências sobre a relação. Resultados comparáveis ao modelo de referência que analisa a relação entre inflação e crescimento para a experiência da economia da Turquia.

Palavras-chave: curva de Phillips, ciclos reais de negócios, Brasil, taxa de câmbio real, inflação e crescimento.

ABSTRACT

This monograph is based on the Real Business Cycles theories and brings evidence of a negative relationship between inflation and growth for the case of the experience of Brazil's economy in the period 1995 to 2010. This monograph employs a VAR model. The VAR enable to identify the sources of the shocks and control external factors, moreover, have a high predictive power and enable to observe the impulse response functions. The monograph employs functions Generalized Impulses Response Analysis. In the empirical experiments, the international oil prices, M1 have been taken as the likely determinants of inflation. The model shows that there is a negative relationship between inflation and growth in Brazil, and that the underlying explanatory factor is the real exchange rate.

Key words: Phillips curve, Real Business Cycles, Brazil, inflation, growth, real exchange rate.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
1.1 Tema e problema.....	7
1.2 Objetivos	10
1.2.1 Objetivo geral.....	10
1.2.2 Objetivos específicos	10
1.3 Metodologia	11
1.4 Estrutura de trabalho	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO	12
2.1 Ciclos reais de negócios.....	12
2.2 Revisão empírica	14
2.3 Modelo de referência para a análise empírica.....	17
2.4 Análise conjuntural de variáveis macroeconômicas para o Brasil.....	21
3 METODOLOGIA.....	28
3.1 Correlação Cruzada.....	28
3.2 VAR	29
3.2.1 Função impulso-resposta	31
3.2.2 Função impulso-resposta generalizada	34

4 ANÁLISE EMPÍRICA.....	38
4.1 Base de dados e variáveis.....	38
4.2 Correlação cruzada entre inflação e crescimento	40
4.3 Análise de impulso-resposta generalizada	42
4.3.1 Modelo de referência.....	44
4.3.2 Experimentos de extensão	46
5 CONCLUSÃO.....	51
REFERÊNCIAS	52
ANEXOS	55
A.1 Ordem de integração das variáveis	55
A.2 Estacionariedade das variáveis.....	55
A.3 Tabela VAR – (Equação dos Resíduos)	57

1 INTRODUÇÃO

1.1 Tema e problema

Conforme Berument *et al.* (2008), a pesquisa teórica e empírica que investiga a relação entre inflação e crescimento tem evoluído em torno de duas linhas distintas. A primeira linha parte da hipótese de Friedman (1977) de que a inflação nominal aumenta a incerteza inflacionária e tende a investigar a relação entre a inflação, a incerteza inflacionária, o crescimento e a incerteza de crescimento. A segunda linha investiga a relação entre inflação e crescimento sem referência a incerteza sobre a inflação e a incerteza sobre o crescimento. Isto é, a abordagem da macroeconomia contemporânea tradicional.

Nesta segunda linha, há dois campos de pesquisas distintos e com previsões opostas sobre a relação entre inflação e crescimento. O primeiro campo de pesquisas fundamenta a argumentação em torno da curva de Phillips¹ e hiato do produto² e postula que há uma relação positiva entre inflação e crescimento, com a intuição subjacente de que se o produto real se elevar acima do produto potencial origina-se uma pressão crescente sobre os salários no mercado de trabalho que levará a um produto maior. O segundo campo de pesquisas baseia a sua argumentação na teoria dos ciclos reais de negócios e afirma que há uma relação negativa entre inflação e crescimento, com a intuição subjacente de que uma queda na depreciação da taxa de câmbio real reduz a taxa de inflação e estimula o crescimento do produto.

Kydland e Prescott (1990) trazem os fatos dos ciclos reais de negócios à luz da teoria neoclássica de crescimento estabelecida e realizam um dos principais estudos que investiga a relação negativa entre inflação e crescimento, ao estimar que o nível de preços seja anticíclico (sinal negativo) e não pró-cíclico (sinal positivo). Isto é, a partir da condição de flexibilidade de preços estimam que os choques de inovação da

¹ Originalmente, analisa-se a relação negativa entre as taxas de inflação salarial e o nível de desemprego.

² Definido como a diferença entre produto real e potencial.

produtividade tornem os preços anticíclicos, enquanto os choques de demanda tornam os preços pró-cíclicos. Assim, evidenciam que em um ambiente com preços rígidos, os choques de demanda aumentam a produção enquanto os preços se movem pouco, sobretudo, se a produção está no caminho de sua tendência, os preços podem aumentar e uma correlação negativa entre estas variáveis igualmente pode ser observada, mesmo que um choque de demanda seja o responsável pela variação dos preços (KYDLAND; PRESCOTT, 1990). Berument *et al.* (2008) destacam que esta evidência permite medir que seja negativa a relação entre inflação e crescimento, ao contrário do que as teorias da curva de Phillips estão orientadas para prever.

Contemporaneamente, diversas publicações teóricas e empíricas apontam para a relação negativa entre inflação e crescimento (por exemplo, KYDLAN; PRESCOTT, 1990; DE GREGORIO, 1993; JONES; MANUELLI, 1993; FISCHER, 1993; GHOSH; PHILLIPS, 1998b; FARIA; CARNEIRO, 2001; KHAN; SENHADJI, 2001; GILLMAN *et al.*, 2004; KHAN, 2005; HODGE, 2006; KREMER *et al.* 2008, FREIRE; BERUMENT *et al.*, 2008; LINHARES, 2009). O artigo de Berument *et al.* (2008) demonstra através de um VAR a relação negativa entre inflação e crescimento em um modelo aplicado ao caso da experiência da economia da Turquia para o período entre 1988 a 2006.

A partir da estrutura do modelo de Berument *et al.* (2008) constrói-se a análise empírica desta monografia. Esta análise empírica estuda a experiência da economia do Brasil entre 1995 e 2010. O Brasil possui uma economia aberta e em desenvolvimento, sem pesadas regulamentações governamentais, em que é possível observar os efeitos da evolução dos mercados financeiros sobre o desempenho econômico. Em tal economia nos últimos quinze anos foram realizados alguns experimentos interessantes com o objetivo de controlar a taxa de inflação. Além disso, houve momentos de taxa de câmbio flutuante e de taxa de câmbio administrada. E, houve oscilações na taxa de crescimento do produto real (PIB). Assim, para uma análise através da modelagem de séries temporais inter-relacionadas, tal economia denota uma estrutura apropriada para observar interações entre a taxa de câmbio real, inflação e o crescimento do produto real (PIB). Então, a modelagem aplicada aos dados das variáveis da experiência da economia do Brasil permite medir a relação entre inflação e crescimento e, ainda, estimar a taxa de câmbio real como uma variável explicativa para tal relação. Por determinados canais e mecanismos as flutuações na inflação e no produto podem ser

explicadas pela taxa de câmbio real. Ou seja, o aumento (depreciação) na taxa de câmbio real provoca choques no lado da oferta com a aceleração da inflação em paralelo à redução do crescimento econômico, enquanto apreciações na taxa de câmbio real aumentam a taxa de crescimento do produto real e diminuem a inflação. Em síntese, o modelo permite examinar uma possível relação negativa entre inflação e crescimento, uma associação negativa, devido, talvez, ao efeito da taxa de câmbio real. A partir de Berument *et al.* (2008) destacam-se alguns dos efeitos da taxa de câmbio real sobre a produção:

- i. **A rigidez na economia:** Com preços inflexíveis, uma eventual desvalorização diminui os salários reais, enfraquece a demanda e a produção;
- ii. **A dinâmica da dívida:** Com uma desvalorização, o passivo da dívida externa em moeda estrangeira aumenta. Conseqüentemente, o aumento no passivo poderá fazer os agentes a ajustar os seus orçamentos e balanços, com provável redução de gastos. E ainda, os bancos reduzirão os seus créditos e as empresas poderão incorrer em perdas, o que poderia resultar na diminuição da produção;
- iii. **A confiança do consumidor:** Uma desvalorização afeta o ajuste de preços de longo-prazo, aumenta os custos de produção e a inflação esperada aumenta. Logo, a confiança do consumidor diminui ocasionando um corte nos gastos e, paralelamente, diminui a produção;
- iv. **As saídas de capital:** Uma desvalorização, ou um anúncio de desvalorização, ocasionará as saídas de capital estrangeiro. O que pode provocar crises econômicas;
- v. **A distribuição de renda:** Os efeitos de uma desvalorização sobre a distribuição de renda são imprecisos. Mas ao afetar negativamente os grupos com alta propensão marginal a consumir, há a diminuição da produção;
- vi. **As políticas econômicas:** Após uma desvalorização, podem ser necessárias políticas contracionistas para conter a inflação. Tais políticas podem levar ao declínio da produção;
- vii. **Os problemas do lado da oferta:** Uma desvalorização aumenta os custos de produção com insumos importados, o que leva a um desvio da curva de oferta agregada e, conseqüentemente, a diminuição da produção.

Assim, perante o tema e problema expostos pode-se observar a relevância em estudar a economia do Brasil, recente, através desta abordagem.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo geral

Aplicar o modelo de Berument *et al.* (2008) para a análise da relação entre inflação e crescimento para a experiência da economia do Brasil entre 1995 e 2010, e comparar os resultados com o caso da economia da Turquia.

1.2.2 Objetivos específicos

- i. Realizar um diagnóstico teórico-empírico da relação entre inflação e crescimento, analisar o modelo de Berument *et al.* (2008) e conjuntura de variáveis econômicas (taxa de inflação, taxa de câmbio real e taxa de crescimento do produto real) para a economia do Brasil;
- ii. Analisar a função impulso-resposta generalizada em um VAR;
- iii. Verificar a relação entre inflação e crescimento para a experiência da economia do Brasil, entre 1995 a 2010.

1.3 Metodologia

A metodologia utilizada será um modelo matemático-estatístico. Emprega-se a um vetor auto-regressivo (VAR) que tem um alto poder preditivo e permite o uso da análise de funções impulso-resposta generalizada. Para um modelo que testa a hipótese da existência de uma relação negativa entre inflação e crescimento e a hipótese de que a taxa de câmbio real possa ser considerada um fator explicativo para esta relação. Além disso, para experimentos empíricos de extensão, são estimadas como variáveis exógenas prováveis fontes de choques sobre a inflação: a cotação internacional do petróleo e M1.

1.4 Estrutura de trabalho

A presente monografia está estruturada em cinco capítulos: O primeiro capítulo é introdutório e apresenta o contexto e objetivos de pesquisa. O segundo capítulo traz a revisão da literatura com exposição da teoria onde são fundamentados os conceitos úteis à finalidade de atingir os objetivos de pesquisa. O terceiro capítulo traz o modelo matemático-estatístico utilizado na pesquisa. No quarto capítulo realiza-se a análise empírica (especificação do modelo) com a obtenção dos dados, a estimação dos parâmetros e a projeção das estimativas obtidas. Por fim, o quinto capítulo apresenta as conclusões da monografia.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O presente referencial teórico divide-se em três seções. Na seção 2.1 expõe-se sobre a teoria dos ciclos reais de negócios. Enquanto, na seção 2.2 faz-se uma revisão empírica acerca de modelos que evidenciam a relação negativa entre inflação e crescimento. Já na seção 2.3 faz-se uma exposição do modelo de referência de Berument *et al.* (2008), utilizado na análise empírica da monografia. Por fim, na seção 2.4 faz-se uma análise conjuntural das variáveis: taxa de crescimento do produto real, inflação e taxa de câmbio real para a economia do Brasil.

2.1 Ciclos reais de negócios

Nesta seção faz-se uma breve exposição acerca da teoria dos ciclos reais de negócios, contemporânea. O modelo neoclássico de crescimento toa como arquétipo para apresentar as regularidades empíricas, isto é, os *factos estilizados* da teoria dos ciclos reais de negócios, a partir de uma função de produção agregada³.

Kydland e Prescott (1990) destacam que durante os primeiros quarenta anos do século vinte houve uma intensa atividade de pesquisa que objetivava documentar as propriedades estatísticas das flutuações cíclicas com as propriedades da teoria econômica, sustentam ainda que “*Measuring Business Cycles*” de Burns e Mitchell (1946) representa o marco teórico fundamental para a abordagem de ciclos de negócios. Kydland e Prescott (1982) partem de uma versão modificada do modelo neoclássico de crescimento e adotam métodos numéricos para resolver um modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico onde capturam estruturas de correlação e autocorrelação entre

³ Para detalhes do modelo neoclássico de crescimento, vede Jones (2000).

variáveis econômicas para confrontar os atributos estatísticos das séries geradas pelo modelo com as séries similares reais⁴.

Conforme Teles *et al.* (2005):

Desde o trabalho influente de Hodrick e Prescott (1980), tem sido comum a caracterização das variáveis macroeconômicas sobre ciclos através da utilização de diversas estatísticas a fim de sumarizar os fatos dos ciclos de negócios. Tal compilação torna-se importante para fornecer um “resumo” dos complexos movimentos das variáveis durante os ciclos econômicos além de prover um conjunto de valores capazes de fundamentar uma avaliação de modelos teóricos. Entretanto, o exame empírico dos ciclos depende crucialmente do processo de filtragem da série. Tal processo encontra um primeiro problema na própria definição de tendência, que não é consensual.

Já no artigo de Kydland e Prescott (1990) traz-se uma definição de ciclo de negócios (no sentido de flutuações recorrentes) como os desvios do produto interno bruto (PIB) em torno de sua tendência de longo prazo, então o que guia o conceito de tendência sendo o estado estacionário no modelo neoclássico de crescimento. Sobretudo, salientam que qualquer definição de ciclo e tendência seja meramente estatística, e que a decomposição seja uma representação dos dados. Uma representação é útil, se à luz da teoria, revelar alguns padrões interessantes nos dados. Algo que pode ser representável estatisticamente pelo padrão de comportamento que as séries individualmente tomam⁵. Para análises, isolam o componente cíclico através da extração da tendência estocástica com a suavização temporal pelo filtro HP⁶.

Em síntese, a teoria dos ciclos reais de negócios sugere que as flutuações do produto são originadas dos efeitos de choques nos mercados competitivos com preços e salários flexíveis, e que todas as flutuações do produto são movimentos do seu nível

⁴ Magalhães (2005) traz uma análise da evolução dos modelos de ciclos reais de negócios de primeira geração.

⁵ O que aparece como aceito em Kydland e Prescott (1990) como norte de tendência é o estado estacionário no modelo de Cass-Koopmans (onde o trabalho é uma variável endógena), onde o produto *per capita* e a razão capital-trabalho crescem paralelamente à taxa do progresso tecnológico, ao longo de uma trajetória temporal de crescimento equilibrado.

⁶ O nome filtro HP é um mnemônico para Hodrick e Prescott, mentores do filtro. Um filtro padrão na literatura de ciclos reais de negócios. (COOLEY e PRESCOTT, 1995 *apud* ANGELIS, 2004). Uma ferramenta popular para separar ciclos, tendências e irregularidades presentes nas séries. Tal filtro tem a função de remover as flutuações de baixa frequência nas séries. Conforme Angelis (2004) tendência e ciclo fazem referência a propriedades espectrais diferentes em relação à frequência. O ciclo é associado, normalmente, a frequências entre 4 e 32 trimestres e a tendência é associada às frequências menores nas séries. Tal filtro é uma adaptação do método Whittaker-Henderson tipo A, utilizado em ciências atuariais (HODRICK; PRESCOTT, 1997).

natural, que os movimentos do produto derivam do progresso tecnológico e à medida que surgem inovações a produtividade do capital aumenta e o produto cresce (KYDLAND; PRESCOTT, 1990). Os modelos de ciclos reais de negócios destacam os choques de oferta, ou tecnológicos, como fontes que originam as flutuações econômicas, admitindo, naturalmente, o modelo neoclássico de crescimento para o comportamento de longo prazo da economia (TELES *et al.*, 2005).

Conforme Berument *et al.* (2008), Kydland e Prescott (1990) realizam um dos principais estudos que investiga a relação negativa entre inflação e crescimento. A partir da condição de flexibilidade de preços, estimam que os choques de inovação da produtividade torna os preços anticíclicos enquanto os choques de demanda tornam os preços pró-cíclicos. Evidenciam que em um ambiente com preços rígidos os choques de demanda aumentam a produção enquanto os preços se movem pouco, sobretudo se a produção está no caminho de sua tendência e os preços podem aumentar então uma correlação negativa entre essas variáveis também pode ser observada, mesmo que um choque de demanda seja o responsável pela variação dos preços.

2.2 Revisão empírica

Tais modelos empíricos que destacam a relações negativas entre inflação e crescimento normalmente apontam para relações não lineares entre estas variáveis. Khan (2005) e Freire e Linhares (2009) referem a Fischer (1993) como talvez o primeiro a reconhecer uma relação linear entre estas variáveis. Freire e Linhares (2009) destacam que não há convergência nos resultados dos modelos que destacam a relação entre inflação e crescimento que apontem para um ponto ótimo da quebra da inflação, a partir do valor das estimativas, quando os efeitos nocivos da inflação surgem sobre a taxa de crescimento econômico, argumentam ainda que a relação negativa entre inflação e crescimento no longo-prazo seria negativa somente a partir de certo nível inflacionário (o denominado efeito limiar – *threshold*).

Gregorio (1991) traz um modelo de crescimento endógeno para uma análise de um conjunto de países da América Latina e testa a relação entre inflação e crescimento de longo prazo; os efeitos da inflação sobre a produtividade do capital e taxa de acumulação de capital, os custos da inflação, além de as altas taxas de inflação. O autor destaca a crise da dívida e vários anos de desequilíbrio macroeconômico como fatores agravantes aos problemas da inflação em muitos destes países e demonstra uma correlação negativa entre inflação e crescimento *per capita*. Tal modelo ilustra os efeitos da inflação sobre as famílias e firmas. Os resultados apontam que a inflação persistente reduziu as perspectivas de crescimento na América Latina e que os desequilíbrios fiscais estavam no centro das experiências de alta inflação.

Gillman *et al.* (2004) apresentam um modelo econométrico, monetário e de crescimento endógeno. O modelo sugere uma relação negativa do efeito da inflação sobre o crescimento e outro efeito que é mais forte (positivo) em menores níveis de inflação, para o período 1961-1997. A avaliação empírica do modelo é baseada em três painéis: Um para 29 países da OCDE, outro para 18 países membros da APEC, e um terceiro incluindo as duas amostras⁷. Para os mecanismos de transmissão dos efeitos da inflação sobre o produto, o modelo econômico utiliza a estrutura dos modelos de crescimento endógeno, empregam microfundamentos e explicam o crescimento através de fatores que refletem o retorno à capital físico e humano, supõem que a taxa de inflação, como um imposto, reduz a taxa de retorno sobre o capital, tanto físico como humano. Além disso, trabalham com dinâmica de transição da taxa de crescimento entre os países dos painéis e os efeitos da inflação sobre a trajetória de crescimento equilibrado. Concluem que para o grupo de países da OCDE há um consenso do efeito negativo e não linear da inflação, independente da técnica de estimação. Quando a inflação está em um nível baixo, o consumidor usa principalmente o dinheiro e apenas uma quantidade de crédito, com a intuição de que a elasticidade-juros da demanda por moeda é menor (ou inelástica) em baixas taxas de inflação e que se torna mais elástica com o aumento da taxa de inflação. Apontam que a hipótese do efeito negativo da inflação foi encontrada de modo abrangente para os países membros da OCDE e que

⁷ Países da OCDE (Austrália, Áustria, Alemanha, Bélgica, Canada, Chile, Dinamarca Eslovênia, Estônia, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Coreia, Luxemburgo, México, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Polônia, Portugal, República Tcheca, Suécia, Suíça, Turquia, Islândia e Inglaterra). Países da APEC (Austrália, Brunei, Canadá, Indonésia, Japão, Malásia, Nova Zelândia, Filipinas, Cingapura, Coreia do Sul, Tailândia, Estados Unidos, China, Hong Kong, Taiwan, México, Papua Nova Guiné e Chile).

para os países da APEC fora diagnosticado um comportamento semelhante. Sobretudo, salientam que o efeito negativo da taxa de inflação é mais forte no painel da OCDE, e que a não linearidade entre inflação e crescimento emerge para os três painéis de dados.

Khan (2005) analisa a relação entre inflação e crescimento em uma amostra para os países da MCD⁸. Sustenta que a relação entre inflação e crescimento é negativa no longo prazo. Aponta que em níveis baixos de inflação a relação pode ser positiva ou nula, enquanto em níveis altos de inflação a relação torna-se negativa. Defende a estimação do nível mínimo de inflação onde o sinal entre a inflação e o crescimento mudaria de positivo (ou zero) para negativo. Ainda argumenta sobre o pequeno número de estudos centrados na avaliação do nível de *threshold*, onde a inflação passa a ter um impacto negativo sobre o crescimento. Destaca, então, às possibilidades de análise empírica de metas de inflação com o objetivo de, talvez, fornecer orientações aos responsáveis pelas políticas econômicas sobre as formas, escolhas e implicações de atingir as metas de inflação. Os resultados apontaram para uma correlação negativa entre a inflação (log) e o crescimento real do PIB, em uma equação linear. Após a análise linear, a evidência da relação não linear (quadrática) aponta que em níveis baixos de inflação a relação é positiva e em altas taxas de inflação a relação torna-se negativa. O nível ótimo de inflação encontrado foi de 3% (efeito do nível de inflação sobre o crescimento), enquanto o oposto (custo) foi de 8% (quando a inflação atinge 8% o seu efeito sobre o crescimento torna-se negativo). Concluiu que uma inflação abaixo de 6% poderia ser melhor para minimizar o seu impacto negativo sobre o crescimento de longo prazo e aponta que a inflação média nos países da MCD entre 2002 a 2005 foi de 6,7%, ou seja, acima do nível de *threshold*.

Para o caso do Brasil. Carneiro e Faria (2001) analisam o impacto da inflação sobre o crescimento e a produção da economia brasileira no período 1980-1995, num contexto de alta inflação. Conjecturam que a inflação não afeta o produto real no longo prazo e que no curto prazo a inflação afeta negativamente o produto. Investigando a neutralidade da moeda de longo prazo no período, utilizam como metodologia um modelo de decomposição de Blanchard e Quah (1989). Entre os resultados, apontam que a inflação e crescimento não estão relacionados de forma confiável no longo prazo, também demonstram que há um impacto negativo da inflação sobre o produto no curto prazo.

⁸ Grupo de países do Oriente Médio e Ásia Central.

Araújo e Cunha (2003) usam dados anuais de 1850-2000 e analisam o comportamento da inflação e do crescimento (PIB) no Brasil, utilizando metodologias econométricas aplicadas à literatura de ciclos econômicos, sugerem que a relação entre a inflação e o crescimento seja negativa.

Já Freire e Linhares (2009) analisam a experiência de efeitos não lineares na relação de longo prazo entre inflação e crescimento no Brasil para o período de 1948-2006, empregando modelos de efeito *threshold* encontram indícios de uma relação negativa entre inflação e crescimento econômico no (médio) longo-prazo. Explicitam que a relação seria negativa apenas acima de certo nível inflacionário; e essa relação seria amortecida quanto maiores fossem os níveis de inflação.

2.3 Modelo de referência para a análise empírica

O modelo de referência utilizado na análise empírica desta monografia é o de Berument *et al.* (2008). Tal modelo examina a relação empírica entre inflação e crescimento para o caso da experiência da economia da Turquia. Para o modelo, os autores destacam que a Turquia enfrentou graves choques externos e de política econômica, especialmente monetária, num período recente, com uma inflação alta e volátil, uma produção volátil e uma elevada variabilidade na taxa de câmbio real. Para experimentos empíricos empregam a modelagem VAR com a função impulso-resposta generalizada. Estimam a taxa de câmbio, o preço internacional do petróleo, a oferta de moeda, os gastos do governo e os impostos, como variáveis relacionáveis com a inflação e crescimento. Então, em uma análise preliminar dos dados apontam para uma relação negativa entre inflação e crescimento e, ainda, que a taxa de câmbio real é um fator explicativo para esta relação negativa. Salientam que a experiência destes fenômenos é única e só pode ser comparada com a experiência da economia do Brasil⁹. Estimam a hipótese de que a taxa de câmbio real afeta a relação entre inflação e

⁹ Inicialmente pode-se estabelecer uma análise de comparação a partir da próxima subseção, e em seguida a partir dos resultados da aplicação do modelo para a economia do Brasil, em relação à Turquia.

crescimento e que por determinados canais e mecanismos ela pode explicar as flutuações da inflação e do produto¹⁰. Argumentam que depreciações ou apreciações da taxa de câmbio real podem provocar choques do lado da oferta: A depreciação cambial aceleraria a inflação com a desaceleração do crescimento econômico e a apreciação cambial aumentaria a taxa de crescimento do produto e reduziria a inflação.

Apontam que os dados da economia da Turquia demonstrem exatamente o oposto do que as teorias da curva de Phillips estão orientadas para prever. Argumentam que os períodos de inflação alta sobrepõem-se aos períodos de baixas taxas de crescimento da produção real agregada.

Para o movimento histórico da inflação e crescimento do PIB real (corrigidos de sazonalidade) destacam que as duas séries se moveram em direções opostas. A inflação atingiu um *outlier* em 1994 quando houve uma crise financeira na Turquia e com queda drástica do PIB – posteriormente, flutuações nas duas séries diminuem. Sustentam que a queda da inflação aconteceu após um programa de estabilização de 2000, sobretudo que tal programa terminou com a ocorrência de duas crises financeiras e o aumento intenso da inflação, paralelamente, ao declínio da produção. Após as crises, tal economia experimentou a um aumento constante da produção com uma diminuição constante da taxa de inflação. Já os movimentos históricos do crescimento do PIB real e taxa de câmbio real na economia da Turquia apontaram que as desvalorizações foram acompanhadas de grandes declínios na produção, o que os fez sugerir uma relação negativa entre estas séries. Os movimentos históricos da taxa de inflação e taxa de câmbio real apontaram que o aumento da taxa de inflação estava vinculado às desvalorizações da taxa de câmbio real, enquanto os períodos de desinflação estavam vinculados com apreciações reais.

Para evidenciar estatisticamente a relação negativa entre inflação e crescimento do produto, primeiro calcularam a correlação cruzada entre estas variáveis. Para o período 1988-2007. Os resultados entre as várias formas do hiato do produto e inflação para diferentes ligações e defasagens (onde o número de defasagens indicou o número de trimestres em que o hiato do produto estava defasado em relação ao nível contemporâneo de inflação) apontaram para a correlação negativa entre inflação e as várias formas do PIB – na maioria dos casos. O hiato do produto pelo filtro H-P e log do

¹⁰ Canais e mecanismo antecipados, pontuados e explicados, no penúltimo parágrafo da introdução (em problema): A rigidez na economia, a dinâmica da dívida, a confiança do consumidor, as saídas de capital, a distribuição de renda, as políticas econômicas e os problemas do lado da oferta.

PIB em nível se apresentaram sempre negativamente correlacionados com a inflação. Salientam que embora quase todos os métodos mostrem a correlação negativa, a inflação corrente estava relacionada com um valor defasado da produção em três períodos à frente do PIB.

Para uma análise mais clara da correlação negativa, estimaram uma equação em mínimos quadrados ordinários:

$$\Pi_t = \alpha + \beta_1 \Pi_{t-1} + \beta_2 \Pi_{t-2} + \beta_3 \Pi_{t-3} + \beta_4 \Pi_{t-4} + \beta_5 \Pi_{t-5} + \beta_6 \Pi_{t-6} + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 Y_{t-1} + \gamma_3 Y_{t-2} + \gamma_4 Y_{t-3} + \gamma_5 Y_{t-4} + \gamma_6 Y_{t-5} + \gamma_7 Y_{t-6} + \varepsilon_t; \quad (2.1)$$

em que o Π foi utilizado para a inflação e Y foi utilizado para o produto. Como resultados da estimativa, para os efeitos da inflação sobre a produção em definições diferentes, observaram que os coeficientes são negativos e estatisticamente significativos (no nível de significância de 10%) para as três primeiras defasagens do crescimento da produção. Um crescimento maior da produção reduz a inflação. Tal análise lhes sugeriu uma relação negativa entre inflação e crescimento, e, ainda, que a taxa de câmbio real parece ser um fator explicativo para esta relação. A partir disso, adotaram um modelo VAR para poder identificar as fontes de choques e serem capazes de controlar a importância de choques exógenos. Não utilizando o método de função impulso-resposta (ortogonal) com o argumento de ser criticado porque os resultados vêm a depender do pressuposto de “ortogonalidade” e, além disso, de diferir de acordo com a ordenação das séries, empregaram a função impulso-resposta generalizada (GIR)¹¹.

No modelo é incluído a taxa de crescimento real do PIB e inflação. Não importando a ordenação ao utilizar o GIR. Foi acrescentada a taxa de câmbio real no modelo para observar como as variáveis reagem aos choques. E estendendo o modelo para os choques exógenos com o acréscimo do preço do petróleo, M2, os gastos do governo e as receitas fiscais. Utilizam dados trimestrais e cinco como ordem de defasagem.

Os autores elaboraram quatro versões de análise: No primeiro modelo alternativo acrescentaram os preços do petróleo, já que eles podem ter efeitos significativos sobre a inflação e crescimento (um choque devido a um efeito direto do fornecimento). Na

¹¹ A metodologia VAR aplicada no modelo desta publicação estão referenciadas na subseção 3.2.2.

segunda versão, ampliaram o modelo acrescentando $M2$, no objetivo de capturar os canais monetários que afetam a inflação, a produção e a taxa de câmbio real. Já na terceira versão, acrescentaram os gastos do governo, uma vez que esta variável é influente na inflação e produto. Por fim, na quarta versão acrescentam as receitas fiscais.

Estes experimentos estendidos foram verificados, primeiro, para o modelo de referência, e em seguida, verificado, incluindo a taxa de câmbio real, para o modelo de extensão. A resposta ao impulso do modelo de referência foi obtida pelo método GIR e foi estimada com intervalos de confiança de 90% (o método de simulação de Monte Carlo foi utilizado para calcular os erros-padrão com 1.000 iterações). A magnitude dos choques foi um desvio-padrão e as respostas foram normalizadas por um desvio-padrão. Tendo um VAR de referência com 2 variáveis endógenas e trazendo 4 funções de resposta ao impulso.

A análise do modelo de referência mostra que o choque de um desvio-padrão para o crescimento reduziu a inflação nos cinco primeiros períodos. Já o choque da inflação diminuiu o crescimento da produção instantaneamente. Então o modelo de referência sugeriu uma relação negativa entre inflação e crescimento. Ainda, podendo ocorrer o efeito da taxa de câmbio real no sistema, então trazem o modelo de referência estendido com a análise do impulso da taxa de câmbio real.

A extensão do modelo de referência utilizando a taxa de câmbio real mostra que o choque de um desvio-padrão do crescimento diminuiu a inflação. Por outro lado, o choque de um desvio-padrão da taxa de crescimento diminuiu a inflação instantaneamente, enquanto a taxa de câmbio real se depreciou inicialmente¹². Do mesmo modo, o choque de um desvio-padrão da taxa de câmbio real aumentou a taxa de inflação e o crescimento diminuiu imediatamente. Já uma inovação positiva do crescimento diminuiu a inflação e uma inovação positiva da inflação diminuiu o crescimento. Sobretudo, a inovação da taxa de câmbio real diminuiu o crescimento e a inflação aumentou. Assim, a correlação entre inflação e crescimento foi negativa e constataram que a apreciação real leva a uma diminuição da inflação e ao maior crescimento.

¹² Definição da taxa de câmbio real por eles utilizada é calculada com base na cesta da taxa de câmbio nominal do Banco Central da Turquia, deflacionada pelos preços domésticos e multiplicada por preços externos (Marco alemão até a adaptação ao Euro e Dólar).

Nos experimentos estendidos do modelo de referência foram acrescentadas as outras variáveis exógenas em que os choques podem afetar a inflação e o crescimento. Na ordem: o preço do petróleo, $M2$, os gastos do governo e as receitas fiscais. O preço do petróleo: O choque negativo de crescimento do produto sobre a inflação então foi válido quando os preços do petróleo são considerados. E o resultado foi compatível com a hipótese de que a variável subjacente para a relação negativa é a taxa de câmbio real. A oferta de moeda: Concluíram que a relação negativa entre inflação e crescimento se manteve quando a oferta de moeda foi incluída no modelo. Para o modelo estendido de referência: Com um choque de depreciação da taxa de câmbio real o crescimento diminuiu enquanto aumentou a inflação. Para as demais variáveis exógenas permanece a relação negativa entre inflação e crescimento, com influência da taxa de câmbio real sobre a relação.

Como resultados: salientam que, definitivamente, em contraste com a previsão da curva de Phillips. Há uma relação negativa entre inflação e crescimento, e isso se deve aos movimentos na taxa de câmbio real. Um resultado que não mudou mesmo quando os choques nos preços do petróleo, oferta de moeda, gastos de governo e impostos são contabilizados.

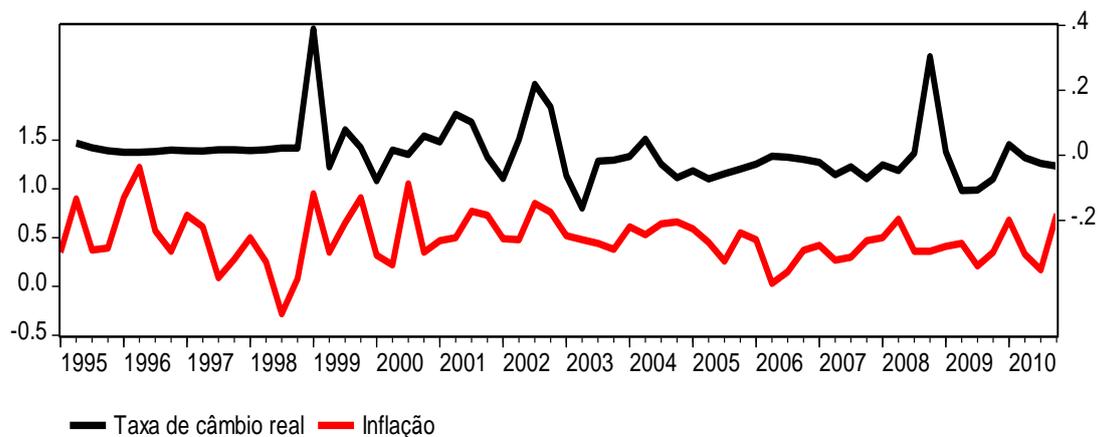
2.4 Análise conjuntural de variáveis macroeconômicas para o Brasil

A partir de julho de 1994 a economia do Brasil experimenta a estabilidade monetária com o Plano Real. Posterior a esse momento, em 1995, é observável a redução da volatilidade da taxa de câmbio real (e valorização da mesma), com redução da taxa de inflação e equilíbrio na taxa de crescimento do produto real (PIB). Com o Plano Real, entre 1995 a 2010, a economia do Brasil experimenta um conjunto de choques econômicos internacionais e nacionais com impactos sobre a flutuação dos dados da taxa de câmbio real, taxa de inflação e crescimento. Destacam-se, como principais fontes de choques e oscilações, as crises cambiais e financeiras no México em

1994 (com efeitos sobre a economia do Brasil em 1995), no Leste Asiático em 1997, na Rússia em 1998 e na Argentina em 2001. Além de os atentados terroristas em 2001 e a crise a partir do mercado imobiliário *Subprime*¹³ em 2008, nos Estados Unidos. Internamente, a crise cambial ocorrida em 1998 e efeito das eleições presidenciais em 2002. Tais momentos de choques e oscilações externas e internas conduziram a movimentos de ajustes na política econômica durante o período em análise com mudanças na dinâmica da taxa de câmbio real e com reflexos nas demais séries macroeconômicas. O restante desta seção traz uma breve contextualização conjuntural que vem a destacar a alguns dos principais momentos de flutuação e talvez eventuais quebras estruturais das variáveis macroeconômicas em questão.

Inicialmente, a figura 1 mostra a relação entre a taxa de câmbio real e inflação. Em seguida, são contextualizados os principais momentos que apontem para maiores oscilações nas duas séries.

Figura 1: Movimento histórico da taxa de câmbio real e inflação para a economia do Brasil no período de 1995 T1 a 2010 T4 (trimestral)



Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – A série taxa de câmbio real está em primeira diferença logarítmica (eixo atribuído à direita) enquanto a taxa de inflação está em nível (eixo atribuído à esquerda). A figura traz a sobreposição cruzada das linhas com o objetivo de ilustrar os efeitos convergentes em alguns momentos sobre a direção tomada pelas séries durante o andamento do Plano Real.

Adotou-se na economia do Brasil durante os anos iniciais do Plano Real uma espécie de ‘âncora cambial’ – *currency peg* – tendo a manutenção da taxa de câmbio apreciada em um determinado patamar à finalidade de conter as pressões inflacionárias

¹³ Definição adotada como crédito de risco concedido a um tomador que não oferece garantias suficientes para se beneficiar da taxa de juros.

e a taxa de juros à utilidade de mecanismo com a função de atrair capital e estabilizar o balanço de pagamentos (CALDAS; PORTUGAL, 2010). A taxa de juros tornava-se ainda um mecanismo capaz de manipular a taxa de inflação (SILVA FILHO *et al.*, 2006). Entre 1995 a 1999 houve a estabilidade da taxa de câmbio real. Após as crises no México, Leste Asiático e Rússia, a economia do Brasil estava sem reservas suficientes para manter a paridade cambial no patamar estável. Durante o espalhamento dos efeitos da crise cambial e financeira ocorrida no México houve um ajuste na política cambial originária da implantação do Plano Real. Isto é, no primeiro trimestre de 1995 foi implantado o regime de “bandas cambiais” – administrado pelo Banco Central¹⁴. Entre distintos aspectos, tal ajuste surtiu efeitos imediatos como medida de defesa contra os efeitos do espalhamento da crise no México por meio da redução da saída de dólares e da perda de divisas. Após esse evento, durante a propagação dos efeitos da crise no Leste Asiático (Coreia do Sul, Hong-Kong, Indonésia, Malásia e Tailândia) destaca-se que a adoção de algumas medidas que somadas ao nível de reservas cambiais de então proporcionaram a manutenção do regime de “bandas cambiais” e a consequente estabilidade na taxa de câmbio. Entretanto, contíguo à moratória e explosão da crise na Rússia e ‘crise de liquidez no mercado internacional’ houve significativa saída de capitais e diminuição do volume de crédito oferecido pelas instituições financeiras privadas do país. Assim, em 1998 ocorre a crise no regime de “bandas cambiais” implantado no primeiro trimestre de 1995.

Ao passo que durante o período do regime de “bandas cambiais” a taxa de inflação medida pelo IPCA reduziu-se, embora volátil, mostrando um padrão que aponta para menores dígitos no segundo trimestre de cada ano e maiores, embora com defasagem, no início dos anos. A figura 1 sugere que durante o regime de câmbio administrado a taxa de inflação aparenta acompanhar a variação da taxa de câmbio real no intervalo da banda. No último trimestre do ano de 1998 e primeiro trimestre de 1999 acontece uma intensa depreciação na taxa de câmbio, momento em que há uma análoga elevação da taxa de inflação. – À vista disso, há uma quebra estrutural na série taxa de câmbio real – *overshooting* – e que reflete a mudança no regime cambial. – Então, a partir do primeiro trimestre de 1999 o regime de “bandas cambiais” foi substituído e

¹⁴ Um regime adotado para a taxa de câmbio e modificável através de pequenas faixas de variação dentro de um intervalo (variação por meio de compras e vendas nos mercados à vista e futuros).

instaura-se o regime cambial flutuante sujo¹⁵. Paralelamente, teve início o sistema de “metas de inflação”¹⁶. Novidades facultadas por meio da transformação dos objetivos dos instrumentos utilizados pelo Banco Central do Brasil que denota o momento em que os dados da série de taxa de câmbio real passam a flutuar livremente e a taxa de juros passa a ser utilizada como um mecanismo para tentar manter a taxa de inflação sobre controle. Isto é, a variação da taxa básica de juros – Selic – passa a ser utilizável especialmente como um instrumento para conter o excesso de demanda e consequente elevação do nível de preços.

À transição para o regime de “livre flutuação” foi perturbada devido às incertezas no mercado diante de tal regime e, conseqüentemente, a taxa de câmbio real oscilou durante o ano de 1999; contíguo a observáveis movimentos de acompanhamento da taxa de inflação – sobretudo a meta para a taxa de inflação no ano fora atingida.

Entre 1999 a 2010 o regime de câmbio flutuante foi afetado pelos choques e oscilações da crise na economia da Argentina, atentados terroristas nos Estados Unidos, eleições presidenciais no Brasil e crise do sistema *Subprime* nos Estados Unidos. Paralelamente a tais eventos houve a volatilidade da taxa de câmbio real com o acompanhamento na mesma direção da taxa de inflação, exceto durante o choque da crise do *Subprime*. Destaca-se que as expectativas de mercado se acalmam com a nova política monetária adotada e a partir do ano 2000 a estabilidade na taxa de câmbio real. Porém, em 2001 ocorre a crise cambial e financeira na Argentina personificada através da moratória e declínio do sistema – *currency board* – de paridade fixa entre a moeda da Argentina e a moeda dos Estados Unidos, tal crise paira no mundo como um indicador de fragilidade sobre os países emergentes e como uma grande ameaça para a economia do Brasil. Portanto, no Brasil, houve um aumento gradual da taxa de juros para tentar conter os efeitos do espalhamento do choque desta crise e ao tentar evitar a saída de capitais e estabilizar a taxa de câmbio. Ao mesmo tempo, a economia dos Estados Unidos já estava em desaceleração quando ocorrem os ataques terroristas e a paralização momentânea dos mercados financeiros e posterior queda (a partir da reabertura dos mesmos) nos principais índices financeiros daquela economia e com

¹⁵ O Banco Central faz pequenas intervenções no mercado cambial para conter flutuações excessivas, apreciações ou depreciações insustentáveis na taxa de câmbio.

¹⁶ Tal regime prioriza a estabilidade de preços e procura tornar pública a taxa de inflação a ser atingida pelo Banco Central, bem como os instrumentos a serem utilizados para este objetivo e as análises que fundamentam estas decisões. – Sendo escolhido o IPCA por ser um índice menos exposto à flutuação cambial.

efeitos diretos sobre outras economias. – Assim, com o espalhamento destes choques houve a depreciação cambial no Brasil, acompanhada da flutuação no mesmo sentido da taxa de inflação.

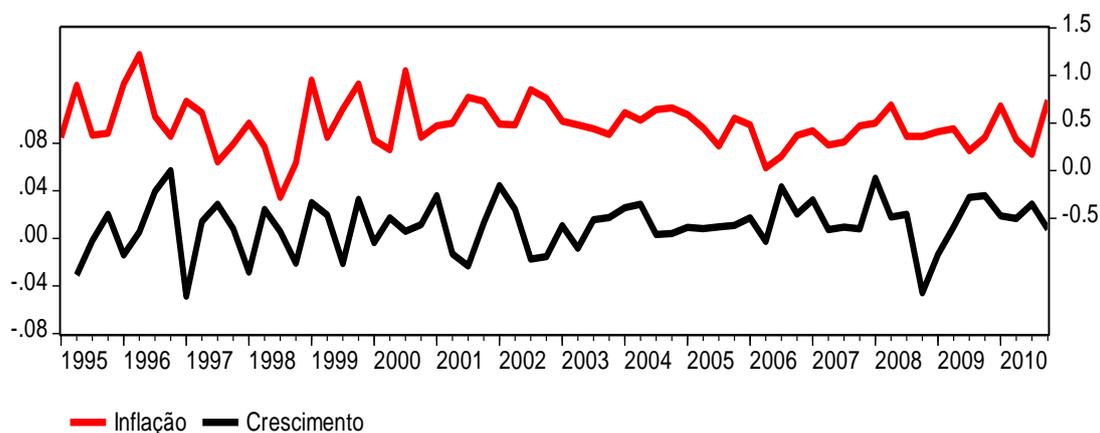
No fim de 2001 houve uma apreciação na taxa de câmbio real e queda na taxa de inflação, isto é, antes do efeito das eleições presidenciais no Brasil. Então, no primeiro trimestre de 2002 a taxa de câmbio real se deprecia e a taxa de inflação se eleva. No segundo trimestre de 2002 ocorre uma elevada depreciação na taxa de câmbio real – um *outlier* na série – posteriormente, no terceiro trimestre, sucede o maior pico na taxa de inflação ocorrido durante o sistema de metas de inflação. Tal flutuação das séries é resultante da possibilidade de mudança na política econômica como fruto da eleição do governo de Luiz Inácio Lula da Silva pelo Partido dos Trabalhadores, denominado *Efeito Lula* para a economia do Brasil. Um efeito definido pela expectativa dos agentes econômicos referente à probabilidade de uma postura intervencionista do governo na economia e de controle do mercado de capitais. O que não veio a se confirmar e com posterior reação anímica positiva do mercado. Além disso, defende-se que em 2000, 2001 e 2003 as metas estabelecidas para a taxa de inflação não foram atingidas em decorrência da elevada depreciação cambial. Em 2003 a taxa de câmbio real apreciava-se no primeiro trimestre quando gradativamente passa a se depreciar durante o resto do ano, acompanhada do aumento da taxa de inflação. Então, a partir do segundo trimestre de 2004 inicia-se um período de relativa estabilidade na taxa de câmbio real e taxa de inflação. Após isso, houve um aumento da taxa Selic com a apreciação do câmbio durante 2005. Em síntese, entre 2004 a 2008 há relativa estabilidade na taxa de câmbio real e as metas de inflação são atingidas.

Porém, em 2008 quando a crise de crédito (hipotecas) de alto risco – *Subprime* – na economia dos Estados Unidos desencadeia uma grande crise financeira global e espalha-se sobre as economias emergentes com efeitos sobre a economia do Brasil. Como consequência, houve a depreciação da taxa de câmbio e sem o aumento da taxa de inflação no momento do choque sobre a economia.

Cabe referir que Caldas e Portugal (2010) calculam que a taxa de câmbio real permaneceu próxima do seu valor de equilíbrio entre 1999 e 2008, apesar de a volatilidade da taxa ser maior do que entre 1994 a 1998. Já, entre 2009 e 2010 a volatilidade desta série é um pouco maior, enquanto a taxa de inflação manteve-se na meta estabelecida em 2009 e em 2010.

A figura 2 mostra a relação entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do produto real (PIB).

Figura 2: Movimento histórico da taxa de inflação e da taxa de crescimento do produto real (PIB) para a economia do Brasil no período de 1995 T1 a 2010 T4 (trimestral)



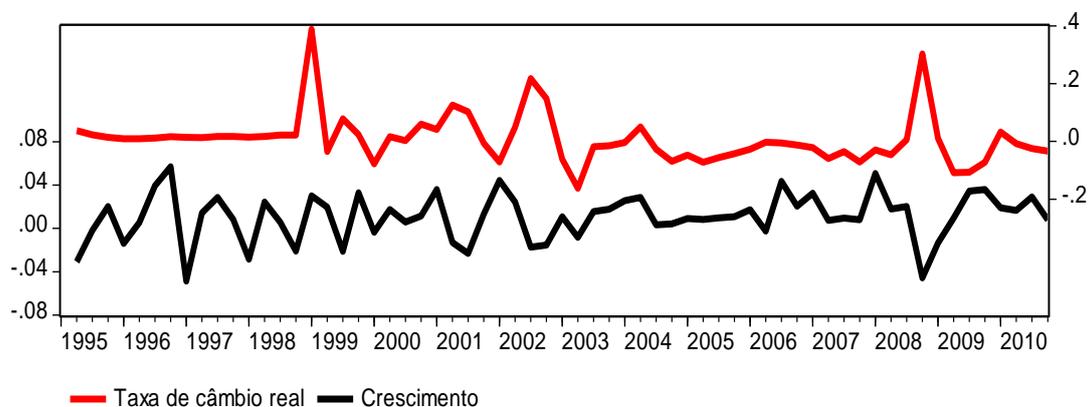
Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – A taxa de inflação está em nível (eixo atribuído à direita) enquanto a série taxa de crescimento do produto real (PIB) está deflacionada pelo IPCA, com ajuste sazonal, e em primeira diferença logarítmica (eixo atribuído à esquerda). A figura mostra a sobreposição das linhas com o objetivo de ilustrar os efeitos da oscilação oposta em várias observações na direção tomada pelas séries.

Destaca-se uma observável e provável relação negativa entre inflação e crescimento a partir do movimento em direções opostas em vários momentos no comportamento de flutuação das duas séries. No início de 1995 houve um aumento do PIB paralelo à apreciação cambial, enquanto a taxa de inflação declina. No final de 1995 terminados os efeitos do espalhamento da crise ocorrida na economia do México, houve o aumento da taxa de crescimento econômico até o final de 1996 (embora menor do que o ocorrido na metade do ano), enquanto a inflação teve um comportamento oposto. Após o terceiro trimestre de 1997, paralelamente aos objetivos de paralisar os efeitos da crise asiática, houve uma redução na taxa de crescimento com aumento na taxa de inflação. Já no segundo trimestre de 1998 com os efeitos do espalhamento da crise ocorrida na Rússia houve uma redução do PIB até o primeiro trimestre de 1999, com aumento na taxa de inflação. Então, a partir do segundo trimestre de 1999 houve um aumento contínuo na taxa de crescimento até o final de tal ano, com redução na taxa de inflação. Depois disso, houve um crescimento equilibrado até 2001, porém com interrupção a partir do choque do espalhamento da crise na Argentina e recessão na economia norte-americana. Então, após 2002 a taxa de crescimento volta a um patamar

estável até o evento interno das eleições presidenciais, quando houve uma vertiginosa queda do produto durante o resto de 2002, e aumento na taxa de inflação. Já entre 2003 a 2008 há uma estabilidade na taxa de crescimento econômico (nos momentos onde a taxa de inflação aparece menor observa-se um aumento, com defasagem, no produto) e que veio a ser interrompido com o choque da crise do *Subprime* nos Estados Unidos, momento onde ocorreu a queda do produto e sem aumento proporcional da taxa de inflação. Em 2009 a economia do Brasil veio a fechar com o pior desempenho na taxa de crescimento do produto real (PIB), na amostra. Com melhora em 2010. Por fim, destaca-se que entre 1995 a 2010 a taxa de crescimento do produto real (PIB) ficou abaixo de 6% em todos os anos. Tendo ficado acima de 5% em apenas três ocasiões: 2004, 2007 e 2008.

A figura 3 mostra a relação entre a taxa de câmbio real e a taxa de crescimento do produto real (PIB).

Figura 3: Movimento histórico da taxa de câmbio real e da taxa de crescimento do produto real (PIB) para a economia do Brasil no período de 1995 T1 a 2010 T3 (trimestral)



Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – A série taxa de câmbio real está em primeira diferença logarítmica (eixo atribuído à direita), assim como a taxa de crescimento do produto real (PIB) (eixo atribuído à esquerda).

No debate acerca das implicações da taxa de câmbio real sobre o crescimento e inflação, então, para o caso do Brasil, a partir da figura 3, nota-se que a apreciação da taxa de câmbio real tem um impacto positivo sobre o crescimento, e que o impacto de curto-prazo parece acabar à proporção que a taxa de câmbio real se estabiliza em um novo patamar.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo fazem-se os fundamentos de modelos matemático-estatísticos a serem utilizados na análise empírica do capítulo posterior. A seção 3.1 traz a equação para o cálculo de correlação cruzada. A seção 3.2 traz o vetor auto-regressivo (VAR), enquanto as subseções 3.2.1 e 3.2.2 demonstram duas abordagens distintas decorrentes deste método: a função impulso-resposta (ortogonal) e a função impulso-resposta generalizada.

3.1 Correlação Cruzada

O coeficiente de correlação, r , pode ser utilizado para estimar a relação entre inflação e crescimento¹⁷, ao aplicar as séries temporais de taxa de inflação e de taxa de crescimento do produto real (PIB) à seguinte equação¹⁸:

$$r = \frac{\sum(\pi_t - \bar{\pi})(Y_t - \bar{Y})}{\sqrt{\sum(\pi_t - \bar{\pi})} \sqrt{\sum(Y_t - \bar{Y})}} \quad (3.1)$$

onde o π é utilizado para a série da taxa de inflação em nível e o Y é utilizado para a série da primeira diferença logarítmica do produto, isto é, a forma utilizada para representar o componente cíclico da taxa de crescimento do produto real (PIB).

Com o r tendo um intervalo de variação entre -1 e 1 (como valores extremos). Assim, se o coeficiente de correlação resultar igual a menos um, a relação é perfeitamente negativa. E, se resultar igual a um, a relação é perfeitamente positiva. Então, se resultar igual a zero, não há relação alguma. Sobretudo, normalmente os

¹⁷ Berument, *et al.* (2008) fazem isso.

¹⁸ Equação de correlação cruzada, conforme Samohyl (2005, capítulo 03).

resultados destes coeficientes não caem nos valores extremos e variam no intervalo considerado.

A correlação cruzada entre estas séries designa a medida do grau de associação entre inflação e produto, então a correlação cruzada inclui os valores defasados, contemporâneo e futuros (indicadores de *lag* e de *lead*). Onde a correlação cruzada é obtida ao captar a defasagem de tempo entre as alterações dos dados das séries. A ordem de defasagens indica o número de trimestres em que o componente cíclico do produto está defasado em relação à taxa de inflação contemporânea. Tal análise tem o objetivo de tentar captar como a inflação se movimenta temporalmente em relação a este componente cíclico de produto, estimado.

3.2 VAR

O VAR como metodologia econométrica possibilita a expressão de modelos econômicos completos. Permite a estimação dos parâmetros estruturais de um modelo econômico através do estudo, definição, e uso de restrições entre as equações presentes no VAR especificado. Esta metodologia pode ser utilizada para a previsão, sistemas de séries temporais inter-relacionadas e para a análise de choques aleatórios em sistemas de variáveis (BUENO, 2008). Tal método pode ser especificado como:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B_{\epsilon t}, \quad (3.2)$$

em que se expressa um modelo auto regressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas X_t que estão vinculadas entre si por meio de uma matriz A . O A é uma matriz $n \times n$ que determina as restrições contemporâneas entre as variáveis que compõem o vetor $n \times 1$, X_t . Enquanto, B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$. B_i são matrizes $n \times n$. E, B é uma matriz diagonal de desvios-padrão, enquanto ϵt é um vetor $n \times 1$ de “perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente”, i.e., $\epsilon t \sim i.i.d. (0; I_n)$ (BUENO, 2008, p. 162). Esta forma estrutural

expressa a relações entre as variáveis endógenas de um modelo. Os choques ϵ_t afetam, individualmente, a cada uma das variáveis endógenas, a independência dos choques ocorre sem a perda de generalidade, e as inter-relações entre os choques são captadas indiretamente pela matriz A (BUENO, 2008). Então, em sua forma reduzida (porque da endogeneidade das variáveis):

$$\begin{aligned} X_t &= A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B_{\epsilon t} \\ &= \phi_i + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \epsilon_t, \end{aligned}$$

Em que, $\phi_i \equiv A^{-1}B_i$, $i = 0, 1, \dots, p$ e o $B_{\epsilon t} \equiv A_{\epsilon t}$.

Enders (2004, p. 294) *apud* Bueno (2008) ao observar este modelo através de um exemplo bivariado de ordem 1 toma:

$$y_t = b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \epsilon_{yt};$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \epsilon_{zt}.$$

Uma especificação onde as variáveis são influenciadas mutuamente uma pela outra, contemporaneamente, e por defasagens de seus valores (b_{12} é o efeito contemporâneo de uma mudança unitária de z_t em y_t). Um modelo não estimável diretamente, porque, respectivamente, as variáveis contemporâneas y_t e z_t são individualmente correlacionadas com os erros ϵ_{yt} ou ϵ_{zt} . Então o efeito *feedback* sucede porque y_t e z_t (afetam um ao outro) possuem uma interdependência contemporânea (BUENO, 2008). Assim o VAR tenta superar a esta questão ao talvez permitir encontrar a trajetória da variável de interesse a partir dos choques estruturais nos erros. O método admite as hipóteses de que y_t e z_t sejam séries estacionárias ou cointegradas, os erros sejam ruído branco ($\epsilon_{yt} \sim RB(0,1)$ e $\epsilon_{zt} \sim RB(0,1)$) e que as séries não sejam autocorrelacionadas $\epsilon_{yt} \perp \epsilon_{zt} \rightarrow Cov(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt}) = 0$.

Após tirar as matrizes do exemplo bivariado de ordem 1:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

$$\begin{matrix} \equiv A & \equiv X^t & \equiv B_0 & \equiv B_1 & \equiv B & \equiv \epsilon_t \end{matrix}$$

Pode-se escrever a forma reduzida deste modelo simplificado:

$$\begin{aligned} AX_t &= \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + e_t; \\ \phi_0 &\equiv A^{-1}B_0; & \phi_1 &\equiv A^{-1}B_1; \\ A_{et} &\equiv B_{et}. \end{aligned} \tag{3.3}$$

E para esta especificação, a condição de estabilidade é ter os “autovalores” de $(I - \phi_1 L)$ fora do círculo unitário.

Já um VAR completo de ordem p que permite a inter-relação de variáveis estacionárias e não estacionárias tomadas em nível (SIMS, 1980; SIMS, STOCK; WATSON, 1990) *apud* (BUENO, 2008) pode ter a representação:

$$X_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + GZ_{t-i} + e_t, \tag{3.4}$$

em que X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, G é uma matriz de coeficientes $n \times g$, Z_t é um vetor $g \times 1$ de variáveis exógenas (e que pode incluir variáveis determinísticas). Sugere-se transformar um VAR (p) em um VAR (1) quando se quer obter a função impulso-resposta decorrente de um choque estrutural, ou ainda, para descobrir se uma determinada estrutura multivariada é estacionária.

O VAR procura responder qual a trajetória de uma ou um conjunto de séries após um choque estrutural ao apresentar o tempo a que um choque afeta uma série e a sua mudança de patamar. Podendo ainda ser usado para a previsão.

3.2.1 Função impulso-resposta

A função impulso-resposta possibilita a análise do comportamento individual das variáveis de um sistema a partir dos choques e desvios-padrão nas inovações de um modelo. Objetiva analisar a sensibilidade das variáveis econômicas através dos choques específicos ocorridos num período de análise. Cada coeficiente apresenta a resposta de uma variável do modelo para uma inovação específica, deixando constantes as demais inovações nos outros períodos. Os choques ocorridos no modelo tornam-se ortogonais pela decomposição de Cholesky. E a ordenação das variáveis exerce um papel fundamental sobre o desempenho do modelo.

Sims (1980) *apud* Bueno (2008) traz a especificação de um sistema recursivo para identificar um modelo, impõe que alguns coeficientes conforme argumentos econômicos sejam iguais a zero e opina que o efeito *feedback* seja limitado. Por exemplo, um modelo bivariado com a imposição de que $a_{12} = 0$ resulta em:

$$y_t = a_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt};$$

$$z_t = a_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt}.$$

Tal restrição torna os parâmetros estruturais identificáveis:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ a_{-21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ a_{-21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}.$$

Com $a_{12} = 0$, então os erros reduzidos ficam: $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt} \\ \sigma_z \epsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \epsilon_{yt} \end{bmatrix}$, de modo que: $Var(e_1) = \sigma_y^2$; $Var(e_2) = \sigma_y^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2$; $Cov(e_1, e_2) = a_{21} \sigma_y^2$.

Tais equações, mais as seguintes, servem para a identificação dos parâmetros estruturais do modelo: $\phi_{10} = a_{10}$; $\phi_{20} = a_{20} - a_{10}a_{21}$; $\phi_{11} = b_{11}$; $\phi_{12} = b_{12}$; $\phi_{21} = -a_{21}b_{11} + b_{21}$; $\phi_{22} = -a_{21}b_{12} + b_{22}$.

A decomposição de Choleski é uma maneira triangular de decompor os resíduos e pode ser generalizada para um vetor com n variáveis endógenas. No caso de n variáveis endógenas torna-se de dimensão $n \times n$ a matriz de covariância. E é necessária como condição de identificação a imposição de $(n^2 - n) \div 2$ restrições. Para Bueno (2008) esta decomposição é triangular e força que a porção superior da diagonal tenha zeros, o

que equivale à imposição das restrições requeridas. O problema dessa imposição é a definição de ordenação das variáveis que normalmente é arbitrária. Então a ordenação das variáveis define o formato das restrições de modo que diferentes ordenações originam distintas restrições. Então, se os autovalores da polinomial $(I - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i)$ estiverem fora do círculo unitário é possível estimar um VAR (p) em um vetor de médias móveis infinito VMA (∞). Por exemplo, o VAR (1) bivariado exposto por Bueno (2008):

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i e_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \epsilon_{zt-i} \end{bmatrix},$$

Em que $\bar{X} \equiv (I - \phi_1)^{-1} \phi_0$ é a média de longo prazo. Após a definição da matriz:

$$\psi_i = \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}.$$

De maneira que:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i e_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \epsilon_{zt-i} \end{bmatrix}.$$

Onde, “os elementos da matriz ψ_i são os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas” (BUENO, 2008, p. 183). De modo que o impacto total de um choque de ϵ_{yt} sobre y_{t+h} é originado “pela soma dos coeficientes” $\psi_{i,11}$, $i = 0, 1, 2, 3, 4, 5, \dots, h$. E, também, sobre z_{t+h} somam-se os coeficientes $\psi_{i,21}$. Então quando se desenham os coeficientes contra i gera-se a função impulso-resposta, e, a soma dos coeficientes contra i desenhada em um gráfico origina a função impulso-resposta acumulada. – Por fim, o intervalo de confiança pode ser calculado pelo software utilizado (BUENO, 2008).

3.2.2 Função impulso-resposta generalizada

O método de análise convencional de impulso-resposta é criticado porque os resultados dependem do pressuposto de ortogonalidade além de os resultados diferirem de acordo com a ordenação das variáveis. O método de função impulso-resposta generalizada desenvolvido por Koop *et al.* (1996) e Pesaran e Shin (1997) tem a seguinte vantagem em relação à análise de função impulso-resposta (ortogonal). Ao contrário do pressuposto de ortogonalidade no uso da decomposição de Cholesky, a função impulso-resposta generalizada é invariante à ordenação das variáveis escolhidas pelo pesquisador que se apresentam na análise padrão e provê uma interpretação significativa do impacto inicial dos choques.

Pesaran e Shin (1997, p.1) trazem o seguinte VAR aumentado:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \psi w_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (3.5)$$

em que $X_t = (X_1, X_2, \dots, X_{mt})'$ é um vetor $m \times 1$ de variáveis conjuntamente dependentes, w_t é um vetor de variáveis determinísticas (e) ou exógenas. Enquanto $\phi_i = i = 1, 2, \dots, p$ e ψ são matrizes de coeficientes $m \times m$ e $m \times q$.

Ao assumir as hipóteses de que:

- (1) $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ para todo t , $\Sigma = (\sigma_{ij}, i, j = 1, 2, \dots, m)$ é uma matriz positiva e definida $m \times m$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t'}) = 0$ para todo $t \neq t'$ e $E(\varepsilon_t | w_t) = 0$;
- (2) E também que $|I_m - \sum_{i=1}^p \phi_i Z^i| = 0$ todas as raízes se situem fora do círculo unitário;
- (3) E ainda que $x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}, w_t, t = 1, 2, \dots, T$ não sejam perfeitamente colineares.

Através da hipótese (2), x_t tem covariância estacionária e (3.5) pode ser reescrito com a representação de médias móveis infinito VMA (∞):

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (3.6)$$

em que A_i denota as matrizes de coeficiente $m \times m$ que podem ser obtidas a partir das relações recursivas:

$$A_i = \phi_1 A_{i-1} + \phi_2 A_{i-2} + \dots + \phi_p A_{i-p}, \quad 1, 2, \dots, \quad (3.7)$$

com $A_0 = I_m$ e $A_i = 0$, para $i < 0$, e $G_i = A_i \psi$.

Para Pesaran e Shin (1997, p.2) uma função impulso-resposta mede o perfil temporal do efeito de choques em um determinado momento sobre os valores esperados e futuros de variáveis de um sistema dinâmico. O modo de descrever um impulso-resposta é observá-lo como resultado de um experimento empírico, por exemplo, o efeito temporal de um hipotético vetor $m \times 1$ com choques de magnitude $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_m)'$ ao atingir a economia em um tempo t e comparável com a projeção da linha temporal $t + n$, dada a história da economia, com ênfase a três questões principais: os tipos de choques que atingem a economia em t , o estado da economia antes dos choques $t - 1$, e os tipos de choques que ocorrem de $t + 1$ a $t + n$. Pesaran e Shin (1997) denotam a conhecida história da economia até $t - 1$ como o conjunto de informações: Ω_{t-1} . A função impulso-resposta generalizada de x_t no horizonte n é definida por:

$$GI_x = (n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(X_{t+n} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(X_{t+n} | \Omega_{t-1}), \quad (3.8)$$

Pesaran e Shin (1997) colocam (3.7) em (3.5) e obtém $GI_x = (n, \delta, \Omega_{t-1}) = A_n \delta$, independente de Ω_{t-1} e dependente da composição dos choques definida por δ . Então a escolha relevante de δ é essencial para as propriedades da função impulso-resposta.

Paralelamente, conforme Pesaran e Shin (1997), para calcular a função impulso-resposta (ortogonal) basta escolher o δ usando a decomposição de Cholesky de $\Sigma = PP'$, onde P é uma matriz triangular inferior $m \times m$. Então (3.6) pode ser escrito como:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} (A_i P)(P^{-1} \varepsilon_{t-i}) + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} (A_i P) \xi_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i},$$

$t = 1, 2, \dots, T,$

tal que, $\xi_t = P^{-1}\varepsilon_t$ são ortogonais, i.e., $E(\xi_t \xi_t') = I_m$. Assim, o vetor $m \times 1$ da função impulso-resposta (ortogonal) de um choque unitário na j -ésima equação sobre x_{t+n} é dado por:

$$\psi_j^0(n) = A_n P e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots,$$

onde e_j é um vetor de seleção $m \times 1$ com a unidade no j -ésimo elemento e zero nos demais.

Para Pesaran e Shin (1997) uma abordagem alternativa é utilizar (3.8) diretamente, ao impor choques de todos os elementos ε_t . Outra abordagem é optar por apenas um elemento de choque, o j -ésimo elemento, e integrar os efeitos dos demais choques usando uma presumida ou historicamente observada distribuição de erros. Para este caso:

$$GI_x = (n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(X_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, \Omega_{t-1}) - E(X_{t+n} | \Omega_{t-1}). \quad (3.9)$$

Assumindo que ε_{jt} tenha distribuição normal multivariada:

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = (\delta_{1j}, \delta_{2j}, \dots, \delta_{mj})' \delta_{jj}^{-1} = \sum e_j \delta_{jj}^{-1} \delta_j.$$

Deste modo, o vetor $m \times 1$ (sem escala) da função impulso-resposta generalizada de efeitos de um choque na j -ésima equação, no instante t , a propósito de X_{t+n} é dado por:

$$\left(\frac{A_n \sum e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left(\frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right), \quad n = 1, 2, \dots \quad (3.10)$$

Ao definir (o tamanho do choque em um desvio-padrão) $\delta_j = \sqrt{\sigma_{jj}}$ obtém-se o dimensionamento da função impulso-resposta generalizada por:

$$\psi_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-\frac{1}{2}} A_n \sum e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots, \quad (3.11)$$

que mensura o efeito de um choque de um desvio-padrão de erros na j -ésima equação no instante t e nos valores esperados de x no instante $t + n$.

Para Pesaran e Shin (1997), função impulso-resposta generalizada $\psi_j^g(n)$ e função impulso-resposta (ortogonal) $\psi_j^0(n)$ diferem em diversos aspectos. A função impulso-resposta generalizada é invariante à ordenação das variáveis no VAR, o que não acontece na função impulso-resposta (ortogonal). Existem inúmeras alternativas de reparametrizações empregáveis para calcular a função impulso-resposta (ortogonal), porém não vem a ocorrer uma orientação clara de quando uma das parametrizações passíveis seja empregada. Então, em contraste, as respostas da função impulso-resposta generalizada são únicas e levam inteiramente em conta os padrões históricos de correlação observados entre diferentes choques. Com a proposição de que a função impulso-resposta generalizada e a função impulso-resposta (ortogonal) coincidem se Σ é diagonal. No caso de Σ não ser diagonal, então:

$$\psi_j^g(n) \neq \psi_j^0(n) \text{ para } j = 2, 3, \dots, m,$$

e as duas funções de impulso-resposta coincidem apenas para $j = 1$. A prova matemática desta proposição que foge ao escopo desta monografia é apresentada em Pesaran e Shin (1997, p. 4).

4 ANÁLISE EMPÍRICA

Este capítulo tem a finalidade de trazer a especificação do modelo econométrico e os principais resultados obtidos. A seção 4.1 informa a base de dados utilizada, as séries empregadas e a transformação das mesmas. A seção 4.2 traz uma análise preliminar subjacente aos dados. A seção 4.3 evidencia a correlação cruzada entre inflação e crescimento. A seção 4.4 traz as estimativas a partir da análise de função impulso-resposta generalizada para os dados das séries temporais.

4.1 Base de dados e variáveis

Os dados utilizados na análise empírica do modelo estimado nesta monografia foram coletados na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA)¹⁹ e compreendem a 64 observações trimestrais que remontam o período de 1995 T1 (trimestre um) a 2010 T4²⁰ (trimestre quatro). São empregadas três séries temporais endógenas: a taxa de câmbio real, a taxa de inflação e a taxa de crescimento do produto real (PIB). E, duas séries temporais exógenas, para experimentos de extensão: a cotação internacional do petróleo e M1²¹.

A série taxa de câmbio real foi obtida com base na taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), trimestral (média), comercial para a venda, multiplicada pela razão entre o logaritmo de um índice de preços para o consumidor externo e um índice de preços para o consumidor interno, foram utilizadas, respectivamente, como *proxy* para o nível de preços externo e interno: o Índice de Preços ao Consumidor norte-americano (CPI) e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Para a taxa de inflação: foi utilizada

¹⁹ Séries temporais disponíveis em www.ipeadata.gov.br.

²⁰ A análise não compreende os primeiros meses do Plano Real porque a taxa de inflação apresenta-se, nos dados, demasiado elevada. Decorrente da expectativa do aumento das taxas de inflação pelos agentes econômicos.

²¹ O pacote estatístico empregado foi o Eviews 5.1.

como medida o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), um índice atualmente de referência para o sistema de metas de inflação, e que tem a unidade expressa em percentual (% a.m.). A taxa de crescimento do produto real remonta à série original de Produto Interno Bruto (PIB) a preços de mercado, uma série deflacionada pelo IPCA (para, então, captar as variações em termos reais) e com um ajuste sazonal através de médias móveis (com a função de extrair os traços de sazonalidade), em reais (R\$). O preço internacional do petróleo, que é expresso em dólar americano (US\$), foi transformado para reais (R\$) conforme a cotação da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) deflacionada pelo IPCA para os trimestres correspondentes. Por fim, M1 refere-se à parcela dos meios de pagamento (média), segundo o conceito restrito de moeda²²; esta série está deflacionada pelo IPCA e com base em março de 2011. Todas as variáveis estão com base em março de 2011.

Após a definição das séries temporais, iniciou-se o tratamento econométrico das mesmas. Primeiro, extraiu-se o logaritmo natural dos dados das séries e para a taxa de inflação extraiu-se o semi-log²³. Em seguida, com a análise de testes de estacionariedade verificou-se a existência, ou não, de raízes unitárias nas séries empregadas no modelo. Uma análise conforme os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)²⁴.

Assim, a análise dos testes de raiz unitária revela que apenas a taxa de inflação é estacionária em nível $I(0)$, isto é, não contém raiz unitária. Enquanto as demais séries apresentam processos não estacionários em nível e sendo integradas de ordem um $I(1)$, a partir dos testes ADF e PP. Então, conforme o valor crítico de 1% dos testes ADF, PP e KPSS tais séries apresentam-se estacionárias em primeira diferença $I(1)$ ²⁵, logarítmica. Sobretudo, pelo teste KPSS não se rejeita a hipótese nula de estacionariedade da série taxa de câmbio real (um resultado, então, desconsiderado). A partir destes resultados, as

²² Definição conforme o site do IPEADATA.

²³ Isto é, para a taxa de inflação foi tirado o logaritmo apenas nas observações com valores maiores do que um. Então para: 1995 (T1, T2, T3 e T4), 2000 (T3), 2002 (T4) e 2003 (T1). Exceto para 1996 (T2) e 2000 (T3). Tal procedimento foi adotado por reduzir o desvio-padrão da série de 0.47030 para 0.25916 e o coeficiente de curtose de 4.1215 para 0.81306, além de também diminuir o enviesamento.

²⁴ O critério de seleção de defasagens para os testes PP e KPSS empregados foram realizados conforme a seleção automática de Newey-West e método de estimação espectral de Bartlett Kernel, presentes no pacote estatístico Eviews. Para detalhes, vede Bueno (2008, capítulo 03) e referência.

²⁵ Isto é, primeira diferença como um filtro a partir da ordem de integração da série, sendo o componente cíclico a parte estacionarizada da série. Ou seja, “Ao verificar a ordem de integração da série faz-se a ordem de diferença, onde o resultado da diferença é o componente cíclico”. Então, ao supor uma série integrada de ordem um $I(1)$, y_t pode ser denotada por $y_t = y_t + \varepsilon_t$ onde se define a tendência por $x_t = y_{t-1}$ aí a estimação de c_t é dada por $\hat{c}_t = y_t - y_{t-1}$ (TELES *et al.*, 2005, p. 300).

séries temporais do modelo são estimadas em primeira diferença logarítmica, com exceção para a taxa de inflação estimada em semi-log²⁶. Ainda, para um posterior cálculo adicional de correlação cruzada entre inflação e crescimento, é utilizada uma série para designar o crescimento obtida através do hiato do produto a partir do filtro HP, extraído da série do logaritmo do PIB a preços de mercado, deflacionada pelo IPCA e com um ajuste sazonal através de médias móveis.

Por fim, foi originada uma série artificial: *dummy* de impulso. Esta série foi gerada a partir da análise gráfica dos resíduos das séries endógenas empregadas no modelo VAR. A *dummy* é obtida a partir da relação entre inflação e crescimento, e, a partir da extensão desta relação, ou seja, a partir da relação entre taxa de câmbio real, inflação e crescimento. Tal *dummy* tem o objetivo de destacar eventuais *outliers*, a partir de choques, sobre as séries, tratados na seção 4.4, e identificados no modelo. Tendo a representação de 1 para as observações significativas e 0 para as observações normais. Inicialmente foi testada individualmente a significância de *outliers*, choques externos, não normalidade e heteroscedasticidade sobre cada uma das três séries endógenas e então as representações estatisticamente significativas foram incluídas em uma única variável *dummy* para o modelo. Procedimento adotado com o intuito de não consumir muitos graus de liberdade.

4.2 Correlação cruzada entre inflação e crescimento

Para tentar obter uma possível correlação negativa entre inflação e crescimento é calculada a correlação cruzada entre as séries analisadas. Para este cálculo é utilizada a primeira diferença logarítmica da taxa de crescimento do produto real (PIB), deflacionada pelo IPCA, este desvio denota uma forma de componente cíclico do produto. Além disso, também é utilizado o hiato do produto obtido a partir do filtro HP extraído da série do logaritmo do PIB a preços de mercado, deflacionada pelo IPCA e

²⁶ Em ANEXOS é apresentado um quadro-resumo com a ordem de integração das séries temporais empregadas e uma tabela com os resultados dos testes de estacionariedade mencionados para as séries temporais do modelo desta monografia.

com um ajuste sazonal através de médias móveis. Enquanto, para a taxa de inflação é utilizada a medida pelo IPCA (tirado o semi-log). Após isso, é acrescentada a estimativa de uma correlação cruzada adicional: onde, a primeira diferença logarítmica (retorno) da taxa de câmbio real é calculada no lugar da taxa de inflação, para efeitos de comparação. Tais séries abrangem o período entre 1995 T1 a 2010 T4. Com base no primeiro trimestre de 2011.

Assim, as tabelas 1 e 2 apresentam os resultados da aplicação da equação (3.1) para a estimação dos coeficientes de correlação cruzada entre inflação, retorno da taxa de câmbio real e crescimento, para o período entre 1995 T1 a 2010 T4. Para o cálculo de correlação cruzada, a ordem de defasagens selecionada foi quatro. Então, as tabelas de correlação cruzada incluem os valores defasados, corrente e futuro (indicadores de *lag* de -4 a -1 e de *lead* de 1 até 4), de formas de crescimento em relação à inflação e retorno da taxa de câmbio real. Para tentar captar como a inflação e retorno da taxa de câmbio real se movimentam em relação ao crescimento.

Tabela 1: Correlação cruzada entre a taxa de inflação em nível e primeira diferença logarítmica do produto real (PIB) e hiato do produto a partir do filtro HP extraído do produto

Defasagem	Primeira diferença logarítmica do produto real (PIB)	HP
-4	-0.3965	-0.2649
-3	0.1293	-0.1340
-2	0.2341	0.1410
-1	-0.1405	0.0630
0	-0.2044	-0.1173
1	0.1081	0.0494
2	0.0654	0.1595
3	-0.2414	-0.0694
4	-0.1883	-0.2357

Fonte: IPEADATA. Nota: Tabela elaborada pelo autor.

Como resultados da tabela 1. Embora nem todos os coeficientes de correlação mostrem a correlação negativa entre a inflação e crescimento. A inflação corrente mostrou-se correlacionada positivamente com valores defasados da primeira diferença logarítmica do produto real (PIB) para os trimestres dois e três, além de o trimestre um e dois à frente. E, contemporaneamente negativamente correlacionada para uma relação entre a taxa de inflação e hiato do produto obtido a partir do filtro HP, e com um sinal diferente para a primeira defasagem em comparação à outra análise. Tal análise sugere

uma relação contemporânea negativa entre inflação e crescimento, mas que a inflação está positivamente relacionada com valores defasados da produção.

A matriz de correlação entre a inflação e a primeira diferença logarítmica do produto real (PIB) é de $r = -0.20435330$, de acordo com a hipótese nula de não correlação: $t(61) = -1.63046$, com p-valor bilateral = 0.1082. Enquanto a matriz de correlação entre a inflação e hiato do produto do produto traz um $r = -0.11728972$, de acordo com a hipótese nula de não correlação: $t(61) = -0.929959$, com p-valor bilateral = 0.3560.

Tabela 2: Correlação cruzada entre o retorno da taxa de câmbio real e primeira diferença logarítmica do produto real (PIB) e filtro H-P extraído do produto

	Defasagem Primeira diferença logarítmica do produto real (PIB)	Hiato do produto
-4	-0.2777	-0.2649
-3	0.2123	-0.1340
-2	0.2903	0.1410
-1	-0.0947	0.0630
0	-0.2726	-0.1173
1	-0.2124	0.0494
2	-0.1870	0.1595
3	0.1056	-0.0694
4	-0.0152	-0.2357

Fonte: IPEADATA. Nota: Tabela elaborada pelo autor. – A matriz de correlação cruzada entre o retorno da taxa de câmbio e produto é igual -0.27255471 , de acordo com a hipótese nula de não correlação: $t(61) = -2.21248$, com p-valor bilateral = 0.0307. Enquanto, a matriz de correlação cruzada entre o retorno da taxa de câmbio e hiato do produto é igual $0,06972429$, de acordo com a hipótese nula de não correlação: $t(61) = 0,545893$, com p-valor bilateral = 0,5871.

Resultados que sugerem uma relação negativa entre inflação e crescimento. Embora não muito alta. E, que o retorno da taxa de câmbio real pode ter influências sobre a relação. Sobretudo, a correlação simples não considera a dinâmica da inflação e crescimento, para isto, em seguida, estima-se o modelo VAR com análise de funções impulso-resposta generalizada.

4.3 Análise de impulso-resposta generalizada

A análise preliminar realizada na subseção anterior sugere que há uma relação negativa entre inflação e crescimento. Além disso, ao avaliar a trajetória destas séries temporais, a taxa de câmbio real aparenta ser um fator influente sobre a relação negativa entre inflação e crescimento. Assim, esta subseção traz estimativas de um modelo VAR, irrestrito, com o emprego da análise de funções impulso-resposta generalizada (GIR).

Inicialmente, o modelo de referência – *Benchmark* – inclui duas variáveis endógenas: a taxa de inflação e a taxa de crescimento do produto real (PIB). A ordem de seleção das variáveis não importa para a análise GIR. Então, se faz a extensão do modelo de referência com a inclusão da taxa de câmbio real como uma variável endógena, isto com o objetivo de evidenciar como a taxa de inflação e a taxa de crescimento do produto real (PIB) reagem a choques estruturais. Para finalizar, realizam-se experimentos de extensão com o acréscimo de variáveis exógenas: preço internacional do petróleo e M1; no modelo.

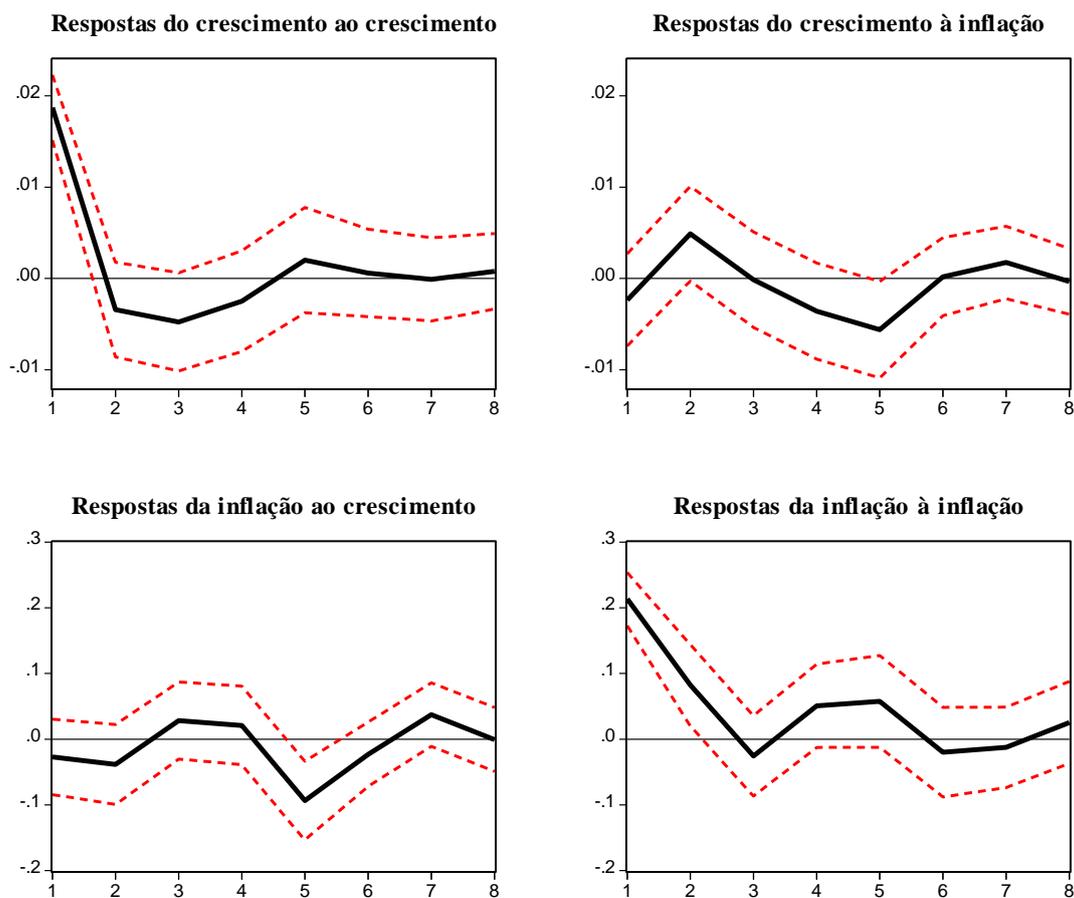
Para as estimativas, utiliza-se como componente cíclico a parte estacionária das séries: a taxa de inflação é expressa em nível, enquanto as demais séries estão expressas por meio do filtro de primeira diferença logarítmica. A descrição das séries utilizadas está na subseção 4.1. O modelo inclui um componente determinístico por meio de uma variável *dummy* de impulso, para o período de 1997 T4 a 2000 T1, 2000 T4, 2001 T2, 2002 T2 a 2003 T3 e 2008 T3 a 2008 T4, sugerida pela análise gráfica dos resíduos das variáveis endógenas do modelo. A ordem de defasagem escolhida para o modelo de referência foi quatro, a partir dos resultados sugeridos pelo critério de Akaike²⁷ e Hannan-Quinn; enquanto a ordem indicada pelo critério de Schwarz foi zero. Identicamente, para o modelo de referência com o acréscimo da taxa de câmbio real, a ordem de defasagem escolhida foi quatro conforme o resultado sugerido pelo critério de Akaike, enquanto a ordem sugerida pelos outros dois critérios mencionados foi zero. Cabe destacar que a escolha da ordem de defasagens melhor expressa o período de um ano. Para a análise GIR, simulações de Monte-Carlo com 1.000 repetições foram utilizadas para calcular os erros-padrão e a magnitude dos choques estruturais é de um desvio-padrão.

²⁷ Esta ordem de defasagem foi escolhida por se adequar melhor ao modelo de referência e extensão. Não esquecendo que o critério de Akaike superestima assintoticamente a ordem do VAR (conforme Bueno, 2008). Sobretudo ao utilizar três ou dois como ordem de defasagem, alternativas, a análise mantém-se com características semelhantes.

4.3.1 Modelo de referência

O modelo de referência traz quatro funções de impulso-resposta generalizada para duas variáveis endógenas: crescimento e inflação. Assim, a figura 4 mostra a análise de oito trimestres para as respostas generalizadas de choques estruturais de inovações de um desvio-padrão das séries.

Figura 4: Funções impulso-resposta generalizada – período: 1995 T1 a 2010 T4 (trimestral)

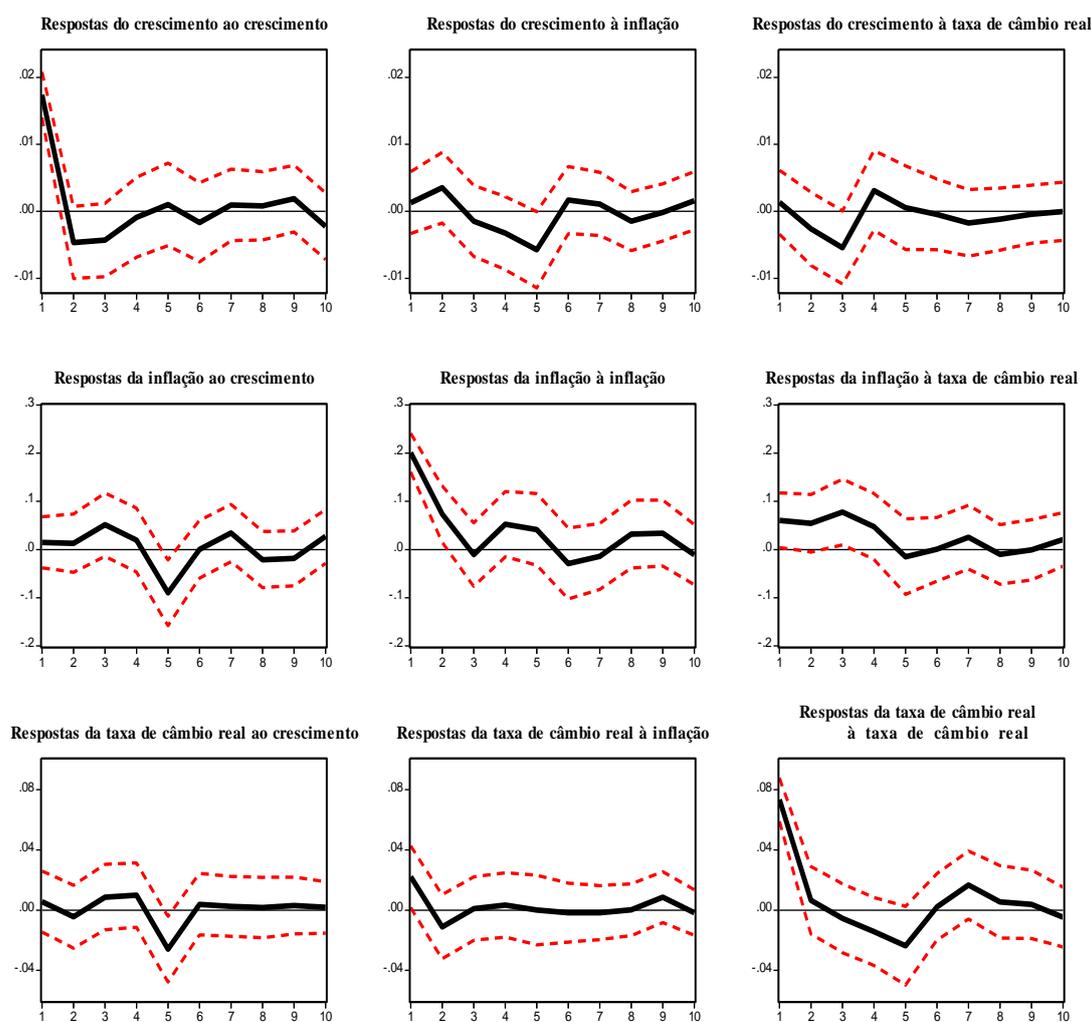


Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – Respostas generalizadas para a inovação de um desvio-padrão, ± 2 S.E.

A análise de impulso-resposta da inflação sugere que a variação desta série responde negativamente a choques da taxa de crescimento do produto real nos dois primeiros trimestres, positivamente nos trimestres três e quatro, e negativamente nos trimestres cinco e seis. Já a taxa de crescimento, mais sensível, responde negativamente a choques positivos da taxa de inflação. Portanto, pode-se inferir que o modelo de referência sugere uma relação negativa entre inflação e crescimento. Em seguida, a análise do efeito da taxa de câmbio real sobre esta relação é realizada.

A figura 5 estende o modelo de referência com o acréscimo da taxa de câmbio real como uma variável endógena.

Figura 5: Funções impulso-resposta – período: 1995 T1 a 2010 T4 (trimestral)



Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – Respostas generalizadas para a inovação de um desvio-padrão, ± 2 S.E.

Observa-se na figura 5 que com o acréscimo da taxa de câmbio real, a resposta da inflação sugere que a variação desta série responde positivamente a choques de diminuição do crescimento nos quatro primeiros períodos, e responde negativamente ao aumento da taxa de crescimento do produto real, enquanto a resposta da taxa de câmbio real para o crescimento apresenta um comportamento semelhante à inflação (porém o efeito se dissipa após o sexto trimestre). Enquanto, a resposta do crescimento sugere que a variação desta série responde positivamente para a diminuição da inflação, e a resposta da taxa de câmbio real para a inflação se dissipa após o segundo trimestre. E ainda a resposta da taxa de crescimento do produto real sugere que a variação desta série responde negativamente para a depreciação cambial, e, ainda, que esta relação parece depender da resposta da taxa de inflação para a taxa de câmbio real.

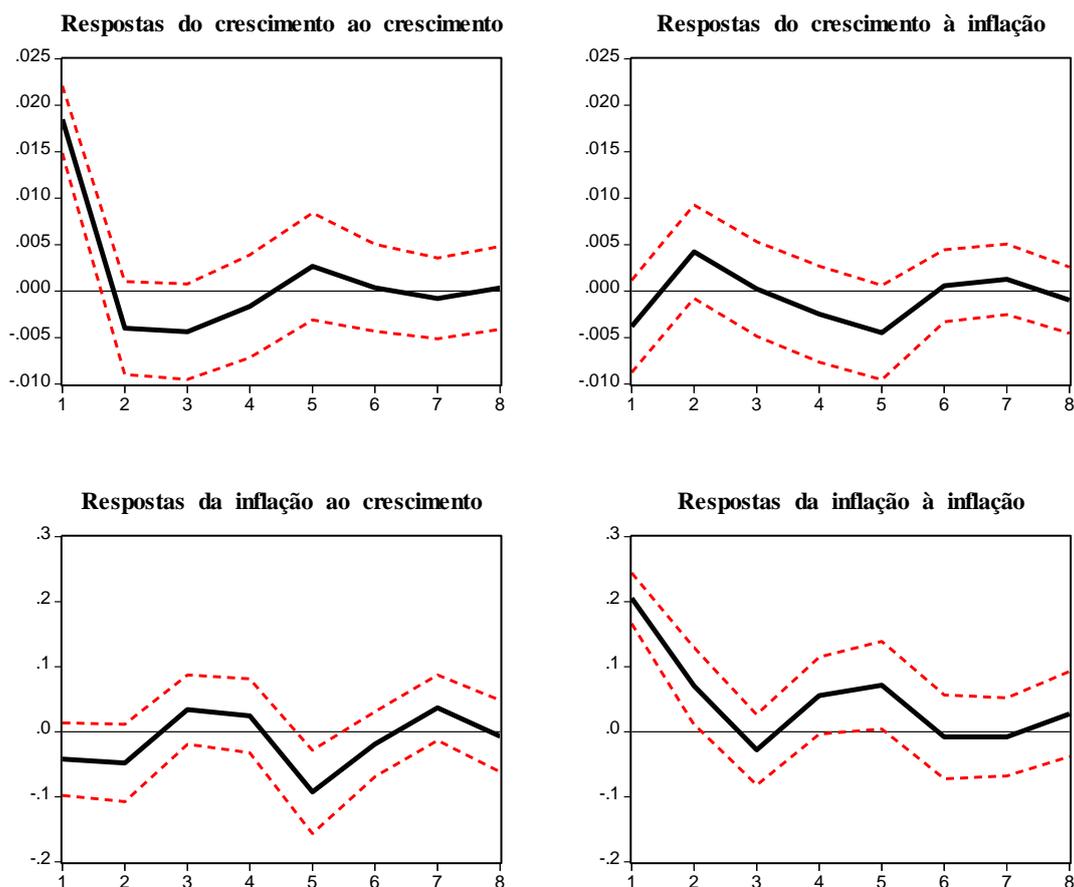
4.3.2 Experimentos de extensão

Nos experimentos de extensão são incluídas as variáveis exógenas, em que os choques, talvez possam ter efeitos sobre a relação entre inflação e crescimento. Então são adicionadas e testadas, individualmente, as variáveis exógenas na seguinte ordem: preço internacional do petróleo e M1.

Com o preço internacional do petróleo como uma variável exógena, a volatilidade do preço internacional do petróleo pode ter um impacto de influência sobre a economia do Brasil por contribuir para os custos de produção. Já que alguns dos recursos derivados desta matéria prima são mensurados como preços administrados com um peso de 5,51% no IPCA, dispostos em 4,14% para gasolina, 1,21% para o botijão de gás e 0,16% para óleo diesel e óleo para motores, e com a alteração deste preço internacional tendo influências indiretas através de os preços dos derivados de petróleo, por exemplo, sobre a passagem de ônibus, avião, energia elétrica, entre outros. – Sobretudo, uma autoridade reguladora determina o preço nacional do petróleo para a equivalência com o preço internacional, em reais; equivalência que possui uma frequência de ajustes

irregular, isto é, periódica, e com defasagens no repasse. Assim, a volatilidade da cotação internacional (R\$/barril) não é instantaneamente transmitida para o preço dos derivados de petróleo no atacado²⁸. Então, analisa-se o preço internacional do petróleo como uma variável exógena no modelo de referência.

Figura 6: Funções impulso-resposta generalizada – período: 1995 T1 a 2010 T4 (trimestral)



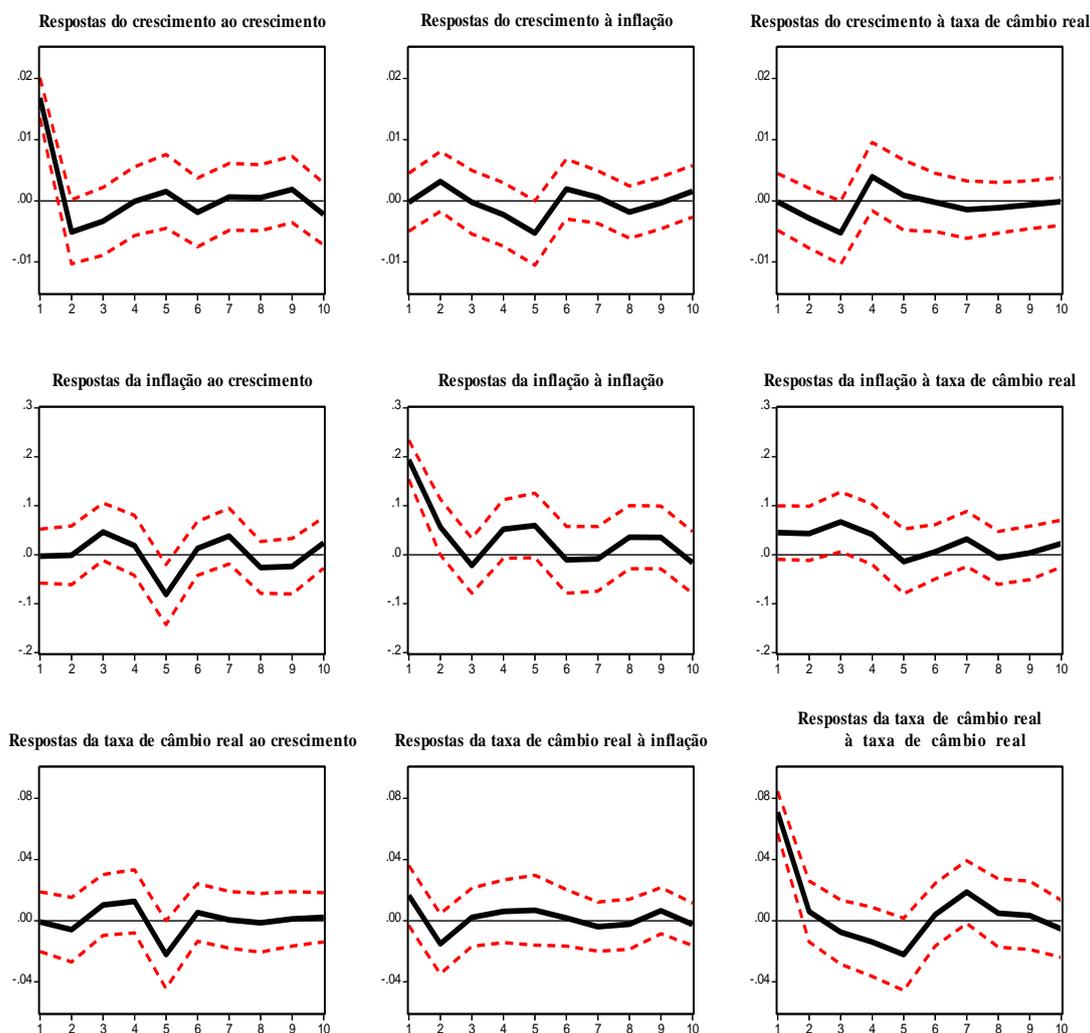
Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – Respostas generalizadas para a inovação de um desvio-padrão, ± 2 S.E. - Preço internacional do petróleo como variável exógena.

Observa-se na figura 6 que o comportamento das 4 GIR são similares à do modelo de referência, com exceção para o período 7 onde a crescimento apresenta-se menor.

²⁸ Disponível em:

<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ05-Pre%C3%A7os%20Administrados.pdf>.

Figura 7: Funções impulso-resposta generalizada – período: 1995 T1 a 2010 T4 (trimestral)



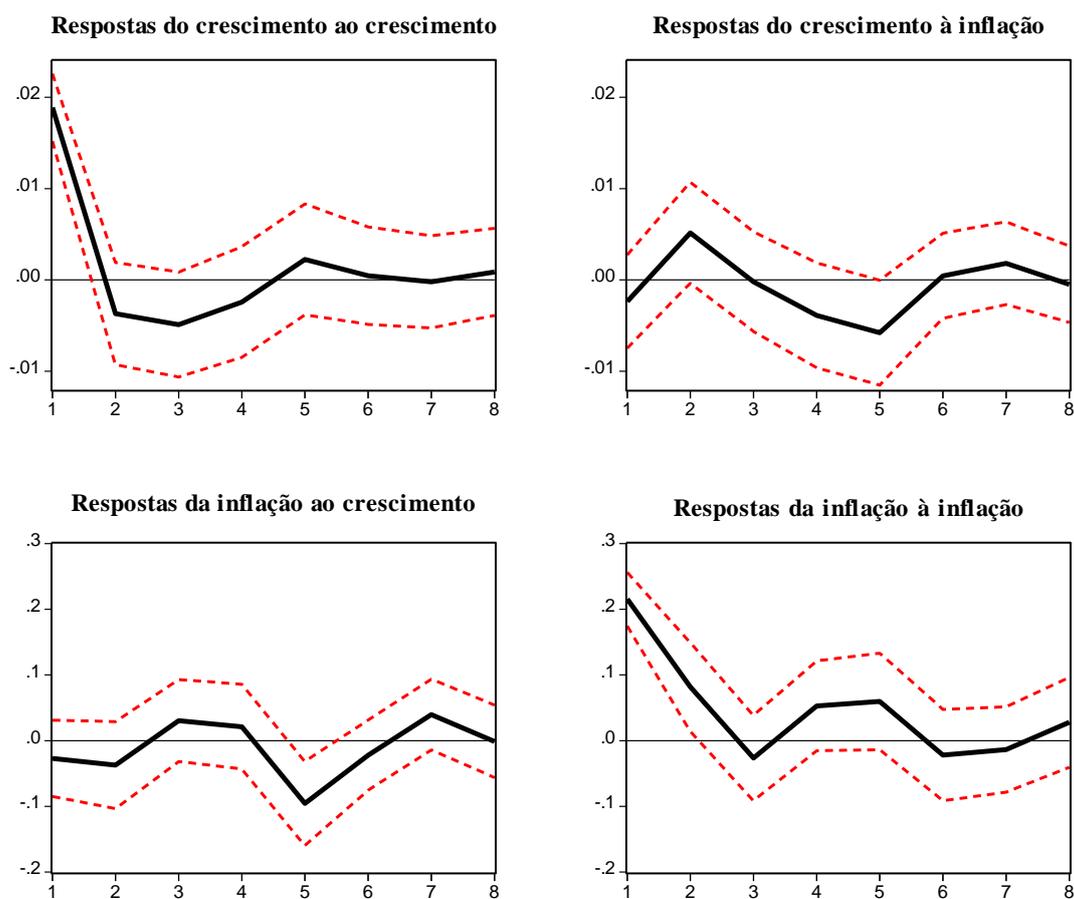
Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – Respostas generalizadas para a inovação de um desvio-padrão, ± 2 S.E. - Preço internacional do petróleo como variável exógena.

Com o acréscimo da taxa de câmbio real no modelo, observa-se na figura 7 que as respostas da taxa de câmbio real ao crescimento passam a se dissipar em torno de zero a partir do sexto semestre, e que as respostas da taxa de câmbio real à inflação é agora positivo no quinto trimestre. A relação negativa entre inflação e crescimento foi válida quando os preços do petróleo são considerados.

M1 denota a parcela dos meios de pagamento, segundo o conceito restrito de moeda e enquadra os depósitos à vista efetivamente movimentáveis, tal série é um conceito restrito de liquidez da economia e relaciona-se às reservas bancárias e soma de papel emitido pelo governo, ou seja, a base monetária. A base monetária é um indicador

da liquidez da economia por ser um dos determinantes da moeda em circulação. Liquidez elevada denota a pressões inflacionárias, por outro lado, baixa liquidez denota a restrições na demanda e na oferta, isto é, a queda no produto. Logo, a variação de M1 pode ter impactos significativos sobre as variáveis endógenas do modelo.

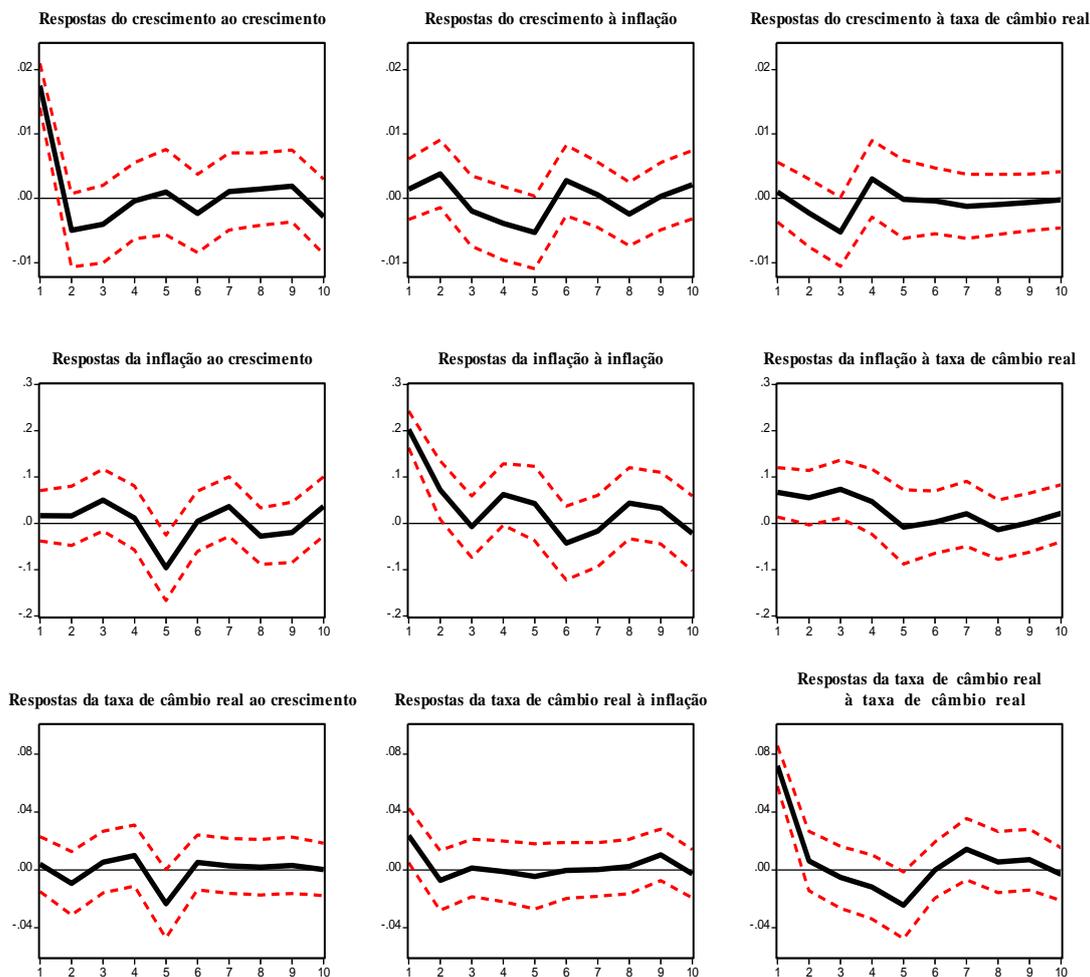
Figura 8: Funções impulso-resposta generalizada – período: 1995 T1 a 2010 T4 (trimestral)



Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – Respostas generalizadas para a inovação de um desvio-padrão, ± 2 S.E. - M1 como variável exógena.

Observa-se na figura 8 que M1 como variável exógena não teve influências significativas nos choques da relação entre inflação e crescimento, pois o modelo de referência permanece idêntico.

Figura 9: Funções impulso-resposta generalizada – período: 1995 T1 a 2010 T4 (trimestral)



Fonte: IPEADATA. Nota: Figura elaborada pelo autor. – Respostas generalizadas para a inovação de um desvio-padrão, ± 2 S.E. - M1 como variável exógena.

Observa-se na figura 9 que a única mudança em relação à análise GIR expressa na figura 5 é que exceto para pequenas variações das respostas da taxa de câmbio real à inflação, mas no mesmo sentido, tudo o mais permanece semelhante.

5 CONCLUSÃO

Esta monografia cumpriu o objetivo de analisar a relação entre inflação e crescimento para a experiência da economia do Brasil no período entre 1995 a 2010. Para analisar esta relação realizou-se uma apreciação teórico-empírica do modelo neoclássico de crescimento, da teoria dos ciclos reais de negócios, da teoria do crescimento endógeno a partir do modelo de Romer (1990) e modelo de Berument *et al.* (2008) para a análise empírica. Além disso, fez-se uma análise conjuntural para a inflação, taxa de crescimento do produto real (PIB) e taxa de câmbio real, para a experiência da economia do Brasil entre 1995 e 2010. Bem como, concretizou-se uma descrição do método matemático-estatístico de função de correlação cruzada e de função de impulso-resposta em um VAR, empregados. Para, enfim, efetivar-se a análise empírica com a hipótese de relação negativa inflação e crescimento, e com a hipótese adicional de efeitos da taxa de câmbio real sobre tal relação.

Como resultados, em contraste com a previsão da curva de Phillips, a análise empírica sugeriu com a matriz de correlação uma relação negativa entre inflação e taxa de crescimento do produto real. Enquanto a função de correlação cruzada sugeriu uma relação contemporânea negativa entre inflação e crescimento e, entre taxa de câmbio real e crescimento, sobretudo para valores defasados da inflação e taxa de câmbio real há momentos de relação positiva. Então, com a análise de impulso-resposta generalizada confirma-se a hipótese da relação negativa entre inflação e crescimento, e com o acréscimo da taxa de câmbio real ao modelo confirma-se a hipótese de que esta série seja um fator com influências sobre tal relação. Para os experimentos empíricos de extensão, as variáveis exógenas adicionadas: preço internacional do petróleo e M1 tiveram uma influência pouco significativa sobre o comportamento das variáveis endógenas do modelo VAR.

REFERÊNCIAS

AGENOR, P.; HOFFMAISTER, A. **Money wages and inflation in middle-income developing countries**. IMF, Working paper, 1997.

ALDRIGHI, D.; CARDOSO, A. Crises cambiais e financeiras: uma comparação entre América Latina e Leste Asiático. **Economia e sociedade**. Vol.18, n.1, pp. 61-117, 2009.

ALMEIDA, P. O Brasil e as crises financeiras internacionais, 1929-2001. **Revista Cena Internacional**. 2001.

ANGELIS, C. **Um estudo sobre os filtros Hodrick-Prescott e Baxter-King**. Dissertação. Mestrado em Ciências Econômicas. Programa de pós-graduação em Economia (PPGE). Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2004.

ARAÚJO, E.; CUNHA, A. Brazilian inflation and GDP from 1850 to 2000: An empirical investigation. **Estudos Econômicos**. v. 33, p. 399-433, 2003.

BERUMENT, H.; ALI, I.; HASAN, O. Inflation and growth: Positive or negative relationship? **Journal of applied sciences**. v. 8, p. 192-204, 2008.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. Cengage Learning, São Paulo, 2008.

CALDAS, B.; PORTUTAL M. **Uma estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil: 1999-2008**. In: XIII encontro de economia ANPEC SUL, Porto Alegre, 2010. Disponível em: <http://www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2010/artigos/08.pdf> – acesso em Janeiro de 2011.

CAVALCANTI, P.; ELLERY R. Crescimento econômico, retornos crescentes e concorrência monopolista. **Revista de economia política**. v. 16, p. 86-104, 1996.

CARNEIRO, G.; FARIA, R. Does high inflation affect growth in the long and short run? **Journal of applied economics**. v. 4, p. 89-105, 2001.

CUSINATO, R.; MINELLA, A.; PORTO, S. **Hiato do Produto e PIB no Brasil: uma análise de dados em tempo real**. Banco central do Brasil. Trabalhos para discussão. n. 203, p.1-66, 2010. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps203.pdf>.

ELLERY, R.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. **Business cycle fluctuations in Brazil**. In Encontro Nacional de Economia da ANPEC, 2000.

FREIRE, L.; LINHARES, F. **Efeito limiar da inflação sobre o crescimento econômico no Brasil**. In: XXXVII encontro nacional de economia, 2009, Foz do Iguaçu. Anais do XXXVII encontro nacional de economia, 2009.

GREGORIO, J. **The effects of inflation on economic growth: Lessons from Latin America 1**. International Monetary Fund (IMF), 1991.

GILLMAN, M.; et al. Inflation and growth: Explaining a negative effect. **Empirical economics**. V. 29, p. 149-167, 2004.

GHOSH, A.; PHILLIPS, S. **Warning: Inflation may be harmful to your growth**. IMF, v. 45, p. 672-710, 1998b.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Makron books, 2000.

HODRICK, R; PRESCOTT, E. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of money, credit and banking**. V. 29, p. 1-16, 1997.

JONES, E.; MANUELLI, E. **Growth and the effects of inflation**. NBER, n°4523, 1993.

JONES, C. **Introdução à Teoria do Crescimento Econômico**. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. RJ: Campus, 2000.

JUD, J.; TREHAN, B. The cyclical behavior of prices: Interpreting the evidence. **Journal of Money, credit and bank**. V. 27, p. 789-797, 1995.

KANCZUK, F.. Juros Reais e Ciclos Reais Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, América do Norte, 56, apr. 2002.

KHAN, M. **Inflation and growth in MCD countries**. Middle east central Asia department, 2005.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**. V . 50, p. 1345-1370, 1982.

_____, F.; _____, E. **Business cycles: Real facts and a monetary myth.** Federal reserve bank of Minneapolis. 14(2): p. 3-18, 1990.

KOOP, G.; PESARAN, H.; Potter, M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of econometrics.** P. 119-147, 1996.

KREMER, S.; NAUTZ, D.; BICK, A. **Inflation and growth: New evidence from a panel threshold analysis,** 2008. Disponível em: <http://www.wiwi.unifrankfurt.de/profs/nautz/nautz.htm>.

MAGALHAES, M. Equilíbrio e ciclos. **Revista de economia contemporânea.** vol.9, n.3, pp. 509, 2005. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-98482005000300003&lng=en&nrm=iso – acesso em 02 de Janeiro de 2011.

PESARAN, H.; SHIN, Y. **Generalized impulse response analysis in linear multivariate models.** Cambridge, 1997.

PRESCOTT, E. **Business cycle research: methods and problems.** Federal reserve bank of Minneapolis, Working paper 590, 1998.

REBELO, S. **The role of knowledge and capital in economic growth.** Evanston, Illinois, EUA: UNU/WIDER, 1998.

SAMOHYL, R. W. **Introdução à Estatística e Métodos de Previsão em Séries Temporais: Teoria Aprofundada e Prática Simplificada.** Universidade Federal de Santa Catarina (NNQ), 2005.

SILVA, F.; SILVA, L.; FRASCAROLI, B. **Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR.** Fórum do Banco do Nordeste, 2006.

TELES, V. K.; SPRINGER, P.; GOMES, M. R. A.; CAVALCANTI, A. A. P.; PAES, N. L. **Uma análise das propriedades dos ciclos de negócios: fatos estilizados para o Caso Brasileiro.** UNB, Brasília, 2000.

Ciclos econômicos e métodos de filtragem: Fatos estilizados para o caso brasileiro. **Revista EconomiA.** 2005.

VAL, P. R.; FERREIRA, P. C. Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. **Ensaios Econômicos da EPGE.** 438, 2002.

ANEXOS

A.1 Ordem de integração das variáveis

Quadro A.1: Ordem de integração para a obtenção de estacionariedade das séries temporais, trimestrais, para o modelo – 1995 (T1) a 2010 (T4)

Variáveis	Ordem de integração
Taxa de inflação (IPCA)	I(0)
Taxa de Câmbio Real (TCR)	I(1)
Taxa de crescimento do Produto Real (PIB)	I(1)
Preço Internacional do Petróleo (PIP)	I(1)
M1	I(1)
Gastos do Governo (GG)	I(1)
Receitas Fiscais (RF)	I(1)
Hiato do Produto (obtido a partir do filtro HP)	I(0)

Fonte: Elaborado pelo autor.

A.2 Estacionariedade das variáveis

Tabela A.1: Testes de estacionariedade (ADF, PP e KPSS) para as séries temporais, trimestrais, do modelo – 1995 (T1) a 2010 (T4)

Variáveis	<i>t</i>-ADF	Defasagem	<i>t</i>-PP	Largura da banda <i>t</i>-PP	LM-KPSS	Largura da banda <i>t</i>-KPSS
IPCA	-3.011161 (0.0394)*	(1) 2	-6.449931 (0.000)	(1) 3	0.204652	(1) 4
TCR	-6.214815 (0.0000)	(0) 0	-6.094763 (0.0000)	(0) 5	0,086805	(2) 8
PIB	-6.582277 (0.0000)	(0) 0	-6.589108 (0.0000)	(0) 1	0.493102	(1) 12
PIP	-5,568974 (0,0000)	(0) 0	-5,501003 (0,0000)	(0) 3	0,117786	(1) 2
M1	-9.601574 (0.0000)	(1) 1	-8.235986 (0.0000)	(1) 61	0.451139	(1) 55
GG	-4,676001 (0,0000)	(1) 3	-20.2905 (0,0000)	(0) 14	0.321885	(0) 12
RF	-7.475686 (0.0000)	(1) 2	-13.79643 (0.0000)	(0) 4	0.145575	(0) 18

Fonte de dados: www.ipeadata.gov.br. **Notas:** Figura elaborada pelo autor. – (I) Para valores de p menores que 0,05 então rejeitamos a hipótese nula de não estacionariedade para os testes ADF e PP, e, assim, a série é considerada estacionária. Significativa a 5%. O mesmo vale para o valor crítico de 1%, quando surgem valores abaixo de 0,01. Assim, se o valor de p é significativo a 1%, conseqüentemente também é a 5% e 10%. Para o teste KPSS, também é considerado o valor crítico de 5%. O valor da estatística t tem que ser menor que o valor crítico de 5%, para se aceitar a hipótese nula de estacionariedade, assim a série é considerada estacionária. O valor de 5% é tomado como referência, ao se analisar se houve, ou não, a rejeição da hipótese nula, ainda que, na tabela, estejam especificados os valores críticos de 1%, 5% e 10%. – A hipótese nula para o teste KPSS é a de estacionariedade, então ao se rejeitar a hipótese nula a série em nível possui raiz unitária. – (II) Os valores entre parênteses referem-se à probabilidade: (1) Constante significativa. (2) Constante e tendência significativas. (0) Nenhum dos dois, ou constante e tendência não possuem t significativos em KPSS. *: Nível de 5% de significância.

A.3 Tabela VAR – (Equação dos Resíduos)

Vector Autoregression Estimates

Date: 06/01/11 Time: 15:34

Sample (adjusted): 1996Q2 2010Q4

Included observations: 59 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	LY1DAS	LIPCA
LY1DAS(-1)	-0.152272 (0.12328) [-1.23518]	-1.520805 (1.40465) [-1.08270]
LY1DAS(-2)	-0.251148 (0.12018) [-2.08977]	1.697046 (1.36933) [1.23932]
LY1DAS(-3)	-0.278884 (0.12451) [-2.23980]	0.521414 (1.41871) [0.36753]
LY1DAS(-4)	-0.094752 (0.12075) [-0.78472]	-4.161372 (1.37579) [-3.02471]
LIPCA(-1)	0.021206 (0.01150) [1.84368]	0.369455 (0.13105) [2.81916]
LIPCA(-2)	-0.008179 (0.01158) [-0.70663]	-0.208304 (0.13189) [-1.57939]
LIPCA(-3)	-0.008590 (0.01112) [-0.77286]	0.328159 (0.12665) [2.59114]
LIPCA(-4)	-0.026475 (0.01138) [-2.32550]	-0.052372 (0.12971) [-0.40375]
C	0.037257 (0.00948) [3.92865]	0.323444 (0.10805) [2.99336]
DUMMY	-0.019382 (0.00539) [-3.59677]	-0.068466 (0.06140) [-1.11507]

R-squared	0.364389	0.419004
Adj. R-squared	0.247644	0.312291
Sum sq. resids	0.017174	2.229590
S.E. equation	0.018721	0.213312
F-statistic	3.121240	3.926443
Log likelihood	156.4687	12.91636
Akaike AIC	-4.965040	-0.098860
Schwarz SC	-4.612915	0.253265
Mean dependent	0.011489	0.476264
S.D. dependent	0.021584	0.257224
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.57E-05
Determinant resid covariance		1.08E-05
Log likelihood		169.8579
Akaike information criterion		-5.079929
Schwarz criterion		-4.375679

Vector Autoregression Estimates

Date: 06/01/11 Time: 14:37

Sample (adjusted): 1996Q2 2010Q4

Included observations: 59 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	LY1DAS	LIPCA	LE1D
LY1DAS(-1)	-0.272671 (0.13211) [-2.06403]	0.331187 (1.52591) [0.21704]	-0.239481 (0.55681) [-0.43010]
LY1DAS(-2)	-0.320427 (0.12685) [-2.52596]	2.846068 (1.46524) [1.94239]	0.508747 (0.53467) [0.95152]
LY1DAS(-3)	-0.263361 (0.12899) [-2.04179]	0.866327 (1.48986) [0.58148]	0.772583 (0.54365) [1.42110]
LY1DAS(-4)	-0.010943 (0.12382) [-0.08837]	-4.719605 (1.43026) [-3.29983]	-1.263726 (0.52190) [-2.42138]
LIPCA(-1)	0.025065 (0.01118) [2.24189]	0.310509 (0.12914) [2.40449]	-0.070234 (0.04712) [-1.49046]
LIPCA(-2)	-0.002523 (0.01137) [-0.22191]	-0.269631 (0.13135) [-2.05279]	0.050006 (0.04793) [1.04334]

LIPCA(-3)	-0.014063 (0.01126) [-1.24866]	0.340286 (0.13008) [2.61587]	-0.011129 (0.04747) [-0.23446]
LIPCA(-4)	-0.029423 (0.01180) [-2.49438]	0.026155 (0.13625) [0.19196]	0.033082 (0.04972) [0.66540]
LE1D(-1)	-0.051473 (0.03083) [-1.66950]	0.481002 (0.35612) [1.35066]	0.151170 (0.12995) [1.16329]
LE1D(-2)	-0.089750 (0.03218) [-2.78913]	0.970243 (0.37168) [2.61040]	-0.094274 (0.13563) [-0.69509]
LE1D(-3)	0.006661 (0.03386) [0.19674]	0.299400 (0.39106) [0.76561]	-0.142887 (0.14270) [-1.00132]
LE1D(-4)	-0.010025 (0.03276) [-0.30600]	0.059559 (0.37842) [0.15739]	-0.215145 (0.13809) [-1.55805]
C	0.036619 (0.00905) [4.04614]	0.317684 (0.10454) [3.03896]	-0.024277 (0.03815) [-0.63642]
DUMMY	-0.012267 (0.00578) [-2.12354]	-0.147239 (0.06673) [-2.20664]	0.100100 (0.02435) [4.11121]
<hr/>			
R-squared	0.495749	0.526320	0.476735
Adj. R-squared	0.350076	0.389479	0.325570
Sum sq. resids	0.013625	1.817764	0.242040
S.E. equation	0.017400	0.200984	0.073339
F-statistic	3.403169	3.846215	3.153732
Log likelihood	163.2983	18.94058	78.42025
Akaike AIC	-5.060958	-0.167477	-2.183737
Schwarz SC	-4.567983	0.325498	-1.690762
Mean dependent	0.011489	0.476264	0.006855
S.D. dependent	0.021584	0.257224	0.089304
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)	5.93E-08		
Determinant resid covariance	2.63E-08		
Log likelihood	263.7331		
Akaike information criterion	-7.516375		
Schwarz criterion	-6.037450		
<hr/>			

