



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN  
DOUTORADO EM ECONOMIA**

**LEONARDO PORTO FREIRE**

**ANÁLISE EMPÍRICA DOS EFEITOS DA INFLAÇÃO NO CRESCIMENTO  
ECONÔMICO E NA VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS**

**FORTALEZA  
2009**

**LEONARDO PORTO FREIRE**

**ANÁLISE EMPÍRICA DOS EFEITOS DA INFLAÇÃO NO CRESCIMENTO  
ECONÔMICO E NA VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares

**FORTALEZA  
2009**

**LEONARDO PORTO FREIRE**

**ANÁLISE EMPÍRICA DOS EFEITOS DA INFLAÇÃO NO CRESCIMENTO  
ECONÔMICO E NA VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia.

Data de Aprovação: **2 de outubro de 2009.**

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares  
Orientador

---

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar  
Membro

---

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho  
Membro

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Membro

---

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi  
Membro

Aos meus filhos.  
À minha esposa.  
Aos meus pais.

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço aos meus pais, Regina Cláudia Porto Freire e José Gotardo de Paula Freire, que me proporcionaram educação, saúde e amor. Sou-lhes grato por apoiarem meus projetos e, sempre que necessário, não medirem esforços no sentido de ajudar-me a realizá-los.

Sou muito grato ao professor Fabrício Carneiro Linhares pelas críticas, idéias e valiosa orientação. Agradeço aos professores Luiz Ivan de Melo Castelar, Emerson Luís Lemos Marinho, Roberto Tatiwa Ferreira e Andrei Gomes Simonassi pela disponibilidade para participarem da banca examinadora, e pelas críticas acerca do presente trabalho.

Agradeço, na figura do Coordenador do CAEN, professor João Mário Santos de França, a todo o corpo acadêmico dessa instituição.

Manifesto, ainda, gratidão ao Programa de Pós-Graduação do Banco Central do Brasil pelo apoio financeiro.

Sou grato, também, ao meu colega e orientador técnico Paulo Marcelo Cavalcanti Muniz.

Por fim e não menos importante, agradeço especialmente à minha esposa Míria de Melo Barreira Freire por seu apoio e companheirismo e por sua paciência e compreensão com respeito às minhas ausências durante o período de estudo dedicado a esse curso e à elaboração desta Tese.

## RESUMO

O presente estudo examina a existência de não-linearidade nas relações entre inflação, crescimento econômico e variabilidade dos preços relativos (VPR) no Brasil. Analisam-se também os efeitos da estabilização da economia brasileira, promovida pelo Plano Real, na relação entre inflação e desempenho econômico. As análises utilizam modelos de séries temporais, que levam em conta efeitos *threshold* (para a análise das relações entre inflação e crescimento e inflação e VPR); e modelos de dados em painel, que consideram efeitos *threshold* e quebra estrutural (na análise da conexão entre inflação e crescimento econômico). Considerando a relação entre inflação e crescimento econômico, os resultados mostram que essa seria negativa apenas acima de certo nível inflacionário, o que confirma os resultados de alguns estudos empíricos da literatura econômica. Os resultados também mostram evidências de alterações com respeito à relação entre inflação e crescimento econômico, causadas, muito provavelmente, por mudanças na economia proporcionadas pelo Plano Real. Quanto à relação entre inflação e VPR no Brasil, os resultados indicam que a inflação teria uma relação positiva com a VPR. Essa relação, no entanto, apresenta padrão comportamental não-linear no sentido de que seria positiva e mais significativa acima de certo nível inflacionário.

**Palavras-Chave:** Inflação, Crescimento econômico, Preços Relativos.

## ABSTRACT

This study examines the existence of nonlinearities on the relationships between inflation, economic growth and the relative prices variability (RPV) in Brazil. It also assesses the effects of the Brazilian stabilization program, known as “Plano Real”, on the relationship between inflation and economic performance. The analysis employs time series models that allows threshold effects (for analysis of relationship between inflation and economic growth; and inflation and RPV) and panel data models that allows threshold effects and structural break (on the analysis for relationship between inflation and economic growth). Considering the relation between inflation and growth, the results shows that relationship between inflation and economic growth would be negative only above a certain level of inflation, which confirms the findings of some empirical studies of economic literature. The results also show change evidences in relation between inflation and economic growth after “Plano Real”, probably because of changes in economy promoted by this policy. As for the relation between inflation and RPV in Brazil, the findings indicate that inflation would have a positive relationship with the RPV. However, this relationship shows a nonlinear behavioral standard in the sense that this would be more positive and significant above a certain level of inflation.

**Keywords:** Inflation, Economic Growth, Relative Prices.

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	9
2. RESULTADOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS NA LITERATURA ECONÔMICA.....	16
2.1 Inflação e Crescimento Econômico.....	16
2.2 Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos.....	24
3. EFEITO NÃO-LINEAR DA INFLAÇÃO SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL - ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS.....	28
3.1 Metodologia.....	28
3.2 Dados.....	31
3.3 Resultados das Estimações e dos Testes .....	35
3.4 Análise de Robustez.....	40
3.4.1 Retirando Observações Aberrantes da Inflação.....	41
3.4.2 Dados Anuais.....	42
3.4.3 Modelo Econométrico Alternativo.....	44
3.4.4 Outras Medidas de Inflação.....	48
3.5 Conclusões.....	50
4. EFEITOS DA ESTABILIZAÇÃO NA RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DE DADOS EM PAINEL.....	52
4.1 Metodologia.....	52
4.2 Dados.....	57
4.3 Resultados.....	58
4.3.1 Análise de Quebra Estrutural.....	58
4.3.1.1 Resultados das Estimações e dos Testes – Quebra Estrutural.....	59
4.3.1.2 Análise de Robustez – Quebra Estrutural.....	61
4.3.1.2.1 Variando a Medida de Crescimento.....	61
4.3.1.2.2 Variando a Medida da Inflação.....	62
4.3.2 Análise do Período Recente (Pós-Real – 1995-2006).....	64
4.3.2.1 Resultados das Estimações e dos Testes - Período Recente.....	64
4.3.2.2 Análise de Robustez - Período Recente.....	65
4.3.2.2.1 Medida de Crescimento Alternativa.....	65
4.3.2.2.2 Índice de Inflação Alternativo.....	66
4.3.2.2.3 Variando Períodos.....	67
4.3.2.2.4 Análise Regional.....	69
4.4 Conclusões.....	70

5. AVALIANDO O IMPACTO DA INFLAÇÃO SOBRE A VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS NO BRASIL.....	73
5.1 Metodologia.....	73
5.2 Dados e Variáveis.....	75
5.3 Resultados das Estimações e dos Testes.....	76
5.4 Análise de Robustez.....	78
5.4.1 Inclusão de outra Variável Controle.....	78
5.4.2 Alguns Resultados com VPR-IPCA Total (VPR-IPCAT).....	80
5.5 Conclusões.....	82
6. CONCLUSÕES GERAIS E CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	83
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	85
APÊNDICE.....	95

## 1. INTRODUÇÃO

Dentre as metas de governança econômica moderna, aliar o crescimento econômico à baixa taxa de inflação caracteriza-se como um dos principais desafios da política macroeconômica. A questão relativa à existência e à natureza da relação entre inflação e crescimento, corresponde, portanto, a um objeto de considerável interesse e debate entre os economistas. Por conta disso, na literatura econômica, vários trabalhos abordaram esse tema. Apesar da diversidade dos resultados, muitos desses estudos teóricos e empíricos, principalmente os mais recentes, têm apontado para uma relação negativa entre taxas de inflação e crescimento do produto no médio/longo prazo<sup>1</sup>.

De forma geral, a literatura teórica que considera efeitos negativos da variação de preços na atividade econômica de longo prazo, suscitou argumentos, relacionados a potenciais mecanismos dessa relação, que sugerem a ocorrência desses efeitos por meio de diminuições do nível ou da eficiência dos investimentos, ocasionadas por aumentos da inflação.

Considerando que a produtividade do investimento (capital) é relacionada positivamente com o crescimento e com a quantidade de trabalho, alguns estudos argumentam que a inflação afeta negativamente o desempenho da economia por meio da diminuição da produtividade do capital, sob a hipótese de que, em períodos de alta inflação, a oferta de trabalho é diminuída por conta da corrosão dos saldos reais destinados ao consumo.<sup>2</sup> De Gregorio (1993) sugere uma interpretação para esse efeito que considera o trabalho como emprego ou esforço de trabalho em atividades “produtivas.” Esse autor leva em conta que, em períodos de alta inflação as famílias despenderiam recursos para se protegerem contra a inflação, diminuindo, assim, o trabalho/esforço de trabalho aplicado na produção de bens (atividades “produtivas”).

---

<sup>1</sup> Ver, por exemplo: - De Gregório (1993); Jones e Manuelli (1993); Barro (1995, 1997); Fischer (1993); Hadjimichael e Ghura (1995); Sbordone e Kuttner (1994); Sarel (1996); Bruno e Easterly (1998); Ghosh e Phillips (1998); Khan e Senhadji (2001); Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005); Hodge (2006); Kremer, Nautz e Bick (2008).

<sup>2</sup> Ver De Gregório (1993, 1996). Considera-se nesse caso que dinheiro é requerido para a aquisição de bens de consumo (restrição *cash-in advance* para o consumo) e que o indivíduo escolhe entre consumo e lazer, assim um aumento da inflação elevaria o preço dos bens de consumo com respeito ao preço do lazer induzindo a substituição de consumo por lazer, reduzindo, assim, a oferta de trabalho.

A mesma vertente teórica considera ainda que a inflação afetasse o crescimento, pois essa reduziria as taxas de investimentos, considerando que a variação dos preços funcionaria como uma taxação no investimento. Em modelos que impõem restrição “*cash-in-advance*” para o capital<sup>3</sup>, dinheiro é requerido para a compra de bens de capital, e, por conseguinte, a inflação aumentaria o custo efetivo do capital, implicando em queda dos investimentos e do desempenho econômico<sup>4</sup>. A respeito desse mecanismo, De Gregorio (1996) comenta que, ao invés de assumir simplesmente que dinheiro é utilizado para comprar bens de capital, poder-se-ia pensar que, de maneira mais geral, a utilização do dinheiro facilita as operações da firma<sup>5</sup>. O mesmo considera a possibilidade de a ocorrência de uma alta inflação levar as firmas a aplicarem maiores quantidades de recursos (não monetários) na efetivação de transações e na administração de dinheiro/*potfolio*<sup>6</sup> ao invés de serem direcionados para a produção de bens. Nesse sentido, o referido autor afirma que: “*Overall, inflation provides an incentive for firms and households to devote more resources to activities that are not the engines to sustained growth. [...]*”.

Encontram-se também trabalhos teóricos que sugerem efeitos negativos da inflação na atividade econômica, provenientes de depressão nos investimentos, advindos da incerteza acerca da inflação, que aumentaria quanto maior o nível inflacionário, considerando a irreversibilidade dos investimentos<sup>7</sup>. Outros estudos consideram ainda que a incerteza quanto aos preços relativos (relacionada positivamente com a inflação) prejudicaria a eficiência da alocação de recursos na economia, distorcendo a informação contida nos preços nominais<sup>8</sup>. Khan e Senhadji (2001) consideram a importância desse canal, salientando que:

---

<sup>3</sup> “*In cash-in-advance (CIA) models the role of money as facilitator of transactions is indentified by the simple rule that no transaction can take place unless the money needed for transaction is held for some time in advance.*” Orphanides e Solow (1990)

<sup>4</sup> Com respeito a esse mecanismo ver De Gregorio (1993).

<sup>5</sup> Em Fisher (1983) a moeda é inclusa na função de produção como complementar ao capital, nesse modelo a inflação afeta a eficiência dos investimentos. A respeito dessa idéia pode-se destacar o comentário, de Easterly (2004):

“*Não é misterioso o motivo pelo qual a inflação cria maus incentivos para o crescimento. Por causa da desvalorização da moeda, as pessoas evitam guardar dinheiro durante a inflação alta. A inflação constitui concretamente um imposto sobre a posse de dinheiro. Porém, evitar guardar dinheiro tem um preço, pois o dinheiro é um mecanismo muito eficiente nas transações econômicas. Podemos pensar no dinheiro como um dos insumos colocados na produção eficiente. A inflação é desse modo uma taxação da produção*”

<sup>6</sup> Conforme salienta De Gregorio (1996): “*Firms are also subject to enormous capital gains or losses in countries where chronically high inflation exists. This induces entrepreneurs to spend a considerable amount of time and resources in portfolio management.*”

<sup>7</sup> Ver De Gregorio (1996).

<sup>8</sup> Ver Nautz e Scharff (2006).

“[...] *Inflation impedes efficient resource allocation by obscuring the signaling role of relative price changes, the most important guide to efficient economic decisionmaking [...]*”.

A literatura acerca do tema apresenta argumentos teóricos em que os efeitos adversos da inflação na performance econômica são resultados da diminuição da habilidade de os mercados financeiros realizarem eficientemente intermediações financeiras por problemas de informação. Recentes trabalhos nessa linha teórica consideraram o fato de que, em um mundo com informação imperfeita, problemas informacionais podem ser amplificados em situações de alta inflação, afetando a eficiência com que o crédito é alocado e o volume total de intermediações. Considerando esse canal, alguns estudos concluíram que haveria efeitos diferenciados da inflação na atividade econômica condicionado ao nível inflacionário<sup>9</sup>. Com efeito, de acordo com essas análises, a relação negativa entre inflação e atividade econômica não se apresenta em situação de baixa variação de preços, estando presente, no entanto, quando da ocorrência de altos níveis de inflação.

Muitos dos estudos empíricos, além de indicarem a relação negativa entre inflação e crescimento no médio/longo prazo, apresentam evidências no sentido de que essa relação seria válida somente para ocorrências inflacionárias acima de certo nível (efeito limiar/*threshold* da inflação)<sup>10</sup>. A respeito desse padrão comportamental, estudos empíricos, a exemplo de Khan e Senhadji (2001), encontraram diferentes níveis de *threshold* para diferentes grupos de países: para países desenvolvidos, caracterizados em geral por ocorrência de menores taxas inflacionárias, foram verificados valores mais baixos do nível de *threshold* em relação aos encontrados para grupos de países em desenvolvimento.

Para a economia brasileira, alguns trabalhos empíricos investigaram a relação de longo prazo entre inflação e atividade econômica real. Como exemplo desses estudos, podem ser citadas as análises de Araújo e Cunha (2003), que sugeriram uma relação não positiva; de Valdovinos (2003), que encontrou indícios de correlação negativa entre essas variáveis; e de

<sup>9</sup> Ver, por exemplo: Azariadis e Smith (1993) e De Gregorio e Sturzenegger (1994); e Huybens e Smith (1998).

<sup>10</sup> Ver, por exemplo: Barro (1995); Sarel (1996); Bruno e Easterly (1998) Ghosh e Phillips (1998); Khan e Senhadji (2001); Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005); Kremer, Nautz e Bick (2008).

Esse padrão comportamental é similar ao sugerido em alguns trabalhos teóricos que consideraram o canal referente aos mercados financeiros. Considerando que em tais abordagens teóricas ocorreriam efeitos diferenciados na relação da taxa de inflação na atividade econômica, dependendo do nível dessa taxa.

Nesse caso, o nível de *threshold* refere-se ao nível inflacionário acima do qual a inflação se relacionaria de forma negativa com o crescimento econômico.

Faria e Carneiro (2001) e Schwartzman (2006), que apontaram para a não existência dessa relação no longo prazo. Valendo ressaltar que a não-linearidade, acima referida, não esteve no foco dessas análises.

O presente estudo utiliza dados de séries temporais da economia brasileira, referentes ao período de 1948 a 2006, e dados em painel para onze unidades regionais do Brasil, correspondentes ao período de 1985 a 2006, com o objetivo de identificar as características da relação entre inflação e crescimento na economia brasileira, buscando principalmente investigar a presença de não-linearidade nessa relação, observando se a inflação teria efeitos diferenciados sobre o crescimento para diferentes níveis inflacionários; e verificar possível quebra estrutural nessa relação ocasionada pela mudança no comportamento inflacionário proporcionada pelo Plano Real. Por fim, objetiva-se também, realizar uma análise mais apurada do período Pós-Real, de forma a identificar as características mais atuais dessa relação.

Ainda com referência aos efeitos reais da inflação, conforme indicado anteriormente, estudos consideram que a inflação gera tais efeitos por meio de seu impacto na Variabilidade dos Preços Relativos (VPR). Nesse sentido, Nautz e Scharff (2006) salientam que a teoria macroeconômica recente enfatiza os impactos distorcivos da inflação nos preços relativos e destacam que, em particular, modelos dinâmicos de equilíbrio geral Neo-Keynesianos consideram a estabilidade de preços como um resultado de política monetária ótima, levando em conta que a inflação aumenta a VPR<sup>11</sup>.

De forma geral, o impacto real da variação de preços por meio da VPR pode ser visto a partir da idéia de que a inflação aumentaria a VPR e, com isso, prejudicaria a eficiente alocação de recursos na economia pela distorção da informação contida nos preços nominais.

Teoricamente, a relação positiva entre diferentes aspectos da inflação e VPR é considerada em vários trabalhos. Ver, por exemplo, Barro (1976) e Lucas (1973) que levam

---

<sup>11</sup>Ver Woodford (2003) ou Gali (2003).

Acerca dessa literatura, Nautz e Scharff (2006) comentam ainda que: “*Reducing the information content of nominal prices, inflation drives a wedge between marginal rates of transformation and substitution. Therefore, as Green (2005, p.132) put it, price dispersion is “the root of all evil” caused by inflation in these models.*”

em conta problemas de informação incompleta; e Sheshinski e Weiss (1977), que consideram a abordagem de custos de *menu*.

Vários trabalhos empíricos abordaram a relação entre inflação e VPR. Os resultados de alguns desses estudos apontam para a existência de uma relação positiva entre essas variáveis. Outros estudos nessa vertente consideraram a idéia de que essa relação seria não-linear e encontraram diferentes formas dessa relação, dependendo dos níveis inflacionários considerados<sup>12</sup>.

Para o caso brasileiro, a maioria dos estudos empíricos investigaram a relação inflação-VPR sem considerar a não-linearidade inclusa em seus modelos econométricos.

Dentre esses trabalhos, Fava, Cyrillo e Esavel do Carmo (2003) que, com dados de 1975-1999, encontraram evidências de que, em períodos de média/baixa inflação, observa-se uma relação positiva entre tais variáveis. Já Landau e Peixoto (1992), com dados de 1975-1991, não encontraram relação significativa entre as variáveis em questão. Diferente da grande maioria dos estudos que abordaram a relação em questão para o caso brasileiro, Caraballo, Dabús e Caramuta (2006) investigaram essa relação para Argentina (dados de 1960-1993), Brasil (dados de 1974-1996) e Peru (dados de 1980-1994), incorporando em seu modelo econométrico a possibilidade de não-linearidade na relação em questão, e encontraram efeitos diferenciados da inflação na RPV de acordo com o nível inflacionário.

Nesse contexto, a presente análise objetiva também investigar, além de aspectos da relação entre inflação e crescimento econômico, conforme citado anteriormente, identificar as características da relação entre inflação e VPR na economia brasileira, em especial no período de 1994-2009, buscando principalmente verificar se haveria tal relação (positiva, negativa, nula); e investigar a presença de não-linearidade nessa relação, ou seja, verificar se a inflação teria efeitos diferenciados sobre a VPR para diferentes níveis inflacionários, no caso brasileiro, em especial para o período Pós-Real acima especificado.

Este trabalho estende a literatura empírica por meio de modelos não-lineares que, consideram, nas conexões entre crescimento econômico e inflação e entre VPR e inflação,

---

<sup>12</sup> Em seu estudo Nautz e Sharff (2006) consideraram essa possibilidade, incorporando a possibilidade de efeitos *threshold* na relação inflação-VPR.

efeito limiar para dados de séries temporais (para essas duas relações) e em painel (para a primeira relação citada); e, simultaneamente, efeito limiar (*threshold*) e quebra estrutural para dados em painel (em análise referente à relação crescimento-inflação). Nesse sentido, serão incorporados efeitos não-lineares aos modelos econométricos, considerando-se a possibilidade de haver mudanças nessas relações, dependendo do nível inflacionário, e a possibilidade de mudança da relação crescimento-inflação no tempo. A vantagem da utilização desses modelos é que efeitos diferenciados da inflação no crescimento econômico e na VPR, assim como possíveis modificações no tempo, com respeito à conexão entre crescimento e inflação, poderão ser investigadas, verificando-se, assim, a relevância de padrões comportamentais não-lineares nas relações ora tratadas, por meio de testes estatísticos, em especial, para o caso brasileiro. Os procedimentos para estimação e testes serão baseados nas técnicas abordadas por Hansen (1999 a e b), considerando ainda testes para se verificar quebra estrutural da relação crescimento-inflação em termos temporais. O presente trabalho, portanto, insere, na literatura empírica nacional e internacional, resultados ainda não apresentados especificamente para a economia brasileira, no que se refere à não-linearidade nas relações em questão, e contribui, sob o ponto de vista metodológico, com a análise de quebra estrutural ora desenvolvida.

As informações obtidas na presente investigação podem levar a uma melhor compreensão da importância do controle inflacionário em políticas monetárias que buscam aliar estabilidade de preços com crescimento econômico sustentável de médio/longo prazo. As estimativas poderiam ser empregadas no sentido de indicar níveis de inflação desejáveis na condução da política monetária que seriam potencialmente ligados à melhor performance econômica brasileira, principalmente, para o período mais recente.

O restante do trabalho é organizado da seguinte forma. Na segunda seção, desenvolve-se uma revisão da literatura quanto à relação entre inflação e crescimento e à conexão entre inflação e VPR, considerando-se alguns resultados teóricos e empíricos a respeito desses assuntos. Nas duas seções seguintes, apresentam-se análises inerentes à relação entre inflação e crescimento, com dados de séries temporais e dados em painel, respectivamente. Em seção posterior, desenvolve-se uma análise referente à relação entre inflação e VPR. Por fim apresentam-se as conclusões gerais, que apontam, dentre outras coisas, para a idéia de que, no caso do Brasil, a inflação só se relacionaria negativamente com

o crescimento econômico apenas acima de certo nível inflacionário; para a ocorrência de alterações na relação entre inflação e crescimento econômico, no período de 1986-2006, proporcionada provavelmente pela mudança no comportamento inflacionário com a implantação do Plano Real; para o entendimento de que, no caso brasileiro, a inflação relacionar-se-ia de forma positiva e mais significativa com a VPR, quando aquela estiver acima de certo nível.

## 2. RESULTADOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS NA LITERATURA ECONÔMICA

### 2.1 Inflação e Crescimento Econômico

Muitos estudos teóricos e empíricos analisaram aspectos da relação entre inflação e crescimento da economia real no longo prazo e apresentaram resultados distintos. Muitos dos resultados, no entanto, principalmente os mais recentes, corroboraram para que, atualmente, haja certa aceitação quanto à relação negativa entre inflação e desempenho da economia no longo prazo; contudo o debate em torno da precisa relação entre essas variáveis e seus canais de transmissão se encontra em aberto.

Em geral, trabalhos teóricos que investigaram a relação entre inflação e crescimento de longo prazo abordaram o assunto por meio de análises baseadas em modelos de crescimento econômico com a inclusão de moeda e/ou inflação, incorporando, em seu escopo, diferentes mecanismos de transmissão dos efeitos da inflação na produção de longo prazo. Apesar da diversidade dos resultados, grande parte desses trabalhos sugere relação negativa entre inflação e atividade econômica real no longo prazo (nível ou crescimento do produto), principalmente, quando se consideram os mais recentes.

Tobin (1965) apresentou um modelo com estrutura semelhante a do modelo de crescimento de Solow (1956), acrescentando a existência de moeda e inflação, e concluiu que uma taxa mais rápida de crescimento da oferta de moeda (ligada a uma maior inflação) estaria associada a um estoque de capital e nível de renda *per capita* maiores no estado estacionário, indicando, dessa forma, que não haveria superneutralidade da moeda<sup>13</sup>.

Intuitivamente, o efeito que leva a esse resultado pode ser explicado sob a hipótese de que os ativos da economia poderiam ser alocados apenas em capital físico e/ou moeda (saldos monetários reais). Uma taxa de inflação mais alta, portanto, induziria os

---

<sup>13</sup> A neutralidade da moeda ocorre se uma mudança no nível da moeda nominal não afeta variáveis reais. Nesse sentido, a superneutralidade da moeda implica que mudanças na taxa de crescimento da moeda nominal não afetam variáveis reais (Ver Orphanides e Solow, 1990).

agentes a manterem menor parcela da riqueza retida como moeda e a alocarem maior parcela em capital físico.

Esse resultado, contudo, apóia-se em várias suposições restritivas como, por exemplo, uma taxa constante de poupança em relação à renda. Além disso, as conclusões de políticas desse trabalho são bem implausíveis: se tomadas em sua lógica extrema, a hiperinflação poderia aumentar a produção permanentemente.

Em um artigo publicado posteriormente, Sidrauski (1967) chegou a conclusões diferentes de Tobin (1965), utilizando estrutura semelhante ao do modelo de Ramsey (1928), incluiu a moeda, além do consumo, na função utilidade dos agentes econômicos com famílias de vida infinita e assumiu, a exemplo do modelo de Tobin (1965), que riqueza seria alocada entre capital físico e moeda (saldos monetários reais). Nesse sentido, seu trabalho focou em um problema de maximização intertemporal da utilidade dos componentes dessas famílias em um modelo de otimização dinâmica com a poupança definida endogenamente.

Dentre outros resultados, esse trabalho demonstrou que a razão capital-trabalho (e, portanto, o produto *per capita* associado) de longo prazo não dependeria da taxa de inflação ou das mudanças nas taxas de crescimento da moeda. Dessa forma, no modelo de Sidrauski (1967), a superneutralidade da moeda foi aceita.

Stockman (1981) apresentou um modelo de crescimento em que um aumento na taxa de inflação resulta em um menor nível de produto de estado estacionário. Nesse modelo, considera-se que a moeda e capital são bens complementares e que um aumento da inflação levaria a um menor poder de compra da moeda e, por conta disso, a uma redução do nível de aquisição de capital e de bens de consumo, dada a restrição “*cash-in-advance*”<sup>14</sup> para o capital e para o consumo.

Na abordagem teórica de Fischer (1983), também baseada na estrutura de Ramsey (1928): inclui-se a moeda na função de produção, e não na função de utilidade dos agentes econômicos com famílias de vida infinita, para representar a noção de que maiores níveis de

---

<sup>14</sup> A restrição “*cash-in-advance*” para o capital refere-se à idéia de que é necessário ter dinheiro para adquirir capital.

estoques monetários reais liberariam trabalho e outros recursos para uso produtivo; e assumiu-se, a exemplo dos modelos citados acima, que a riqueza seria alocada entre moeda (saldos reais) e capital físico.

Dentre os resultados desse modelo, encontrou-se que as taxas de crescimento da moeda e as da inflação se relacionariam negativamente com o nível de capital *per capita* de estado estacionário; o que sugere um efeito negativo da inflação no produto *per capita* de longo prazo.

Alguns trabalhos teóricos consideram a idéia de que a incerteza acerca dos preços<sup>15</sup> afetaria os investimentos. Inicialmente Hartman (1972) e depois Abel (1983) mostraram que em uma economia sem fricções, um aumento na incerteza quanto aos preços poderia aumentar os investimentos. A literatura recente que considera o investimento irreversível tem mostrado, entretanto, como esta relação pode ser contrária<sup>16</sup>.

De forma geral, modelos Neo-Keynesianos teóricos abordam a possibilidade de a variabilidade dos preços relativos (incrementada pela inflação) prejudicar a eficiente alocação de recursos na economia<sup>17</sup>.

Tourinho (1996) apresentou três estruturas no contexto do modelo neoclássico de crescimento econômico ótimo, considerando a inflação e a demanda por moeda (ocorrendo essa última devido a custos de transação associados à utilização de outros ativos pelos agentes). Apesar de o primeiro desses modelos ter considerado a inflação como determinística, exploraram-se, nesse trabalho, as implicações teóricas de se considerar estocásticas a taxa de inflação e a produtividade da economia. Nesse sentido, com referência

<sup>15</sup> Cabe salientar que vários trabalhos empíricos indicam que esta aumentaria com a inflação. Ver, por exemplo, Lach and Tsiddon (1992).

<sup>16</sup> Ver Bernanke (1983), McDonald e Siegel (1986), Dixit e Pindyck (1993) e Bertola e Caballero (1994). Para maiores detalhes acerca dessa literatura, ver De Gregorio (1996).

<sup>17</sup> "A large number of economic arguments point to the benefits of price stability and the welfare cost of inflation. Recent macroeconomic theory emphasizes the distorting impact of inflation on relative prices. In particular, standard new Keynesian dynamic general equilibrium models with staggered price setting support price stability as an outcome of optimal monetary policy mainly because inflation increases relative price variability (RPV), see e.g. Woodford (2003) or Gali (2003)".<sup>1</sup>

[...]<sup>1</sup>

1-Reducing the information content of nominal prices, inflation drives a wedge between marginal rates of transformation and substitution. Therefore, as Green (2005, p.132) put it, price dispersion is "the root of all evil" caused by inflation in these models." NAUTZ e SHARFF (2006).

aos outros dois modelos apresentados nesse trabalho, um considerou a inflação estocástica; e o outro considerou, além da inflação, a produtividade como estocástica.

A análise dos modelos estocásticos recaiu, principalmente, sobre processos de alta inflação, buscando identificar as condições em que aumentos da incerteza da inflação seriam prejudiciais ao crescimento econômico.

Todos os três modelos apresentaram efeito contrário ao sugerido por Tobin (1965): o aumento da inflação esperada implicou em uma redução da riqueza e da intensidade do capital no estado estacionário. Outro resultado encontrado foi o de que aumentos na variabilidade da inflação estariam relacionados com efeitos negativos sobre o crescimento econômico, se tal aumento estivesse associado a elevações na variabilidade produtividade.

Algumas pesquisas abordaram as ligações entre inflação, mercado financeiro e crescimento econômico (King e Levine, 1993; Huybens e Smith, 1998). A recente literatura nesse tópico enfatiza o fato de que, em um mundo de informação imperfeita, os problemas de informação podem ser exacerbados com altas taxas de inflação, o que afetaria a eficiência com que o crédito é alocado e o volume total de intermediações. Azariadis e Smith (1993) e De Gregorio e Sturzenegger (1994) apresentaram modelos que consideravam esses problemas de informações induzidos pela inflação nos mercados financeiros e encontraram que esses seriam prejudiciais para os investimentos.

Em alguns modelos, consideraram-se mecanismos em que a inflação afeta negativamente a produção por meio da decisão entre trabalho e lazer. Greenwood e Huffman (1987) desenvolveram o mecanismo básico trabalho-lazer e Cooley e Hansen (1989) identificaram as implicações para a acumulação de capital.

No trabalho de Greenwood e Huffman, considera-se que as pessoas retêm moeda para adquirir bens de consumo e derivam utilidade tanto do consumo quanto do lazer. Esses autores mostraram que o retorno do trabalho cai quando a taxa de inflação aumenta. Com isso, de forma simplificada, pode-se ter que, com um aumento da inflação, as pessoas substituem o bem dinheiro- consumo e escolhem desfrutar de maior lazer.

Cooley e Hansen (1989) estenderam o mecanismo de Greenwood-Huffman (1987) para que se considerasse a acumulação de capital. A principal suposição é a de que o produto marginal do capital está positivamente relacionado com a quantidade de trabalho. Então, quando a quantidade de trabalho declina em resposta a um aumento da taxa de inflação, o retorno do capital cai e a quantidade de capital e de produto de estado estacionário declinam.

Vários estudos teóricos que desenvolveram modelos econômicos de crescimento endógeno têm considerado que a inflação teria efeito negativo no crescimento de longo prazo. Gomme (1993) considerou, em seu trabalho, uma economia semelhante à especificada por Cooley e Hansen (1989) (admitindo que aumentos da inflação diminuiriam o trabalho) e encontrou que um aumento permanente da taxa de inflação afetaria negativamente a taxa de crescimento do produto. De Gregorio (1993) também apresentou esse efeito, em abordagens de crescimento endógeno, com estruturas teóricas que consideraram mecanismos relativos à taxação do capital e ao mercado de trabalho. Jones e Manuelli (1993) chegaram ao mesmo resultado, considerando um mecanismo, envolvendo a política fiscal, pelo qual a inflação afetaria negativamente o crescimento de longo prazo, funcionando como uma taxação no investimento. Os modelos de crescimento endógeno de Marquis e Reffert (1995) e Haslag (1995) especificaram economias em que capital e moeda são complementares e também encontraram efeitos negativos da inflação no crescimento; Marquis e Reffert analisaram efeitos da inflação em uma economia de Stockman (considerando a restrição “*cash-in-advance*” para o capital); Haslag incorporou um mecanismo relacionado a efeitos da inflação nos depósitos bancários e na acumulação de capital. Mais recentemente, Harris, Gillman e László (2001) apresentaram um modelo monetário de crescimento endógeno que sugere efeitos negativos diferenciados da inflação no crescimento, de forma que esses seriam mais fortes para menores níveis de inflação.

Não obstante algumas críticas<sup>18</sup>, resultados de vários trabalhos empíricos recentes vêm corroborando a relação negativa no longo prazo entre inflação e crescimento; contudo, de

---

<sup>18</sup> Levine e Renelt (1992) e Sala-i-Martin(1997) sugerem que essa relação não seria robusta.

uma forma geral, em trabalhos dos anos 50 e 60, foram encontrados resultados ambíguos com respeito à relação ora tratada<sup>19</sup>.

A ocorrência da elevação das taxas de inflação, nos anos 70 e 80, com grande intensidade em alguns países (verificando-se, até mesmo, a ocorrência de fenômenos hiperinflacionários em países da América Latina), inclusive no Brasil (anos 80-90), forneceu dados amostrais importantes para estabelecerem-se, empiricamente, análises com respeito à conexão entre inflação e crescimento econômico de longo prazo.

A partir dos anos 90, principalmente, começaram a surgir, com frequência, trabalhos empíricos indicando uma relação negativa entre essas variáveis (como por exemplo: Fischer, 1993; De Gregorio, 1993 e 1996; Sbordone e Kuttner, 1994; Barro, 1995 e 1997; Hadjimichael e Ghura, 1995; Sarel, 1996; Andrés e Hernando, 1997; Bruno e Easterly, 1995 e 1998; Ghosh e Phillips, 1998; Khan e Senhadji, 2001; Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme, 2005; Hodge, 2006; Kremer, Nautz e Bick, 2008).

Muitos dos estudos mais atuais que procuram refinar a análise empírica dessa relação sugerem efeitos diferenciados da inflação sobre o crescimento. Em geral, a inflação seria um importante determinante do crescimento de longo prazo, e seus efeitos negativos dar-se-iam apenas acima de certo nível inflacionário.

Provavelmente, Fischer (1993) foi quem primeiro identificou a possibilidade da ocorrência da não-linearidade na conexão entre inflação e crescimento, uma vez que notou a existência de uma relação negativa que enfraquecia para maiores níveis de inflação. Os resultados de Barro (1995) não permitiram inferir, com segurança, se essa relação negativa existiria para taxas de inflação inferiores a 15% a.a.. Sarel (1996) encontrou evidências de que taxas de inflação acima de 8% a.a. seriam prejudiciais ao crescimento econômico e de que a inflação não afetaria significativamente o crescimento ou poderia mostrar efeitos positivos desprezíveis para taxas inferiores a esse nível. Ghosh e Phillips (1998) mostraram que os efeitos adversos sobre o crescimento já ocorrem a partir de taxas de inflação por volta de 2-3 % a.a.; que, abaixo desses níveis, haveria relação positiva entre essas variáveis; e que os

---

<sup>19</sup> Por exemplo: Wai (1959), Dorrance (1963 e 1966) e Bhatia (1960) não encontraram relação entre inflação e crescimento, contudo Wallich's (1969) encontrou uma relação negativa e significante entre essas variáveis.

efeitos negativos da inflação no crescimento se tornam menos importantes quando maiores taxas de inflação são consideradas. Christoffersen e Doyle (1998) estimaram o *threshold* em 13% para economias em transição. Bruno e Easterly (1995 e 1998), utilizando abordagens não-paramétricas, com enfoque sobre crises inflacionárias, demonstram que, a partir de níveis de inflação acima do nível de 40% a.a., essa teria efeitos negativos no crescimento<sup>20</sup>. Khan e Senhadji (2001), utilizando amostras de países industrializados e em desenvolvimento, encontraram que a inflação se relacionaria de forma negativa com o crescimento apenas para níveis inflacionários acima de 1-3% a.a. para países industrializados e de 11-12% a.a. para países em desenvolvimento. Tsionas e Christopoulos (2003) e Cuaresma e Silgoner (2004) estimaram o nível de *threshold*, respectivamente, em 4.3% e 16% para países europeus. Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005), em um trabalho semelhante ao de Khan e Senhadji (2001), considerando, contudo, a não continuidade da relação entre crescimento e inflação no nível do ponto de quebra (nível do *threshold*), encontraram que esse ponto seria 2.5% a.a. para países industrializados e 19% a.a. para países em desenvolvimento. Em estudo semelhante, Kremer, Nautz e Bick (2008) encontraram que tais níveis seriam, respectivamente, 2.43% a.a. e 5.88% a.a. para países desenvolvidos e em desenvolvimento, a partir de análises com dados em painel.

Cabe salientar que muitos dos trabalhos acima<sup>21</sup> utilizaram análises, que consideravam, conjuntamente, dados de países com renda média e baixa.

Com relação aos canais dessa relação, alguns foram testados em estudos empíricos. Em vários desses trabalhos, verificou-se que aumentos da inflação implicariam quedas na eficiência e/ou no nível dos investimentos<sup>22</sup>.

---

<sup>20</sup> A respeito desse resultado Khan e Senhadji (2001) lembram que: “*This finding has been confirmed in a separate study by Easterly(1996)*”

<sup>21</sup> Fischer(1993), Bruno e Easterly (1998, 1995), Sarel (1996) e Barro(1995).

<sup>22</sup> Ver, por exemplo: Kormendi e Meguire (1985); Fischer (1993); De Gregorio (1993); e Andrés e Hernando (1997) / De Gregorio (1993), utilizando dados de países da América Latina, enfocou sua análise em mecanismos pelos quais a inflação afetaria negativamente a eficiência e/ou o nível do investimento, encontrou que o primeiro dos efeitos explicaria melhor a relação negativa entre a inflação e o crescimento de longo prazo; Andrés e Hernando (1997), utilizando dados de países da OECD, encontraram que a inflação afetaria negativamente o crescimento de longo prazo pela queda da eficiência e do nível dos investimentos; Kormendi e Meguire (1985) encontraram indicações de que inflação afetaria o crescimento por meio de canal relativo ao investimento; e os resultados Fischer (1993) de sugeriram que a inflação reduziria o crescimento por meio dos canais relacionados ao investimento e à eficiência do investimento.

Com referência à intensidade/significância dos efeitos negativos da inflação no crescimento, tem-se o seguinte: Barro (1995) encontra evidências de que o aumento de dez pontos percentuais da taxa de inflação provoca diminuição do crescimento entre 0,2 e 0,3 pontos percentuais ao ano; Sarel (1996) e Ghosh e Phillips (1998) encontraram que os efeitos negativos da inflação no crescimento são significativos, de forma que essa corresponderia a um importante determinante do crescimento; e Ghosh (2000), referindo-se a muitos dos estudos que encontraram relação negativa entre inflação e crescimento, com comportamento não-linear (apenas acima de certo nível - "*Kink*"- a inflação relacionar-se-ia negativamente com o crescimento econômico), informa que : "*The magnitude of the effect differs across samples and studies, but it is roughly on the order of ½ percentage point of (per capita) growth for each doubling of the inflation rate (beyond the "kink")*" Ghosh (2000).

Quanto ao caso brasileiro, Araújo e Cunha (2003), utilizando dados anuais para estudar o comportamento da inflação e do PIB brasileiro, de 1850-2000, e adotando técnicas econométricas relacionadas à literatura dos ciclos econômicos, encontraram que essas duas séries não seriam positivamente relacionadas. Valdovinos (2003), aplicando o filtro desenvolvido por Baxter e King (1995) aos dados anuais de inflação e crescimento, do período de 1970 a 2000, com o objetivo de encontrar seus componentes de longo prazo, verificou características de um relacionamento negativo entre essas séries. Faria e Carneiro (2001), trabalhando com dados mensais de 1980-1995 e com modelos de séries temporais VAR bivariado, encontraram que, no longo prazo, a inflação não teria impacto no produto. Schwartzman (2006), com dados trimestrais de 1997 a 2003, realiza estimativas da Curva de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados utilizando-se o método de mínimos quadrados em três estágios, e encontra, como um dos resultados, que, de forma geral, não é possível rejeitar a hipótese da verticalidade de longo prazo dessa curva.

De forma geral, um número crescente de artigos tem encontrado evidências empíricas que apontam para a existência de uma relação negativa entre inflação e crescimento no longo prazo. O ponto comum de vários desses estudos, além da referida relação negativa, corresponde às indicações de que essa relação ocorreria, significativamente, apenas para níveis de inflação mais elevados; contudo não há uma convergência nos resultados desses trabalhos a respeito do valor das estimativas do "ponto de quebra" da inflação - a taxa de inflação acima da qual os efeitos nocivos sobre o crescimento começam a aparecer – bem

como sobre outros aspectos referentes à forma dessa relação, ou seja, conforme já indicado acima, ainda não há um consenso no entendimento acerca da precisa relação entre essas variáveis.

Considerando esse contexto, desenvolve-se, no presente estudo, uma análise empírica da relação da inflação com o crescimento, investigando as características dessa relação, especificamente para o caso brasileiro, em um enfoque de médio/longo prazo.

## 2.2 Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos

Na recente literatura, há várias abordagens que consideram diferentes aspectos da inflação relacionados à VPR. Dentre essas, as teorias que se baseiam em pressupostos básicos de limitada/imperfeita informação (problemas de extração do sinal) ou as que consideram preços rígidos/ajuste de custos (problemas de *menu cost*) têm implicações similares em tal relação:

- I. o problema da extração do sinal baseia-se na confusão entre choques agregados e relativos e enfatiza o efeito positivo da inflação não esperada na VPR: como a inflação nem sempre é corretamente antecipada, criam-se “erros de percepção” da variação dos preços absolutos e relativos. Portanto, aumentos na inflação não esperada irão aumentar a VPR. Em geral, modelos de informação imperfeita nessa vertente enfatizam o papel da inflação inesperada na geração de aumentos na VPR e destacam o papel da incerteza acerca da inflação na variação da VPR<sup>23</sup>;

---

<sup>23</sup> Em outras palavras:

“(i) Barro's (1976) signal extraction model (based on Lucas 1972) predicts that relative price dispersion increases with *ex ante* inflation uncertainty. This relationship arises because agents have incomplete information about the state of the economy. The greater the *ex ante* variability of aggregate nominal shocks, the greater the misperceptions and the more individual firms adjust prices instead of output in response to idiosyncratic real demand shocks. The individual Firms do not know whether any particular price change in their market is caused by a change in the aggregate demand or by a change in relative product demand. This less-variable quantity supplied implies that prices are more widely dispersed to equate quantity demanded. In this model, realized aggregate demand shocks have no effect on relative price dispersion, because all firms have identical price elasticities of supply.

(ii) In the Hercowitz (1981) and Cukierman (1983) extension of the Lucas and Barro model, realized aggregate demand shocks do affect relative price dispersion, because firms do not have the same price elasticity of supply. Given this difference, firms with high elasticities of supply adjust their prices less than firms in other sectors in response to a given aggregate demand shock. Hence, this extension model predicts that the size of the relative price dispersion is related to the size of the shock. According to this model, one should

- II. outra abordagem assume que mudanças nos preços nominais estão sujeitas a custos de *menu*. Nesse caso, a estratégia ótima para cada firma seria estabelecer seu nível de preços de acordo com uma regra de preço (P,p): a firma muda seus preços nominais quando o preço real ficar abaixo de um limiar,  $p$ , e o preço nominal modifica-se de forma que o novo preço real se iguale a um maior ponto de retorno  $P$ . Considerando que a distância entre  $P$  e  $p$  aumenta com valores esperados/efetivos da inflação, a inflação esperada/efetiva afetaria positivamente a VPR. Com efeito, aumentos no nível geral de preços, mesmo que antecipados pelos agentes, não seriam seguidos por aumentos de igual magnitude nos preços de todos os bens, pois a alteração desses preços seria acompanhada de alguns custos para as firmas. Assim, sob a hipótese de que as firmas não alterem seus preços simultaneamente, a fixação de preços escalonados surgirá, o que levará à ocorrência de um efeito positivo da inflação na VPR<sup>24</sup>.

Ball e Mankiw (1994) e Fischer (1981) consideram a possibilidade dessa relação ser positiva, no entanto com causalidade da VPR para a Inflação, levando em conta que os preços são mais flexíveis para cima do que para baixo.

No que se refere aos trabalhos empíricos, Mills (1927) e Graham (1930) foram os primeiros a pesquisarem a relação entre dispersão dos preços relativos e inflação. Em seus estudos, ambos encontraram que a dispersão dos preços relativos aumentava com a inflação. Tal comportamento foi confirmado pela moderna literatura iniciada por Vining e Elwertowski

---

*note that the sign of unexpected inflation is irrelevant. In other words, relative price dispersion is affected only by the size of unexpected inflation, whether positive or negative.* Binette e Martel (2005).

<sup>24</sup> - Em outras palavras:

*“(iii) The relationship between expected inflation and relative price dispersion is explained by different models in the literature. Models with fixed costs of changing prices are the most common approach used to explain this relationship; they were pioneered by Sheshinski and Weiss (1977). In their model, there is no uncertainty about the rate of inflation: because of adjustment costs, price-setting firms would not change prices continuously, but at discrete intervals. One implication of the model is that “if the timing of firms' price adjustments is independent, then we would observe a variance of price change across products or firms which increases with the rate of inflation” (p. 301).* Binette e Martel (2005)

(1976) e Parks (1978)<sup>25</sup>. Não há, porém, um consenso sobre a qual aspecto da inflação explicaria a dispersão dos preços relativos.

Alguns estudos recentes de Dabús (2000), Caglayan e Filiztekin (2003) reportaram que a relação entre inflação e VPR varia para diferentes regimes de inflação na Argentina e na Turquia, respectivamente. Dabús (2000) encontrou que a conexão entre inflação e preços relativos na Argentina exhibe mudanças estruturais para diferentes níveis de inflação. Utilizando dados de preços da Turquia, Caglayan e Filiztekin (2003) também mostraram que a associação entre inflação e variabilidade dos preços relativos é significativamente diferente entre períodos de baixa e de alta inflação. Nessa mesma linha de estudo, Caraballo, Dabús e Usabiaga (2006) realizaram investigações para Espanha e Argentina e encontraram mudanças estruturais significantes na relação em questão, em ambos os países, o que sugere que a relação inflação-VPR seria diferente entre diferentes regimes inflacionários.

Vale ainda destacar que, na literatura empírica, alguns estudos têm demonstrado que a relação inflação-VPR, poderia ocorrer até mesmo no Longo Prazo, como pode ser visto em Debelle e Lamont (1997) e Nath (2004).

Nautz e Scharff (2006) e Bick e Nautz (2008) desenvolveram análises acerca da relação inflação-VPR, utilizando-se de dados em painel para a Europa (área do euro) e para os Estados Unidos, respectivamente. Esses estudos se utilizaram de modelos econométricos que consideram efeito limiar da inflação na VPR e de técnicas de estimação e inferência baseadas em Hansen(1999a). Nautz e Scharff (2006) encontraram que a inflação esperada aumentaria a VPR para níveis abaixo de -1.38% a.a. e acima de 5.94% a.a. e que, no regime intermediário, a inflação esperada não teria efeitos distorcivos. As análises de Bick e Nautz (2008) apontaram para a ocorrência de dois limiares, o que implica em três regimes; e para a idéia de que o menor efeito da inflação na RPV seria relacionado a níveis inflacionários bem baixos, mas acima de zero. Com base nos resultados obtidos, Bick e Nautz sugeriram que, se a política

---

<sup>25</sup> Há uma vasta literatura que mostra uma forte relação positiva entre vários aspectos da inflação e VPR. Ver, por exemplo: Lach and Tsiddon (1992); Blejer e Leiderman (1982); Palerm (1991); Tommasi (1993); Dabús (2000); e Caraballo e Usabiaga (2004).

Ver Golob (1993) para uma detalhada revisão da literatura relativa à relação entre dispersão dos preços relativos, inflação e atividade econômica real.

Reinsdorf (1994) e Silver e Ioannidis (2001) reportaram em seus resultados relação negativa entre essas variáveis.

monetária procurar minimizar os impactos da inflação nos preços relativos, a inflação nos Estados Unidos deveria ficar entre 1.8% a.a. e 2.8% a.a.

Com respeito ao caso do Brasil, Moura da Silva e Kadota (1982), com dados da década de 70, encontraram indícios de uma associação positiva entre o nível da taxa de inflação e sua variabilidade, assim como entre essas duas medidas e a dispersão das variações nos preços relativos. Landau e Peixoto (1992), com dados de 1975-1991, não acharam relação significativa entre as variáveis em questão. Resende e Grandi (1992) utilizaram testes de causalidade Granger para estudar a variabilidade nos preços dos itens componentes do índice de preços no atacado (disponibilidade interna) para o período 1976-1985, e não chegaram a uma conclusão forte acerca da direção da causalidade. Fava e Cyrillo (1999) usaram preços de alguns componentes relativos ao índice calculado pela FIPE para o período 1977-1997, e os resultados encontrados foram de uma dupla causalidade entre inflação e VPR. Fava, Cyrillo e Esavel do Carmo (2003), com dados de 1975-1999, encontraram evidências de que, em períodos de media/baixa inflação, observa-se uma relação positiva entre tais variáveis; Caraballo, Dabús e Caramuta (2006) investigaram essa relação para Argentina (dados de 1960-1993), Brasil (dados de 1974-1996) e Peru (dados de 1980-1994), incorporando, em seu modelo econométrico, a possibilidade de não-linearidade na relação em questão (função cúbica) e encontraram efeitos diferenciados da inflação na RPV de acordo com o nível inflacionário. Gomes (2007) estudou empiricamente a relação causal entre inflação e variabilidade de preços relativos no Brasil, com dados do Índice de Preços ao Consumidor Amplo-IPCA e suas desagregações (preços livres, administrados, comercializáveis, não-comercializáveis e serviços) referentes ao período posterior à implantação do Plano Real (até meados de 2006), e conclui, dentre outras coisas, que a correlação entre inflação e dispersão de preços relativos é positiva e significativa para o caso brasileiro e que a relação de causalidade na direção da inflação para a VPR é encontrada na análise do IPCA completo (1995-2006) assim como na análise dos itens comercializáveis para o período pós-metas.

Nesse contexto, o presente trabalho estende a literatura empírica em questão, uma vez que este estudo apresenta resultados acerca de aspectos da relação inflação-VPR, especificamente para a economia brasileira, ainda não investigados para o período posterior à implantação do Plano Real de 1994 a 2009.

### 3. EFEITO NÃO-LINEAR DA INFLAÇÃO SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL - ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS

Segue, nesta seção, análise referente à relação de médio/longo prazo entre inflação e crescimento econômico, baseada em dados de 1948 a 2006 e em técnicas de séries temporais.

#### 3.1 Metodologia

Para a análise da natureza da relação entre crescimento e inflação, considera-se um modelo em que o crescimento é função da inflação e de outros determinantes do crescimento econômico (variáveis controle).

#### Modelo Linear (sem *threshold*)

$$G_t = \mu_0 + \gamma_0 \Pi_{0t} + \theta_0' X_t + \varepsilon_{0t} \quad (1)$$

onde  $G_t$  é a taxa de crescimento do PIB real *per capita*;  $\mu_0$  é uma constante;  $\gamma_0$  se refere ao coeficiente do efeito da inflação no crescimento;  $\Pi_{0t} = \ln(\pi_t)$ , sendo  $\pi_t$  a taxa de inflação;<sup>26</sup>  $\theta_0$  é o vetor dos coeficientes das variáveis controle; e  $X_t$  é o vetor de variáveis controle.<sup>27</sup>

Além do sinal e da significância da relação inflação-crescimento, busca-se verificar aspectos referentes à ocorrência de não-linearidade relativa a efeito limiar (*threshold*) nessa relação. Para isso, incorpora-se tal efeito com a utilização de funções indicadoras.

<sup>26</sup> Por razões a serem apresentadas na subseção 3.2, a utilização na presente análise do ln da inflação é preferível em relação ao nível dessa variável. Com isso, poderia ser necessário algum tratamento com respeito a valores negativos de “ $\pi_t$ ”, contudo a amostra que trabalhamos não apresentou valores negativos para essa variável. Desse modo, não foi necessário tratamento algum dessa variável com respeito a esse problema.

<sup>27</sup> Utilizadas por Khan e Senhadji (2001). Tal vetor inclui algumas das variáveis mais importantes de um grande conjunto de variáveis encontradas na literatura empírica do crescimento econômico, incluindo algumas das variáveis aprovadas em testes de robustez em Levine e Renelt (1992) e Sala-i-Martin (1997).

### **Modelo Não-Linear (com *threshold*)**

$$G_t = \mu_1 + \Gamma' \Pi_{1t}(\pi^*) + \theta_1' X_t + \varepsilon_{1t}, \quad \pi^* \in \Lambda \quad (2)$$

onde:  $\Gamma' = [\gamma_1 \ \gamma_2]$ ;  $\Pi_{1t}' = [I_1(\Pi_{0t} - \Pi^*) \ I_2(\Pi_{0t} - \Pi^*)]$ , com  $\Pi^* = \ln(\pi^*)$ ;  $I_1 = 1$  se  $\pi_t \leq \pi^*$ , e 0 de outra forma;  $I_2 = 0$  se  $\pi_t \leq \pi^*$ , e 1 de outra forma;  $\mu_1$  é uma constante;  $\pi^*$  é o nível do *threshold* da inflação,  $I_1$  e  $I_2$  são funções indicadoras que assumem valores um ou zero, conforme definido acima;  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  são os parâmetros referentes à relação entre inflação e crescimento correspondentes a níveis inflacionários menores ou iguais a  $\pi^*$  e maiores que  $\pi^*$ , respectivamente;  $\Lambda$  representa o espaço dos possíveis valores de  $\pi^*$ , e  $\varepsilon_{1t}$  corresponde ao termo de erro. A subtração de  $\Pi^*$  da variável  $\Pi_{0t}$  faz a relação crescimento-inflação, descrita na equação (2), contínua no nível do *threshold*  $\pi^*$ . Sobre este aspecto da continuidade Khan e Senhadji (2001) comentam que: “[...] *is desirable, otherwise small changes in the inflation rate around the threshold level will yield different impacts on growth depending on whether inflation is increasing or decreasing.*”

A partir dos modelos acima (equações 1 e 2), efetivaram-se estimações e testes para verificar a existência do padrão não-linear, apresentado pelo modelo referente à equação (2), na relação entre inflação e crescimento econômico brasileiro, com base nas técnicas abordadas no trabalho de Hansen (1999b).

O modelo linear é estimado por Mínimos quadrados Ordinários (MQO). Já o modelo não-linear, como  $\pi^*$  é a princípio desconhecido e entra na estrutura de uma maneira não-linear e não diferenciável, a estimação é feita por MQO condicional, conforme descrito a seguir. Para todo possível valor do *threshold* ( $\pi \in \Lambda$ ), modelo é estimado por MQO, de forma que se encontre a soma dos quadrados dos resíduos como uma função de  $\pi$ . A estimativa de  $\pi^*$  ( $\hat{\pi}^*$ ) é encontrada pela seleção do valor, dentre os possíveis valores do *threshold*  $\pi \in \Lambda$ , que minimize a soma dos quadrados dos resíduos. Considerando a versão compacta e estimada da equação (2), dado certo *threshold*  $\pi \in \Lambda$ :

$$G_t = \beta_\pi' Z_t(\pi) + e_{1t}, \quad \pi \in \Lambda \quad (3)$$

onde, para dado nível de *threshold*  $\pi \in \Lambda$ ,  $\beta_\pi'$  refere-se ao vetor  $[\mu_1 \Gamma' \theta_1']$  estimado por MQO,  $Z_t'(\pi) = [1 \ \Pi_{1t}'(\pi) \ X_t']$  é a correspondente matriz de observações das variáveis explicativas e  $e_{1t}$  refere-se aos resíduos; observa-se que o vetor dos coeficientes  $\beta$  é indexado por  $\pi$  para demonstrar sua dependência com relação ao nível do *threshold* da inflação. Definindo  $S_1(\pi)$  como a soma dos quadrados dos resíduos em que o nível de *threshold* da inflação é fixado em  $\pi$ , o nível do *threshold* estimado  $\hat{\pi}^*$  é escolhido de forma a minimizar  $S_1(\pi)$ , com  $\pi \in \Lambda$ , isto é:

$$\hat{\pi}^* = \underset{\pi}{\operatorname{argmin}} \{ S_1(\pi), \pi \in \Lambda \} \quad (4)$$

Considerados os métodos de estimação acima, com respeito à inferência é importante determinar se o efeito *threshold* é estatisticamente significativo. Para testar a existência de efeito *threshold* na equação (2), deve-se simplesmente testar a hipótese nula  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$ . Sob a hipótese nula, o parâmetro  $\pi^*$  não é identificado, e, portanto, as distribuições para testes envolvendo  $\pi^*$  não são padronizadas. Hansen (1996, 1999b<sup>28</sup>), sugere simular a distribuição assintótica da estatística de teste para  $H_0$  (definida pela equação 5 abaixo), por meio de metodologia baseada em *bootstrap*.

$$F = [S_0 - S_1(\hat{\pi}^*)] / (\hat{\sigma}^2) \quad (5)$$

onde  $S_0$  e  $S_1$  são as somas dos quadrados dos resíduos sob  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$  e  $H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2$ , respectivamente; e  $\hat{\sigma}^2$ , variância residual sob  $H_1$  (estimativa dada pela soma dos quadrados dos resíduos sob  $H_1$  dividido pelo número de observações). Em outras palavras,  $S_0$  e  $S_1$  são, respectivamente somas dos quadrados dos resíduos da equação (1) (sem efeito *threshold*) e da equação (2) (com efeito *threshold*). A distribuição de  $F$  depende, em geral, dos momentos da amostra; com isso, os valores críticos não podem ser tabulados.

---

<sup>28</sup> Hansen (1999b) leva em conta casos em que o tremo de erro é considerado homocedástico ou heterocedástico, incorporando tais características nos procedimentos de *bootstrap* para a simulação da distribuição assintótica de  $F$ .

### 3.2 Dados

Trabalhou-se nessa análise com séries de médias móveis quinquenais (MM5)<sup>29</sup>. Essas séries foram construídas a partir de dados coletados na base de dados do IPEA- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - (IPEADATA), para o período de 1948 a 2006. As séries para o Brasil, são as seguintes<sup>30</sup>:

- Taxa de Crescimento do PIB real *per capita* (G) – variável dependente;
- Variação dos Termos de Troca (V) – variável independente - controle;
- Desvio-Padrão dos Termos de Troca(D) – variável independente - controle;
- PIB *per capita* inicial-[ln(PIB *per capita* inicial)= $y^0$ ]-variável independente-controle;
- Taxa de Crescimento Populacional(N) – variável independente - controle;
- Taxa de Investimento - Investimento/PIB(I) – variável independente - controle;
- Taxa de Inflação - ln[(inflação= $\pi$ )]=  $\Pi$  – variável independente e *threshold*.

A medida de inflação do IPCA seria ideal para o presente estudo, tendo em vista que muitos dos estudos empíricos relacionados ao tema utilizam medidas inflacionárias baseadas em índices de preço ao consumidor; que possui uma boa abrangência espacial e com relacionada a tipos de produtos; e que se trata, há algum tempo, de um índice central em termos da condução da política monetária no Brasil.

Tendo em vista a ausência da medida da inflação relativa ao IPCA, para todo o período em questão (1948-2006). Buscou-se uma medida de inflação que fosse mais semelhante possível em termos de comportamento temporal, e decidiu-se utilizar a média aritmética das inflações medidas pelo IPC-FIPE (São Paulo) e IPC-FGV (Rio de Janeiro),

<sup>29</sup> Para caracterizar a análise de longo prazo, buscando suavizar flutuações inerentes a ciclos de negócios, e proporcionar maior número de observações trabalhou-se com séries de médias móveis quinquenais (MM5) conforme HODGE (2006).

<sup>30</sup> As variáveis controle (Variação dos Termos de Troca; Desvio Padrão dos Termos de Troca; PIB *per capita* inicial - referente ao PIB real *per capita* inicial; Taxa de Crescimento Populacional; Taxa de Investimento (Investimento/PIB) foram sugeridas por Khan e Senhadji (2001). Utilizaremos também verificações de robustez as variáveis referentes aos gastos do governo em relação ao PIB e grau de abertura da economia (referente à soma de exportações e importações em relação ao PIB).

A variável termos de troca refere-se à razão entre os índices de preços das exportações e os índices de preços das importações.

denominada nesse trabalho por “INFLIII”, uma vez que foi a medida que mais se ajustou à inflação obtida pelo IPCA no período de 1981-2006, quando comparada às relacionadas a vários outros índices disponíveis para todo o período completo-1948 a 2006- (INCC, IGP-DI, IPC-FIPE(SP), IPA-DI, IPA-OG e IPC-FGV(RJ)). Levou-se em conta, nessa escolha, o critério de menor média dos desvios relativos da inflação de cada índice em relação à calculada pelo IPCA (a Tabela 47, constante no apêndice, apresenta as médias desses desvios, baseadas nos dados referentes ao Gráfico 1 abaixo).<sup>31</sup>

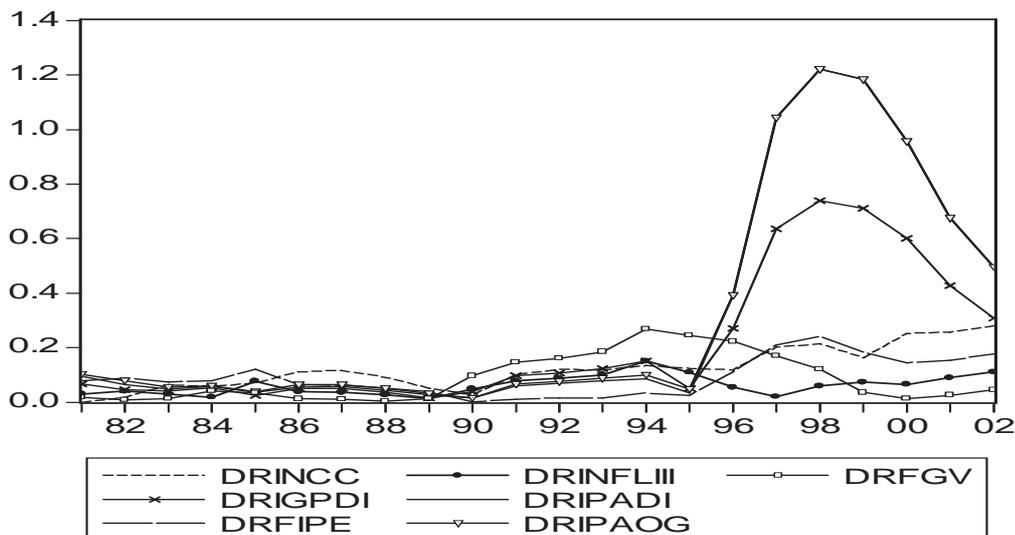


Gráfico 1 - Desvios relativos das medidas de inflação\* em relação à inflação medida pelo IPCA (séries no formato MM5)

Nota: \*Desvio Relativo da inflação medida pelo índice X da inflação medida pelo IPCA é denominado DRX - com X = INCC, IGPDI(IGP-DI), IPADI(IPA-DI), IPAOG(IPA-OG), FIPE(IPC-FIPE(SP)), FGV(IPC-FGV(RJ)), INFLIII.

Fonte: Elaboração do autor

Seguindo-se a sugestão de Sarel (1996), será utilizada a log transformação da variável inflação, dado que, com isso, elimina-se, ao menos parcialmente, a forte assimetria na distribuição da inflação, conforme pode se ver quando se comparam os histogramas estimados referentes aos Gráficos 2 e 3. Além dessa justificativa, Khan e Senhadji (2001) também observam que:

*[...] the log transformation can be justified by the fact that its implications are more plausible than those of a linear model. In particular, the linear model implies that additive inflation shocks will have identical effects on growth in low- and high-inflation economies, while the log model implies that multiplicative inflation shocks*

<sup>31</sup> Cabe salientar que todas as correlações, no período de 1981-2006, das medidas de inflação, inclusive “INFLIII”, com a inflação medida pelo IPCA, apresentaram-se aproximadamente iguais e bem próximas de 1 – maiores que 0.999.

*will have identical effects on low- and high-inflation economies. For example, in the linear model, an increase in inflation by 10 percentage points will have the same effect on growth in an economy with an initial inflation rate of 10 percent as in an economy with an initial inflation rate of 100 percent. In the log model, a doubling of the inflation rate in those two economies will have the same effect on growth.*

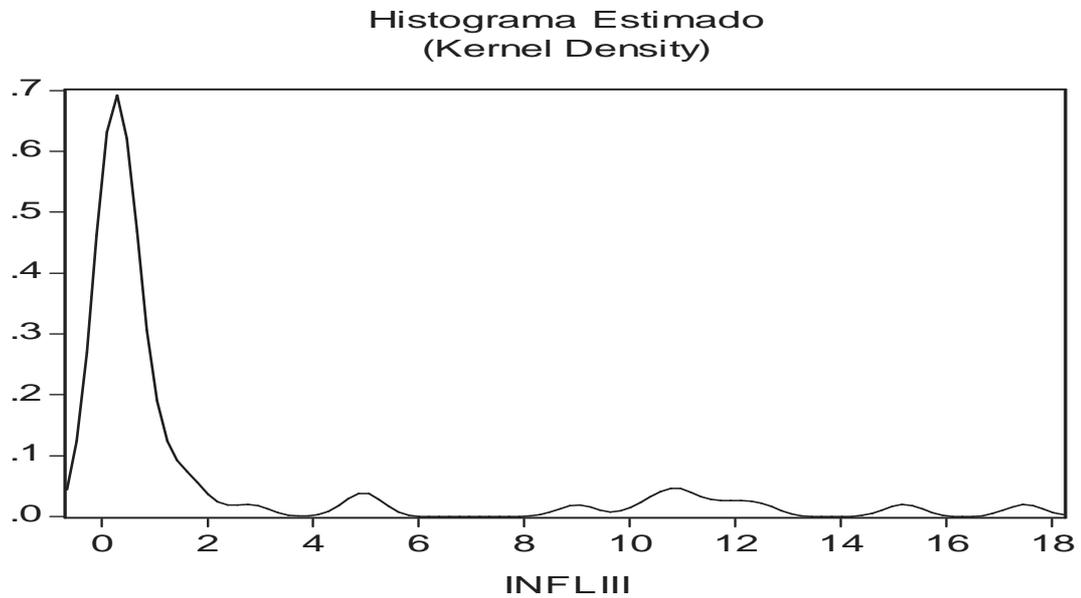


Gráfico 2 – Histograma Estimado - INFLIII ( $\pi_t$ ) - (série no formato MM5)\*

Nota: \*Densidade Kernel (Normal, Bandwidth -  $h=0,3627$ )

Fonte: Elaboração do autor

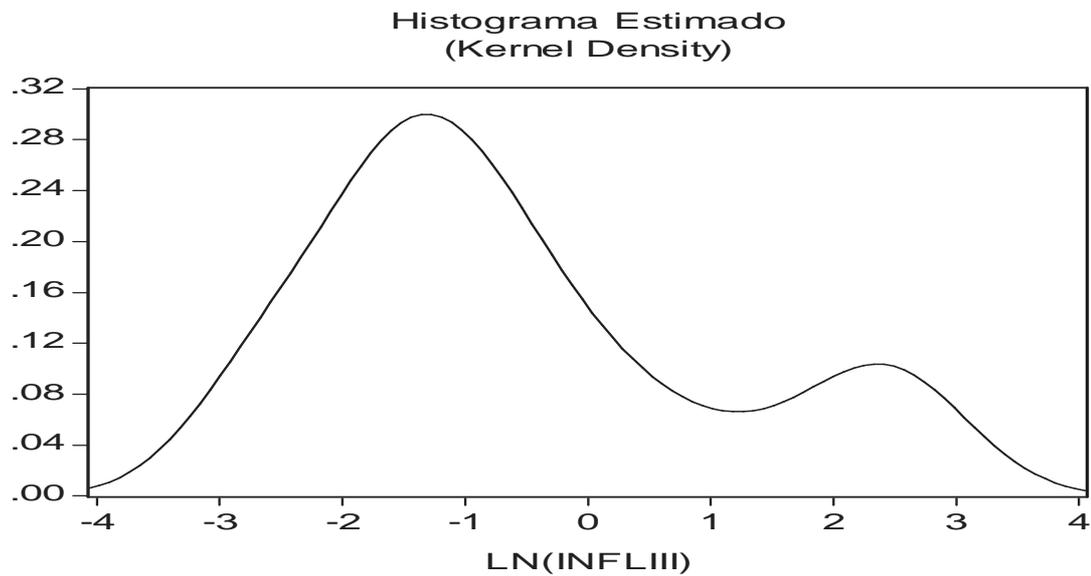


Gráfico 3 – Histograma Estimado - Ln(INFLIII) [ Ln(  $\pi_t$ ) ] - (série INFLIII no formato MM5)\*

Nota: \*Densidade Kernel (Normal, Bandwidth -  $h=0,5944$ )

Fonte: Elaboração do autor

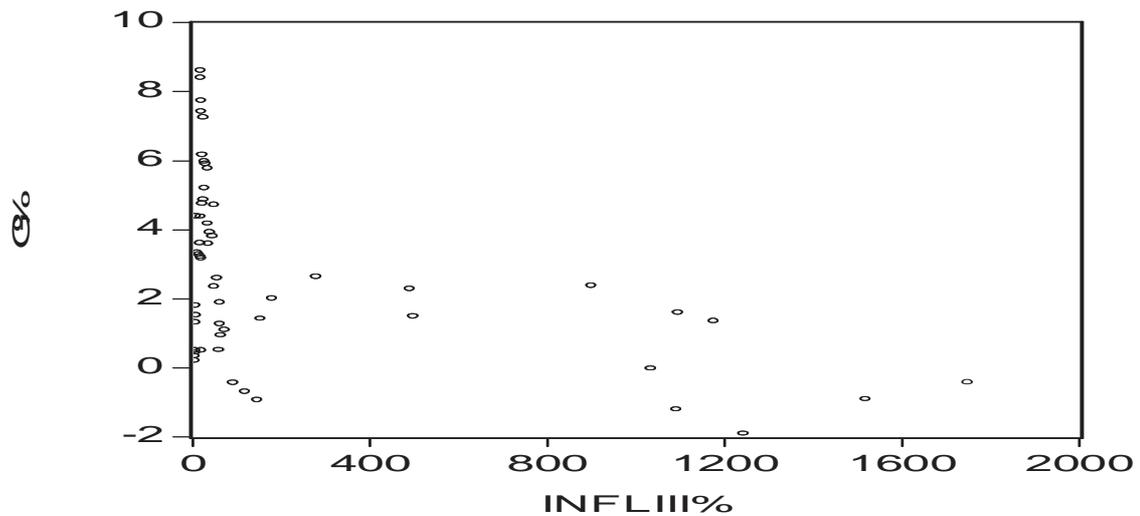


Gráfico 4 - Crescimento PIB real *per capita*(G) X inflação-INFLIII( $\pi$ ) - (séries no formato MM5)  
 Fonte: Elaboração do autor

O vetor de variáveis controle inclui investimento em relação ao PIB( $I_t$ ), taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ), ln do PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ), desvio-padrão dos termos de troca relativo a cinco anos ( $D_t$ ) e variação dos termos de troca ( $V_t$ ).

De forma geral, acerca dos sinais esperados dos coeficientes das variáveis controle, tem-se o seguinte: N(Taxa de Crescimento Populacional) – espera-se que maiores taxas de crescimento populacional afetem negativamente a taxa de crescimento real do PIB *per capita*;<sup>32</sup>  $y^0$ (logaritmo natural do PIB *per capita* inicial) – o sinal esperado para o coeficiente dessa variável é negativo, o que indicaria uma relação de convergência condicional para a situação de longo prazo;<sup>33</sup> V(variação dos termos de troca) – resultados de vários trabalhos empíricos, a exemplo de Barro (1997), indicaram que variações positivas do crescimento PIB *per capita* real ocorrem por conta de aumentos na variação dos termos de troca, logo se espera, com embasamento em tais resultados, um sinal positivo com relação à estimativa do coeficiente referente à variação dos termos de troca (a variação nos termos de troca tem importante influência em países em desenvolvimento que tipicamente especializam

<sup>32</sup> Barro (1989) apresenta argumentos teóricos que apontam nesse sentido ,e, além disso, resultados vários estudos empíricos relacionados a crescimento econômico, a exemplo de Sarel (1996), encontraram relação negativa entre crescimento populacional e crescimento econômico(crescimento do PIB *per capita*).

<sup>33</sup> Vale salientar que essa variável refere-se ao ln do PIB real *per capita* inicial.

Para dados valores das outras variáveis explicativas o modelo neoclássico prevê um coeficiente negativo para essa variável. Cabendo ainda salientar que vários estudos, a exemplo de Barro (1997), utilizaram essa variável em suas análises encontrando relação negativa entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* e o PIB *per capita* inicial.

suas exportações em uns poucos produtos primários. Além disso, conforme observa Sarel (1996), a inclusão da variação dos termos de troca (V) é justificada para eliminar a correlação negativa entre crescimento e inflação que seria causada por choques externos de oferta);<sup>34</sup> I (investimento em relação ao PIB) – vários estudos empíricos encontraram importantes efeitos positivos dessa variável no crescimento econômico<sup>35</sup> e, além disso, modelos teóricos de crescimento, a exemplo do neoclássico, prevêm tal relação, logo se espera um sinal positivo para o coeficiente dessa variável; e D (desvio padrão dos termos de troca) – de forma geral, pode-se esperar um sinal negativo com respeito ao coeficiente dessa variável, levando em conta que um aumento dessa variável elevaria o grau de incerteza na economia (variável utilizada por Khan e Senhadji, 2001).<sup>36</sup>

### 3.3 Resultados das Estimações e dos Testes

Pela forma como foram construídas, as séries (MM5) apresentam forte auto-regressividade. Como o teste ADF perde potência nos testes referentes a esse tipo de série, optou-se por verificar a estacionaridade dessas séries pelo teste KPSS<sup>37</sup>. Por meio desse, não se rejeita a hipótese de que as séries são estacionárias, considerando um nível de significância de 5%.

Utilizando a estatística F descrita acima, testou-se a existência de um efeito *threshold* referente à relação entre inflação e crescimento econômico. Os resultados desse teste estão apresentados na Tabela 1.

<sup>34</sup> Problema também observado por Fischer (1993).

<sup>35</sup> Ver, por exemplo, Levine e Renelt (1992) e Khan e Senhadji (2001).

<sup>36</sup> Conforme indicado anteriormente, na presente análise, utilizou-se de médias móveis quinquenais das séries apresentadas, com o objetivo de suavizar flutuações inerentes a ciclos de negócios e maximizar o número de observações. A série (V), no entanto, se refere ao desvio-padrão referente a cada período de cinco anos referente à estrutura de média móvel das outras séries. Salienta-se ainda que  $y_t^0$  refere-se ao ln da média do PIB real *per capita* do período anterior (t-1) referente à estrutura de média móvel (cabendo destacar que para a análise anual realizada nesse trabalho, essa variável será dada pelo ln do PIB real *per capita* do ano anterior). Outras variáveis controle são utilizadas em algum momento da análise como “abrt” (soma das exportações e importações em relação ao PIB) e “gov” (gastos do governo em relação ao PIB) que, de forma geral, têm sinais esperados positivo e negativo de seus coeficientes, respectivamente.

<sup>37</sup> KPSS Generalizado (ver HOBIIJN, FRANSES e OOMS (1998))—Considera-se, para todas as séries, o teste com as seguintes configurações: Kernel: QS (Quadratic Spectral); Seleção Automática Bandwidth: Newey-West (1994); e Hipótese nula: estacionária em nível (level stationarity) ou estacionária em tendência (trend stationarity). Esse procedimento visa minimizar o problema de tendência de explosão com respeito à estatística do teste KPSS para processos altamente auto-regressivos. Segue, no apêndice deste trabalho, resultado dos testes na Tabela 4.

Tabela 1 - Resultados do Teste para Efeitos *Threshold*-Amostra Completa (MM5)

Amostra	Estimação do <i>Threshold</i> (%)	F	Nível de significância (Caso Homocedástico)	Nível de significância (Caso Heterocedástico)
1948-2006 (MM5)	24.51	13.89	0.008800	0.01680

Nota: A Busca do *Threshold* foi feita nos valores de inflação do intervalo [  $-\pi$ (menor valor amostral)  $\pi$ (maior valor amostral)] dividido em 600 partes iguais, com limite imposto de 15% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime. Os níveis de significância considerando os resíduos homocedásticos e heterocedásticos foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 5000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999b).

Fonte: Elaboração do autor

Como se pode observar, a hipótese nula, correspondente à não existência de efeito *threshold*, pode ser rejeitada pelo menos ao nível de significância de 1% para o caso homocedástico e de 2% para o heterocedástico. Portanto, Com os dados aqui considerados, os resultados indicam, portanto, a existência desse efeito.

Tabela 2 - Amostra Completa (MM5) - Sem *threshold*

Constante e Variáveis Independentes	Variável Dependente: G	
	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_0$ )	0.3509 (0.1718)	(0.0466)
$\Pi_{0t}$	-0.0098 (0.0021)	(0.0000)
$y_t^0$	-0.0518 (0.0193)	(0.0099)
$I_t$	0.8167 (0.1981)	(0.0001)
$N_t$	-0.3334 (1.1999)	(0.7823)
$D_t$	-0.1256 (0.0521)	(0.0198)
$V_t$	0.1712 (0.0764)	(0.0297)

Nota: 55 observações MM5 (período de referência - 1948-2006). As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); investimento dividido pelo PIB ( $I_t$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); desvio padrão em cinco anos dos termos de troca ( $D_t$ ); variação dos termos de troca ( $V_t$ ). EP1- refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes da inflação e das variáveis controle, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 3 - Amostra Completa (MM5) - Com *threshold*

Constante, Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Variável Dependente: G	
	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_1$ )	0.647 (0.1953)	(0.0018)
$I_1[(\Pi_{0t} - \Pi^*)]$	0.028 (0.0188)	(0.1451)

Variável Dependente: G		
Constante, Variáveis Independentes e Threshold	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	<u>P-Valor</u> (EP1)
$I_2[(\Pi_{0t} - \Pi^*)]$	-0.018 (0.0045)	(0.0003)
$y_t^0$	-0.070 (0.0174)	(0.0002)
$I_t$	0.720 (0.1905)	(0.0004)
$N_t$	-3.962 (2.2166)	(0.0803)
$D_t$	-0.104 (0.0472)	(0.0326)
$V_t$	0.158 (0.0716)	(0.0321)
Threshold		24.51%

Nota: 55 observações MM5 (período de referência - 1948-2006). As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi^*$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); investimento dividido pelo PIB ( $I_t$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); desvio padrão em cinco anos dos termos de troca ( $D_t$ ); variação dos termos de troca ( $V_t$ ). EP1-refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes dos efeitos da inflação e das variáveis controle, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

### Sensibilidade da análise à diversos níveis de *threshold*

- Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR)

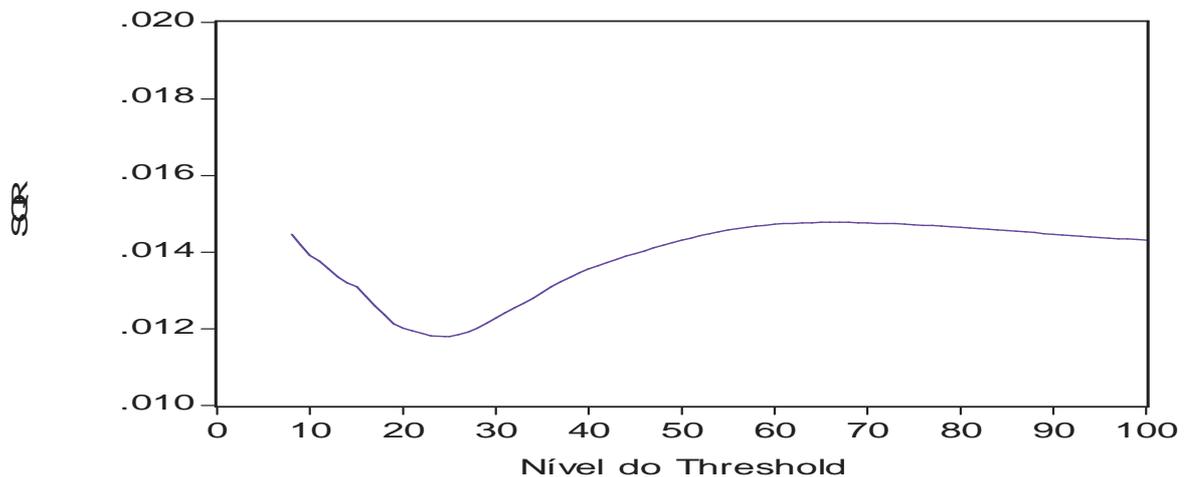


Gráfico 5 - SQR (Referentes à Equação 2) X Níveis de *Threshold* ( $\pi^*$ - em %) -(Regressões com séries no formato MM5)

Fonte: Elaboração do autor

- Coeficientes  $\gamma_1$  (Gama 1) e  $\gamma_2$  (Gama 2)

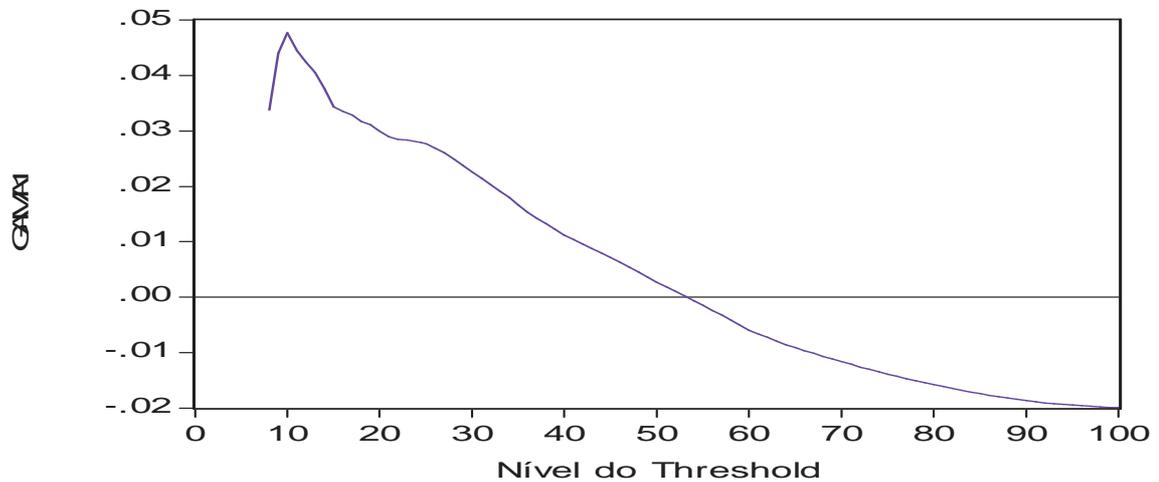


Gráfico 6 -  $\gamma_1$  (Gama 1) X  $\pi^*$ (Níveis do *Threshold* - em %) - (Regressões referentes à Equação 2 com séries no formato MM5)

Fonte: Elaboração do autor

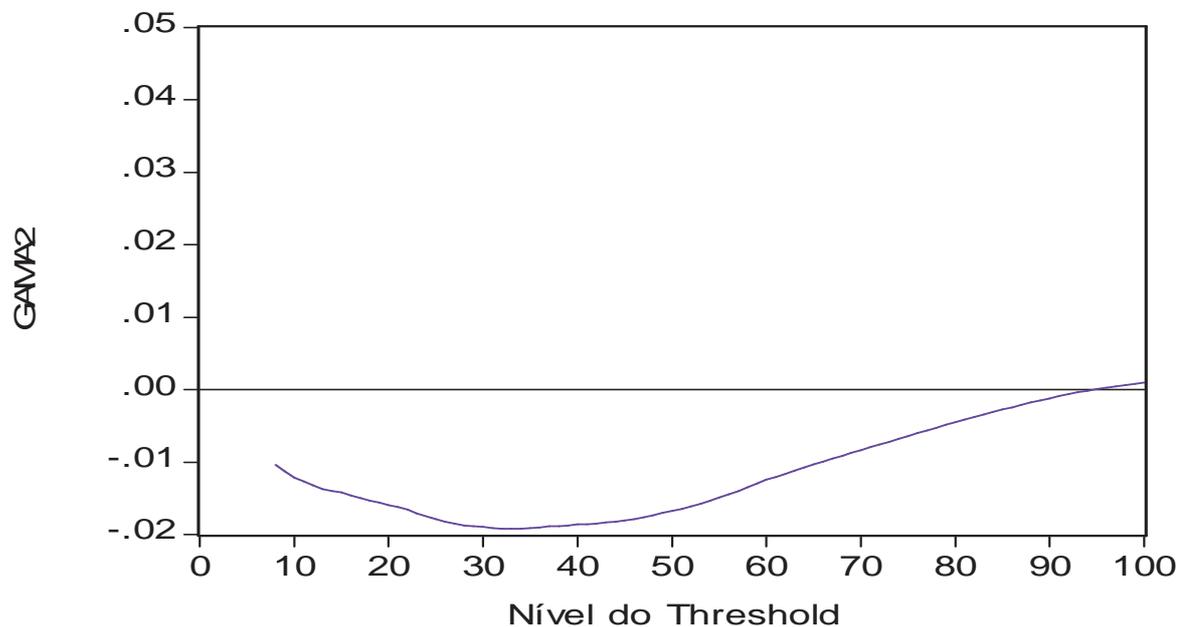


Gráfico 7 -  $\gamma_2$  (Gama 2) X  $\pi^*$ (Níveis do *Threshold* - em %) - (Regressões referentes à Equação 2 com séries no formato MM5)

Fonte: Elaboração do autor

Como se pode observar nos gráficos 6 e 7 as estimativas de  $\gamma_2$  guardam certa estabilidade tanto em termos de sinal quanto de medida; e as estimativas de  $\gamma_1$  se caracterizam por uma maior volatilidade em sinal e em medida.

De acordo com a Tabela 2, quando não se levam em consideração os efeitos *threshold*, as estimativas dos coeficientes das variáveis controle têm sinal esperado; contudo o coeficiente relativo à variável crescimento populacional se mostra estatisticamente não significativo. Não obstante, ao considerar a estrutura não-linear, todos os coeficientes das variáveis controle mostram sinais esperados e estatisticamente significantes, conforme se pode observar na Tabela 3.

Quanto à inflação, ao não se considerar a não-linearidade em questão, tem-se que essa variável afetaria o crescimento econômico de forma negativa com a estimativa desse efeito significativa do ponto de vista estatístico. Observando-se a Tabela 3, pode-se verificar que, ao se considerar os efeitos *threshold*, os resultados indicam que a inflação continua afetando negativamente o crescimento econômico, contudo, apenas para níveis de inflação acima de 24.51% a.a.<sup>38</sup> mas, para níveis inflacionários abaixo ou igual a esse valor, os efeitos da inflação no crescimento seriam estatisticamente não significantes.

Em termos quantitativos, para inflações acima do nível do *threshold*, tem-se que, ao se dobrar o nível da inflação, a taxa de crescimento do PIB *per capita* cairia 1.8 ponto percentual, um efeito próximo ao obtido por Sarel (1996) (1.7 ponto percentual) e forte se comparado aos encontrados por Ghosh e Phillips (1998) e em outros trabalhos observados por Ghosh (2000) (em torno de 0.5 ponto percentual).

O nível do *threshold* encontrado é mais baixo do que o verificado em Bruno e Easterly (1998) (40% a.a.), porém fica acima dos encontrados por Sarel (1996) (8% a.a.), Khan e Senhadji (2001) (1-3% a.a. para países industrializados e de 11-12% a.a. para países em desenvolvimento), Ghosh e Phillips (1998) (2-3% a.a.), e Kremer, Nautz e Bick (2008)

---

<sup>38</sup> Visando estabelecer alguma forma de verificação quanto à estabilidade do modelo, no que se refere ao conjunto de variáveis controle escolhidas, inseriram-se outras variáveis como gastos do governo em relação ao PIB (“gov”) e uma variável que busca mensurar o grau de abertura da economia obtida pela soma das importações e exportações em relação ao PIB (“abrt”). O resultado indicou boa estabilidade do modelo no sentido de que a inclusão de tais variáveis não afetaram significativamente o modelo, mantendo o nível de *threshold* os e resultados com respeito aos efeitos da inflação acima e abaixo desse nível inflacionário. Cabe ainda salientar que os coeficientes estimados de ambas as variáveis incluídas se mostraram estatisticamente insignificantes.

Considerando a possibilidade de a variável “I” ser endógena nesse modelo (conforme indicado em Barro (1997)), utiliza-se, alternativamente, essa variável defasada um período. Com tal alteração, no entanto, os resultados não se modificam significativamente com respeito às estimativas dos coeficientes relativos aos efeitos da inflação no crescimento.

(2.43% a.a. para países industrializados e de 5.88% a.a para países em desenvolvimento) e próximo ao estimado por Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005) para países em desenvolvimento (19% a.a.) (salienta-se que, nesse estudo, foi estimado em 2.5% a.a. o nível do *threshold* para países industrializados).

Considerando o resultado acima, que indica, para o caso brasileiro, um nível de *threshold* acima de dois dígitos maior que os encontrados em outros trabalhos<sup>39</sup> para países desenvolvidos, pode-se fazer, levando em conta o canal da incerteza, uma possível conjectura: a longa história de inflação em muitos países em desenvolvimento, inclusive no Brasil, levaram ao desenvolvimento e à adoção de mecanismos de indexação que evitaram, pelo menos parcialmente, os efeitos adversos da inflação na atividade econômica; pois, uma vez postos em prática tais mecanismos, tornaram-se possíveis, nesses países (inclusive no Brasil), ocorrências de maiores taxas de inflação sem efeitos adversos na atividade econômica (tendo em vista que os preços relativos não tinham grande variância).

Quanto aos resultados, cabe ainda observar que, ao não levar em conta a não-linearidade relativa ao efeito *threshold*, os efeitos negativos da inflação no crescimento são subestimados; e que esses resultados do modelo estariam corroborando o resultado de Fischer (1993), que considera os efeitos negativos da inflação no crescimento amortecidos, à medida em que o nível de inflação aumenta.

### 3.4 Análise de Robustez

Esta subseção apresenta modificações referentes aos dados (retirada de observações, modificação na frequência dos dados e consideração de outras medidas de inflação) e ao modelo (considerou-se um modelo econométrico alternativo) no sentido de verificar possíveis alterações nos resultados.

---

<sup>39</sup> Ver Khan e Senhadji (2001), Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005) e Kremer, Nautz e Bick (2008), que encontraram níveis de *threshold* para países industrializados correspondentes a níveis inflacionários menores que 10% a.a.

### 3.4.1 Retirando Observações Aberrantes da Inflação

Em busca de uma análise que considere a situação de maior controle inflacionário (mais compatível com a situação atual do Brasil), retiraram-se observações com níveis inflacionários superiores a 40% a.a., procedimento semelhante ao que foi realizado no estudo de Khan e Senhadji (2001).

Os resultados dessa análise indicaram que, considerando-se a existência de um efeito *threshold*, o nível acima do qual a inflação se relacionaria negativamente com o crescimento econômico cairia para níveis abaixo de 10% a.a.<sup>40</sup> Mesmo considerando-se o modelo linear, não se pode descartar a idéia da existência de um efeito *threshold* em um nível inflacionário menor, pois o modelo linear estaria informando que a inflação se relacionaria negativamente com o crescimento pelo menos acima de 5.65% a.a. (menor valor amostral). Sendo assim, não se pode rejeitar a possibilidade da existência de um nível de *threshold* abaixo desse valor, que, no entanto, não poderia ser captado, uma vez que não há dados para se verificar tal possibilidade.

Esse resultado, referente a uma potencial diminuição no nível do *threshold*,<sup>41</sup> poderia ser explicado, considerando-se a conjectura baseada no canal da incerteza, semelhante a feita no presente trabalho, para a compreensão da diferença entre o resultado referente ao nível do *threshold* estimado para o Brasil (acima de dois dígitos - tomando a amostra completa) e as estimativas desse nível para países industrializados (abaixo de dois dígitos), feitas por outros estudos<sup>42</sup>. De forma geral, essa conjectura busca explicar a ocorrência de maiores níveis de *threshold* para grupos de países em desenvolvimento (caracterizados, normalmente, por ambientes econômicos com maiores níveis inflacionários) em relação aos encontrados para grupos de países industrializados (caracterizados, geralmente, por ambientes econômicos mais estáveis). Levando em conta que os resultados referentes às observações, relacionadas a menores níveis inflacionários, poderiam ter características mais próximas aos

<sup>40</sup> Estimção do *Threshold*- 9,05% a.a.; P-valor (Caso Homoc.) 0.1452; P-valor (Caso Heteroc.) 0.1704; o efeito negativo ficou em 3.4 (1.7 caso linear) ponto percentual de diminuição da taxa de crescimento quando níveis inflacionários acima do *threshold* variam em 100%.

<sup>41</sup> Nível inflacionário, acima do qual a inflação se relacionaria negativamente com o crescimento econômico.

<sup>42</sup> Ver por exemplo: Khan e Senhadji (2001); Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005); e Kremer, Nautz e Bick (2008).

encontrados para países industrializados,<sup>43</sup> poder-se-ia esperar, portanto, a ocorrência de um menor nível de *threshold* a partir da análise desses dados. Dessa forma, a referida conjectura poderia ser analogamente aplicada para explicar a potencial diferença entre os níveis de *threshold* em questão.

Bruno e Easterly (1996), referindo-se a algumas de suas análises empíricas, informam que: “[...]. *We find no evidence of any relationship between inflation and growth at annual inflation rates less than 40 percent—our definition of high inflation [...]*”. Com isso, pode-se destacar que os resultados do presente trabalho não corroboram as conclusões desses estudos, pois tanto o modelo linear quanto o não-linear indicam que continua a existir uma forte relação negativa entre inflação e crescimento econômico, quando se consideram apenas inflações abaixo de 40% a.a.<sup>44</sup>

### 3.4.2 Dados Anuais

Será estabelecida a seguir uma análise, utilizando dados anuais, sem nenhum tratamento de suavização das séries, que objetive evitar efeitos de ciclos de negócios. Pretende-se, com a presente análise, verificar se haveria alguma alteração na localização do nível do *threshold* e na magnitude do efeito negativo da inflação no crescimento.<sup>45</sup>

Conforme apresentado na Tabela 4, constante do apêndice deste trabalho, pelo teste KPSS aplicado, não se rejeita a hipótese de que as séries de dados anuais, utilizadas nessa análise, são estacionárias, considerando um nível de significância de 5%.

---

<sup>43</sup> Considera-se que essa amostra estaria, de forma geral, relacionada a ambientes econômicos mais estáveis.

<sup>44</sup> Considerando que ao retirar-se da amostra as observações maiores que 40% a.a. restaram apenas observações com níveis inflacionários abaixo de 40% a.a..

<sup>45</sup> Não obstante a variável “gov” (gastos do governo em relação ao PIB), apresentar-se como estatisticamente não significativa no escopo da análise com dados MMS, tal variável mostrou-se importante com dados anuais logo se decidiu incluí-la nessa análise.

Tabela 5 - Resultados do Teste para Efeitos *Threshold*-Amostra Completa (anual)

Amostra	Estimação do “ <i>Threshold</i> ”(%)	F	Nível de significância (Caso Homocedástico)	Nível de significância (Caso Heterocedástico)
1948-2006 (Anual)	16.3	5.376	0.1212	0.0460

Nota: A busca do “*Threshold*” foi feita nos valores de inflação do intervalo [  $-\pi$ (menor valor amostral)  $\pi$ (maior valor amostral)] dividido em 600 partes iguais, com limite imposto de 15% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime. Os níveis de significância considerando os resíduos homocedásticos e heterocedásticos foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 5000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999b).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 6 - Amostra Completa (Anual) - Sem *threshold*

Variável Dependente: G		
Constante e Variáveis Independentes	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_0$ )	0.449 (0.235)	(0.061)
$\Pi_{0t}$	-0.007 (0.003)	(0.025)
$y_t^0$	-0.041 (0.023)	(0.085)
$I_t$	0.281 (0.241)	(0.249)
$N_t$	-2.734 (2.208)	(0.221)
$V_t$	0.025 (0.035)	(0.478)
$gov_t$	-0.393 (0.240)	(0.107)

Nota: 59 observações anuais (período de referência 1948-2006). As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); investimento dividido pelo PIB ( $I_t$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); variação dos termos de troca ( $V_t$ ); gastos do governo sobre PIB ( $gov_t$ ). EP1- refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão do coeficiente da inflação, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 7 - Amostra Completa (Anual) - Com *threshold*

Variável Dependente: G		
Constante, Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_1$ )	0.781 (0.282)	(0.008)
$I_1[\Pi_{0t} - \Pi^*]$	0.018 (0.009)	(0.048)
$I_2[\Pi_{0t} - \Pi^*]$	-0.012 (0.004)	(0.002)
$y_t^0$	-0.063 (0.027)	(0.022)
$I_t$	0.248 (0.244)	(0.313)
$N_t$	-6.286 (2.709)	(0.024)
$V_t$	0.019 (0.033)	(0.573)

Variável Dependente: G		
Constante, Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
gov <sub>t</sub>	-0.515 (0.231)	(0.030)
<i>Threshold</i>		16.3%

Nota: 59 observações anuais (período de referência 1948-2006). As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi^*$ ); ln do PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); investimento dividido pelo PIB ( $I_t$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); variação dos termos de troca ( $V_t$ ); gastos do governo sobre PIB (gov<sub>t</sub>). EP1- refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes dos efeitos da inflação, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Observa-se, a partir da Tabela 7, que tanto o nível do *threshold* quanto o efeito negativo da inflação no crescimento, para níveis inflacionários acima desse nível, diminuem em relação aos que foram encontrados na análise MM5, apresentados na Tabela 3, ficando abaixo de 20% a.a. o nível do *threshold* e em 1.2 ponto percentual de diminuição da taxa de crescimento o efeito negativo, quando níveis inflacionário acima do *threshold* variam em 100%.

Nessa análise com dados anuais (DA) caso, observa-se um efeito positivo da inflação no crescimento para níveis abaixo de 16.3%, contudo se podem conciliar os resultados das análises MM5 e DA, uma vez que não se verifica grande mudança no nível do *threshold* e nos efeitos negativos da inflação<sup>46</sup>.

### 3.4.3 Modelo Econométrico Alternativo

Uma alternativa de análise acerca dos efeitos não-lineares ora em estudo seria a de considerar a descontinuidade na relação entre inflação e crescimento no nível de *threshold*.<sup>47</sup> Assim, os modelos a serem utilizados nesta análise teriam as seguintes especificações:

<sup>46</sup> A exemplo da análise com dados MM5, conforme indicado na nota 38(considerando a possibilidade de a variável “I” ser endógena nesse modelo), utiliza-se, alternativamente, nesse modelo com dados anuais, essa variável defazada um período e observa-se que, da mesma forma da análise com dados MM5, tal alteração não modifica significativamente os resultados com respeito às estimativas dos coeficientes relativos aos efeitos da inflação no crescimento.

<sup>47</sup> “This discontinuity implies that small changes in inflation, in a neighborhood of the threshold point, may have different effects depending on whether initial inflation is above or below the threshold. Intuitively, in the spirit of (Huybens and Smith 1998) and the related literature, non-convexities in the economy may create a situation in which an increase in inflation causes a discontinuous drop in per capita growth when initial inflation is just below the threshold point. Similarly, reducing inflation in a country with initial inflation just above the threshold value may cause a discontinuous jump in per capita growth.” DRUKKER, GOMIS-PORQUERAS e HERNANDEZ-VERME (2005).

**Modelo Linear (sem *threshold*)**

$$G_t = \mu_0 + \gamma_0 \Pi_{0t} + \theta_0' X_t + \varepsilon_{0t} \quad (1)$$

**Modelo Não-Linear (um *threshold*)**

$$G_t = \mu_1 + \Gamma' \Pi_{2t}(\pi^*) + \theta_1' X_t + \varepsilon_{1t}, \pi^* \in \Lambda \quad (6)$$

Dessa forma, o Modelo Linear segue a mesma especificação do modelo apresentado pela equação (1); e o Modelo Não-Linear (6), a mesma especificação da equação (2) com a substituição de  $\Pi_{1t}'$  por  $\Pi_{2t}' = [I_1(\Pi_{0t}) \ I_2(\Pi_{0t})]$ .

- Análise com dados no formato MM5 - Modelo Alternativo

Primeiramente, utilizando a estatística F descrita acima, testar-se-á a existência de um efeito *threshold* quanto à relação entre inflação e crescimento econômico. Os resultados desse teste estão apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 - Resultados do Teste para Efeitos *Threshold*-Amostra Completa (MM5) - Modelo Alternativo

Amostra	Estimação do <i>Threshold</i> (%)	F	Nível de significância (Caso Homocedástico)	Nível de significância (Caso Heterocedástico)
1948-2006 (MM5)	18.03	22.45	0.001200	0.001800

Nota: A busca do *Threshold* foi feita nos valores de inflação do intervalo  $[-\pi$ (menor valor amostral)  $\pi$ (maior valor amostral)] dividido em 600 partes iguais, com limite imposto de 15% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime. Os níveis de significância considerando os resíduos homocedásticos e heterocedásticos foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 5000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999b).

Fonte: Elaboração do autor

Como se pode observar, a hipótese nula, correspondente à não existência de efeitos *threshold*, pode ser rejeitada pelo menos ao nível de significância de 1% para o caso homocedástico e para o caso heterocedástico, portanto os resultados, com os dados aqui considerados, indicam a existência desses efeitos.

Tabela 9 - Amostra Completa (MM5) - Com *threshold* - Modelo Alternativo

<b>Variável Dependente: G</b>		
<b>Constante, Variáveis Independentes e <i>Threshold</i></b>	<b>Estimativas dos Coeficientes (EP1)</b>	<b>P-Valor (EP1)</b>
Constante ( $\mu_1$ )	0.6510 (0.1880)	(0.0011)
$I_1[\Pi_{0t}]$	0.0027 (0.0053)	(0.6143)
$I_2[\Pi_{0t}]$	-0.0168 (0.0035)	(0.0000)
$y_t^0$	-0.0737 (0.0863)	(0.0001)
$I_t$	0.7274 (0.1625)	(0.0000)
$N_t$	-4.0319 (2.0059)	(0.0502)
$D_t$	-0.0863 (0.0449)	(0.0606)
$V_t$	0.1722 (0.0546)	(0.0028)
<i>Threshold</i>		18.03%

Nota: 55 observações MM5 (período de referência 1948-2006). As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); investimento dividido pelo PIB ( $I_t$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); desvio padrão em cinco anos dos termos de troca ( $D_t$ ); variação dos termos de troca ( $V_t$ ). EP1- refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes dos efeitos da inflação, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Nota-se, das Tabelas 2 e 9, que, quando não se leva em consideração os efeitos *threshold*, as estimativas dos coeficientes das variáveis controle têm sinal esperado; contudo o coeficiente relativo à variável crescimento populacional mostra-se estatisticamente não significativo. Ao considerar a estrutura não-linear, todos os coeficientes das variáveis controle mostram sinais esperados e estatisticamente significantes, conforme pode ser observado na Tabela 9 (exceto para “D,” quando se consideram erros da matriz de Newey-West).

Com respeito à inflação, ao não se considerar a não-linearidade em questão, tem-se que essa variável afetaria o crescimento econômico de forma negativa com a estimativa desse efeito significativa do ponto de vista estatístico. Observando-se a Tabela 9, pode-se verificar que, ao se considerar os efeitos *threshold*, os resultados indicam que a inflação continua afetando negativamente o crescimento econômico, contudo apenas para níveis de inflação acima de 18.03% a.a. Para níveis inflacionários abaixo ou iguais a esse valor, os efeitos da inflação no crescimento seriam estatisticamente não significantes.

Em termos quantitativos, para inflações acima do nível do *threshold*, tem-se que, ao se dobrar o nível da inflação, a taxa de crescimento do PIB *per capita* cairia 1.68 ponto

percentual, um efeito forte e semelhante ao encontrado na análise do modelo que considera a continuidade da relação entre inflação e crescimento (1.8 ponto percentual).

O nível do *threshold* encontrado no presente caso é mais baixo que o encontrado no modelo contínuo, porém próximo, cabendo, assim, para o caso não contínuo, as mesmas observações feitas a respeito do nível do *threshold* estimado para o modelo que considera a continuidade da relação de “ $G$ ” e “ $\pi$ ” em “ $\pi^*$ ”.

Quanto a esses resultados, a exemplo da análise do modelo contínuo, cabe ainda observar o seguinte: ao não levar em conta a não-linearidade relativa ao efeito *threshold*, os efeitos negativos da inflação no crescimento são subestimados; e esses resultados do modelo estariam corroborando o resultado de Fischer (1993), que considera os efeitos negativos da inflação no crescimento amortecidos para maiores níveis de inflação.

- Análise com dados Anuais- Modelo Alternativo

Tabela 10 - Resultados do Teste para Efeitos *Threshold*-Amostra Completa (Anual)-Modelo Alternativo

Amostra	Estimação do <i>Threshold</i> (%)	F	Nível de significância (Caso Homocedástico)	Nível de significância (Caso Heterocedástico)
1948-2006 (Anual)	13.76	12.24	0.0280	0.01040

Nota: A busca do *Threshold* foi feita nos valores de inflação do intervalo [  $-\pi$ (menor valor amostral)  $\pi$ (maior valor amostral)] dividido em 600 partes iguais, com limite imposto de 15% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime. Os níveis de significância considerando os resíduos homocedásticos e heterocedásticos foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 5000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999b).

Fonte: Elaboração do Autor

Com respeito à análise com dados anuais, conforme indicam as Tabela 5 e 10, em relação ao modelo que considera continuidade, a diferença que se pode observar quanto ao teste para a existência de efeitos *threshold* é a de que foi aceita a existência de tais efeitos para os casos heterocedástico e homocedástico a um nível de significância de pelo menos 10%.

Com relação ao nível do *threshold* encontrado, verifica-se um valor mais baixo tanto em relação ao que foi encontrado na análise MM5, para os dois modelos considerados, quanto ao encontrado na análise anual, considerando o modelo com continuidade.

Tabela 11 - Amostra Completa (Anual)-Com *threshold*-Modelo Alternativo

<b>Variável Dependente: G</b>		
<b>Constante, Variáveis Independentes e Threshold</b>	<b>Estimativas dos Coeficientes (EP1)</b>	<b>P-Valor (EP1)</b>
Constante ( $\mu_1$ )	1.0073 (0.3007)	(0.0015)
$I_1[\Pi_{0t}]$	0.0069 (0.0053)	(0.2001)
$I_2[\Pi_{0t}]$	-0.0163 (0.0043)	(0.0004)
$y_t^0$	-0.0795 (0.0270)	(0.0049)
$I_t$	0.1611 (0.2445)	(0.5129)
$N_t$	-9.4369 (3.1842)	(0.0046)
$V_t$	0.0199 (0.0244)	(0.4180)
$gov_t$	-0.6065 (0.2229)	(0.0089)
<i>Threshold</i>		13.76%

Nota: 59 observações anuais (período de referência- 1948-2006). As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); investimento dividido pelo PIB ( $I_t$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); variação dos termos de troca ( $V_t$ ); gastos do governo sobre PIB ( $gov_t$ ). EP1- refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes dos efeitos da inflação e das variáveis controle, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Pode-se observar que os resultados são de uma forma geral parecidos, apesar de se verificarem menores níveis de *threshold* estimados desse modelo em relação ao contínuo, tanto na análise com dados anuais quanto no formato MM5.

Uma forma de conciliar os resultados com respeito ao nível de *threshold* e aos efeitos da inflação seria considerar certos intervalos de confiança em torno dessas estimativas. Dessa forma, poder-se-ia concluir que: para a análise MM5, os resultados apontam para um nível de *threshold* em torno do intervalo de 18.03% a.a. a 24.5% a.a., com o efeito negativo da inflação no crescimento acima do *threshold* em torno do intervalo de -0.017 a -0.018 e estatisticamente significantes; e, para análise anual, os resultados apontam para um nível de *threshold* em torno do intervalo de 13.76% a.a. a 16.3% a.a., com um efeito negativo acima do *threshold* em torno do intervalo de -0.012 a -0.015.

### 3.4.4 Outras Medidas de Inflação

Estabelecendo as análises dos dois modelos ora tratados, para diversas medidas de inflação, encontramos os resultados abaixo (Tabelas 12 e 13) que, em média, confirmam os

das análises anteriores,<sup>48</sup> tanto com respeito ao nível de *threshold* quanto em relação ao efeito negativo da inflação acima desse nível.<sup>49</sup>

Tabela 12 – Resultados do Teste para Efeitos *Threshold*-Outras medidas de inflação (Modelos com relação entre inflação e crescimento contínua/descontínua no *Threshold*)

Variável <i>Threshold</i>	Estimação do <i>Threshold</i> (%)	F	Nível de significância (Caso Homocedástico)	Nível de significância (Caso Heterocedástico)
Modelo com relação entre inflação e crescimento contínua no <i>Threshold</i>				
INCC	19.86%	23.67	0.0002	0.0008
IPC-FVG	21.08%	14.26	0.0108	0.0108
IPC-FIPE	24.52%	15.20	0.0046	0.0088
IGP-DI	22.29%	13.14	0.0150	0.0198
IPA-DI	22.79%	14.22	0.0082	0.0150
IPA-OG	22.38%	12.63	0.0176	0.0204
Média	22.15%			
Modelo com relação entre inflação e crescimento descontínua no <i>Threshold</i>				
INCC	15.80%	27.87	0.0004	0.0004
IPC-FVG	17.91%	23.07	0.0022	0.0010
IPC-FIPE	18.95%	44.99	0.0000	0.0000
IGP-DI	18.08%	22.31	0.0034	0.0032
IPA-DI	19.25%	22.32	0.0010	0.0028
IPA-OG	18.48%	45.37	0.0000	0.0000
Média	18.08%			

Nota: A busca do “*Threshold*” foi feita nos valores de inflação do intervalo [  $-\pi$ (menor valor amostral)  $\pi$ (maior valor amostral)] dividido em 600 partes iguais, com limite imposto de 15% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime. Os níveis de significância considerando os resíduos homocedásticos e heterocedásticos foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 5000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999b). 55 observações MM5 (período de referência- 1948-2006): ln PIB *per capita* inicial ( $y^0$ ); investimento dividido pelo PIB (I); taxa de crescimento populacional (N); desvio padrão em cinco anos dos termos de troca (D); variação dos termos de troca (V).

Fonte: Elaboração do autor

<sup>48</sup> Tais análises utilizaram a medida de inflação que escolheu-se trabalhar – INFLIII.

<sup>49</sup> Com respeito aos resultados para a relação entre inflação e crescimento abaixo ou no nível do *threshold*, algumas medidas de inflação apresentaram estimativas positivas e estatisticamente significantes ao nível de, pelo menos, 10%.

Tabela 13 -Resultados das Estimacões – Outras Medidas de Inflacão - (Modelos com relacão entre inflacão e crescimento contínua/descontínua no *Threshold*)

Variável Dependente: G												
Variáveis <i>Threshold</i>	Modelo Contínuo						Modelo Descontínuo					
	I N C C	IPC F G V	IPC F I P E	IGP DI	IPA DI	IPA OG	I N C C	IPC F G V	IPC F I P E	IGP DI	IPA DI	IPA OG
Variável												
Coeficiente Estimado												
$I_2[\Pi_{0t} - \Pi^*]$ (modelo contínuo)/ $I_2[\Pi_{0t}]$ (modelo descontínuo)	-0.017	-0.016	-0.018	-0.017	-0.017	-0.017	-0.017	-0.017	-0.021	-0.017	-0.018	-0.020
Threshold Estimado												
<i>Threshold</i> (% a.a.)	19.86	21.08	24.52	22.29	22.79	22.38	15.80	17.91	18.95	18.08	19.25	18.48

Nota: 55 observacões MM5 (período de referênci 1948 a 2006). As variáveis controle são: ln PIB *per capita* inicial ( $y^0$ ); investimento dividido pelo PIB (I); taxa de crescimento populacional (N); desvio padrão em cinco anos dos termos de troca (D); variaçã dos termos de troca (V). Os coeficientes estimados são estatisticamente significantes a pelo menos 10% com EP1 (definidos anteriormente) e erros padrão referentes à matriz de Newey-West.

Fonte: Elaboracão do autor

### 3.5 Conclusões

Os resultados encontrados nesta seçã indicam, para o período analisado e para o conjunto de variáveis controle consideradas no estudo: a existênci de um efeito *threshold* na relacão entre inflacão e crescimento na economia brasileira, considerando dados de médias móveis quinqüenais, no sentido de que a inflacão se relacionaria com o crescimento econômico apenas acima de certo nível inflacionário em torno do intervalo de 18.03% a.a. a 24.51% a.a., com essa relacão negativa implicando em uma queda em torno do intervalo de 1.7 a 1.8 ponto percentual na taxa de crescimento *per capita* dada uma variaçã de 100% em níveis inflacionários acima do *threshold*; a ocorrênci de um efeito *threshold* na relacão entre inflacão e crescimento na economia brasileira, considerando dados anuais, no sentido de que a inflacão se relacionaria com o crescimento econômico apenas acima de certo nível inflacionário em torno do intervalo de 13.76% a.a. a 16.3% a.a. com essa relacão negativa implicando em uma queda em torno do intervalo de 1.2 a 1.5 ponto percentual na taxa de crescimento *per capita* dada uma variaçã de 100% em níveis inflacionários acima do *threshold*; que, de acordo com as estruturas dos modelos analisados, a não-linearidade da relacão ora analisada teria duas dimensões: uma relacionada ao efeito *threshold* e outra

relacionada ao fato de que tal relação seria negativa, contudo amortecida, à medida em que aumenta o nível inflacionário (conforme preconizado por Fisher, 1993); que, pelos resultados obtidos, não se pode rejeitar que, quando se considera níveis inflacionários abaixo de 40% a.a. (níveis mais próximos da situação atual brasileira), o nível de *threshold* poderia ser menor que o estimado, com dados no formato MM5 e anuais, considerando a amostra como um todo (abaixo de dois dígitos).

Em suma, os resultados apontam para a existência, na economia brasileira, de uma relação de médio/longo prazo entre inflação e atividade econômica, pelo menos acima de certo nível inflacionário, o que não é compatível com resultados como os de Faria e Carneiro (2001) e Schwartzman (2006), que, respectivamente, indicaram e não descartaram a não existência dessa relação no longo prazo; e guardam certa convergência com as conclusões de Araújo e Cunha (2003) e Valdovinos (2003), que apontam no sentido de que essa relação seria não positiva e negativa, respectivamente. As observações acerca da convergência ou não de resultados ficam, no entanto, limitadas pelas diferenças referentes ao formato das análises (por exemplo: frequência dos dados, período da análise e modelo empírico).

De forma geral, a presente análise do caso brasileiro indica convergência com resultados de outros trabalhos efetivados para grupos de países referidos na Seção 2, que encontraram o mesmo padrão comportamental não-linear, na relação ora estudada, no que concerne à idéia de que apenas acima de certo nível inflacionário se observaria uma relação inversa de médio/longo prazo entre inflação e crescimento econômico.

#### 4. EFEITOS DA ESTABILIZAÇÃO NA RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DE DADOS EM PAINEL

Desenvolve-se nesta seção uma investigação com respeito à relação entre crescimento econômico e inflação, a partir de técnicas de dados em painel, que objetiva verificar a ocorrência de possível quebra estrutural nessa relação no período de 1986 a 2006 e estudar características da conexão entre essas variáveis no período recente (Pós-Real – 1995 a 2006).

##### 4.1 Metodologia

Para a análise da natureza da relação entre crescimento e inflação, considera-se um modelo para dados em painel em que o crescimento econômico é função da inflação e de outros determinantes (variáveis controle). Dessa forma, segue abaixo a descrição do Modelo Linear (sem *threshold*):

$$G_{it} = \mu_0 + \mu_{0i} + \gamma_0 \Pi_{it} + \theta_0' X_{it} + \varepsilon_{0it}, \quad i=1, \dots, I; \quad t=1, \dots, T \quad (7)$$

onde  $i$  indica a unidade regional (estados) e  $t$  o tempo (ano);  $G_{it}$  é a taxa de crescimento do PIB real *per capita*;  $\mu_0$  é uma constante;  $\mu_{0i}$  referem-se aos diferenciais dos efeitos fixos individuais de cada unidade regional;<sup>50</sup>  $\gamma_0$  corresponde ao coeficiente do efeito da inflação no crescimento;  $\Pi_{it} = \ln(\pi_t)$ , com  $\pi_t$  representando a taxa de inflação;  $\theta_0$  é o vetor dos coeficientes das variáveis controle;  $X_{it}$  é o vetor de variáveis controle; e  $\varepsilon_{0it}$  refere-se ao termo de erro.

Além do sinal e da significância da relação inflação-crescimento, buscam-se verificar aspectos referentes à ocorrência de não-linearidade relativa a efeito limiar (*threshold*) nessa relação, conforme indicado por estudos como os de Sarel (1996) e Khan e

---

<sup>50</sup> Diferenciais, pois os termos estão indexados por  $i$ , no entanto, para tais termos temos  $i=2, \dots, I$ .

Senhadji (2001). Com isso, incorpora-se tal efeito com a utilização de funções indicadoras. Segue abaixo a descrição do Modelo Não-Linear (com *threshold*):

$$G_{it} = \mu_1 + \mu_{1i} + \Gamma' \Pi_{1it}(\pi^*) + \theta_1' X_{it} + \varepsilon_{1it}, \quad \pi^* \in \Lambda; \quad i=1, \dots, I; \quad t=1, \dots, T \quad (8)$$

onde  $\Gamma' = [\gamma_1 \ \gamma_2]$ ;  $\Pi_{1it}' = [I_1(\Pi_{it} - \Pi^*) \ I_2(\Pi_{it} - \Pi^*)]$ , com  $\Pi^* = \ln(\pi^*)$ ;  $I_1 = 1$  se  $\pi_{it} \leq \pi^*$ , e 0 de outra forma; e  $I_2 = 0$  se  $\pi_{it} \leq \pi^*$ , e 1 de outra forma. Tem-se ainda que:  $\mu_1$  e  $\mu_{1i}$  (com  $i=2..I$  nesse caso) são constantes;  $\pi^*$  é o nível do *threshold* da inflação;  $I_1$  e  $I_2$  são funções indicadoras que assumem valores um ou zero conforme definido acima;  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  os parâmetros referentes à relação inflação-crescimento correspondentes à níveis inflacionários menores ou iguais a  $\pi^*$  e maiores que  $\pi^*$ , respectivamente;  $\Lambda$  representa o espaço dos possíveis valores de  $\pi^*$ ;  $X_{it}$  refere-se ao vetor de variáveis controle; e, por fim, tem-se  $\varepsilon_{1it}$  como o termo de erro. A subtração de  $\Pi^*$  da variável  $\Pi_{it}$  faz a relação entre crescimento e inflação, descrita na equação (8), contínua no nível do *threshold*  $\pi^*$  (mesma característica estrutural considerada na análise de série temporal apresentada na subseção 3.1).

A partir dos modelos acima, referentes às equações (7) e (8), efetivaram-se estimações e testes para verificar a existência do padrão não-linear, apresentado pelo modelo referente à equação (8), na relação entre inflação e crescimento econômico para o caso brasileiro, com base nas técnicas abordadas no trabalho de Hansen (1999a).

O Modelo Linear é estimado por Mínimos quadrados Ordinários (MQO). Contudo, como no modelo não-linear,  $\pi^*$  é a princípio desconhecido e entra na estrutura de uma maneira não-linear e não diferenciável, utiliza-se a estimação por MQO condicional, conforme descrito a seguir. Considerando a versão compacta estimada, dado certo *threshold*  $\pi \in \Lambda$ , da equação (8):

$$G_{it} = \beta_\pi' Z_{it}(\pi) + e_{1it}, \quad \pi \in \Lambda \quad (9)$$

onde, para dado nível de *threshold*  $\pi \in \Lambda$ ,  $\beta_{\pi}'$  refere-se ao vetor  $[M_1' \Gamma' \theta_1']^{51}$  estimado por MQO,  $Z_{it}'(\pi) = [ \mathbf{I}_i' \Pi_{1it}'(\pi) \ X_{it}' ]^{52}$  é a correspondente matriz de observações das variáveis explicativas e  $e_{1it}$  refere-se aos resíduos; observa-se que o vetor dos coeficientes  $\beta$  é indexado por  $\pi$  para demonstrar sua dependência com relação ao nível do *threshold* da inflação. Para todo possível valor do *threshold* ( $\pi \in \Lambda$ ), o modelo é estimado por MQO, de forma que se encontre a soma dos quadrados dos resíduos como uma função de  $\pi$ . A estimativa de  $\pi^*$  ( $\hat{\pi}^*$ ) é encontrada pela seleção de um valor dentre possíveis valores do *threshold*  $\pi \in \Lambda$  que minimize a soma dos quadrados dos resíduos. Dessa forma, definindo  $S_1(\pi)$  como a soma dos quadrados dos resíduos em que o nível de *threshold* da inflação é fixado em  $\pi$ , o nível do *threshold* estimado  $\hat{\pi}^*$  é escolhido de forma a minimizar  $S_1(\pi)$ , com  $\pi \in \Lambda$ , isto é:

$$\hat{\pi}^* = \underset{\pi}{\operatorname{argmin}} \{ S_1(\pi), \pi \in \Lambda \} \quad (10)$$

Considerados os métodos de estimação acima, com respeito à inferência é importante determinar se o efeito *threshold* é estatisticamente significativo. Para testar na equação (8) a existência de efeito *threshold*, deve-se simplesmente testar a hipótese nula  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$ . Sob a hipótese nula, o parâmetro  $\pi^*$  não é identificado, e, portanto, as distribuições para testes envolvendo  $\pi^*$  não são padronizadas. Hansen (1996, 1999a) sugere um método *bootstrap* para simular a distribuição assintótica da seguinte estatística de teste para  $H_0$ :

$$LR = [S_0 - S_1(\hat{\pi}^*)] / (\hat{\sigma}^2) \quad (11)$$

onde  $S_0$  e  $S_1$  são as somas dos quadrados dos resíduos sob  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$  e  $H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2$ , respectivamente; e  $\hat{\sigma}^2$  é a variância residual sob  $H_1$ , estimativa dada pela soma dos quadrados dos resíduos sob  $H_1$  dividido por  $N = I(T-1)$ . Em outras palavras,  $S_0$  e  $S_1$  são, respectivamente, somas dos quadrados dos resíduos da equação (7), sem efeito *threshold*, e da equação (8), com efeito *threshold*. A distribuição de LR depende, em geral dos momentos da amostra; com isso os valores críticos não podem ser tabulados.

<sup>51</sup>  $M_1' = [\mu_1 \ \mu_{12} \ \dots \ \mu_{1I}]$

<sup>52</sup>  $\mathbf{I}_i'$  – refere-se ao vetor composto de 1 e 0 referente à representação do efeito fixo correspondente a  $i$ , do modelo LSDV (Least Squares Dummy Variable) descrito pela equação (8).

Tendo em vista a ocorrência de diferentes padrões comportamentais da inflação, no período de 1986 a 2006, proporcionados pela efetivação do Plano Real em meados de 1994, o presente estudo também verifica a ocorrência de possível quebra estrutural, na relação entre inflação e crescimento econômico, concomitantemente, com o efeito limiar. Em suma, busca-se verificar a ocorrência de mudanças comportamentais na relação inflação e crescimento, possivelmente ligadas à referida mudança no comportamento inflacionário, considerando a possibilidade de não-linearidade nessa relação (inerente ao citado efeito *threshold*) no referido período.

Para a análise simultânea de quebra estrutural e do efeito limiar utiliza-se o seguinte modelo:

$$G_{it} = \mu_2 + \mu_{2i} + D[\Gamma_1' \Pi_{2it}(\pi_1^*)] + (1-D)[\Gamma_2' \Pi_{3it}(\pi_2^*)] + \theta_2' X_{it} + \varepsilon_{3it},$$

$$\pi_1^* \in \Lambda_1, \pi_2^* \in \Lambda_2, \tau^* \in \Phi, t=1, \dots, T, i=1, \dots, I \quad (12)$$

onde  $\mu_2$  e  $\mu_{2i}$  (com  $i=2..I$  nesse caso) são constantes;  $D=1$  para  $t \leq \tau^*$  e  $D=0$  caso contrário, onde  $\tau^*$  é o ano em que se dá a quebra estrutural;  $\Gamma_1' = [\gamma_3 \ \gamma_4]$ ;  $\Pi_{2it}' = [I_3 (\Pi_{it} - \Pi_1^*) \ I_4 ((\Pi_{it} - \Pi_1^*))]$ , com  $\Pi_1^* = \ln(\pi_1^*)$ , com  $\pi_1^*$  referindo se ao nível de *threshold* para  $t \leq \tau^*$ ;  $I_3=1$  se  $\pi_{it} \leq \pi_1^*$ , e 0 de outra forma; e  $I_4=0$  se  $\pi_{it} \leq \pi_1^*$ , e 1 de outra forma;  $\Gamma_2' = [\gamma_5 \ \gamma_6]$ ;  $\Pi_{3it}' = [I_5 (\Pi_{it} - \Pi_2^*) \ I_6 ((\Pi_{it} - \Pi_2^*))]$ , com  $\Pi_2^* = \ln(\pi_2^*)$ , com  $\pi_2^*$  referindo se ao nível de *threshold* para  $t > \tau^*$ ;  $I_5=1$  se  $\pi_{it} \leq \pi_2^*$ , e 0 de outra forma; e  $I_6=0$  se  $\pi_{it} \leq \pi_2^*$ , e 1 de outra forma;  $I_3, I_4, I_5$  e  $I_6$  são funções indicadoras que assumem valores um ou zero conforme definido acima;  $[\gamma_3 \ \gamma_4]$  e  $[\gamma_5 \ \gamma_6]$  são os parâmetros referentes à relação inflação-crescimento correspondentes aos níveis inflacionários menores ou iguais a  $\pi_1^*$  e maiores que  $\pi_1^*$ , e menores ou iguais a  $\pi_2^*$  e maiores que  $\pi_2^*$ , respectivamente;  $\Lambda_1, \Lambda_2$  e  $\Phi$  representam os espaços dos possíveis valores de  $\pi_1^*$ ,  $\pi_2^*$  e  $\tau^*$ , respectivamente;  $\theta_2$  se refere ao vetor de coeficientes das variáveis controle;  $X_{it}$  corresponde ao vetor de variáveis controle; e  $\varepsilon_{3it}$  corresponde ao termo de erro. A subtração de  $\Pi_1^*$  e  $\Pi_2^*$  da variável  $\Pi_{it}$  faz a relação entre crescimento e inflação, descrita na equação (12), contínua nos níveis do *threshold*  $\pi_1^*$  e  $\pi_2^*$ .

A estimação do presente modelo será feita por mínimos quadrados condicionais conforme explicado a seguir: considerando a versão compacta estimada dado certos *threshold*  $\pi_1 \in \Lambda_1$  e  $\pi_2 \in \Lambda_2$ , e período de quebra  $\tau \in \Phi$  da equação (12):

$$G_{it} = \beta_{\pi_1, \pi_2, \tau}' Z_{lit}(\pi_1, \pi_2, \tau) + e_{3it}, \quad \pi_1 \in \Lambda_1, \pi_2 \in \Lambda_2 \text{ e } \tau \in \Phi, \quad (13)$$

onde, para dados níveis de *threshold*  $\pi_1 \in \Lambda_1, \pi_2 \in \Lambda_2$  e período de quebra  $\tau \in \Phi$ ,  $\beta_{\pi_1, \pi_2, \tau}'$  refere-se ao vetor  $[M_2' \Gamma_1' \Gamma_2' \theta_2']^{53}$  estimado por MQO,  $Z_{lit}(\pi_1, \pi_2, \tau) = [ \mathbf{I}_i' D \prod_{2it}'(\pi_1) (1-D) \prod_{3it}'(\pi_2) X_{it}' ]$  é a correspondente matriz de observações das variáveis explicativas e  $e_{3it}$  refere-se aos resíduos; Observa-se que o vetor dos coeficientes  $\beta$  é indexado por  $\pi_1, \pi_2$  e  $\tau$  para demonstrar sua dependência com relação aos níveis de *threshold* da inflação e do período de quebra. Definindo  $S_1(\pi_1, \pi_2, \tau)$  como a soma dos quadrados dos resíduos em que os níveis de *threshold* da inflação e o período referente à quebra estrutural são fixados em  $\pi_1, \pi_2$  e  $\tau$ , o nível do *threshold* estimado  $\hat{\pi}_1^*, \hat{\pi}_2^*$  e  $\hat{\tau}^*$  são escolhidos de forma a minimizar  $S_1(\pi_1, \pi_2, \tau)$ , com  $\pi_1 \in \Lambda_1, \pi_2 \in \Lambda_2$  e  $\tau \in \Phi$ , isto é:

$$(\hat{\tau}^* \hat{\pi}_1^* \hat{\pi}_2^*) = \underset{\pi_1 \pi_2 \tau}{\operatorname{argmin}} \{ S_1(\pi_1, \pi_2, \tau); \pi_1 \in \Lambda_1, \pi_2 \in \Lambda_2 \text{ e } \tau \in \Phi \} \quad (14)$$

Considerados os métodos de estimação acima e a quebra estrutural considerada em (12), com respeito à inferência, é importante determinar se o Modelo (12) com efeito *threshold* e com quebra estrutural é estatisticamente significativo em relação aos descritos em (7) e (8). Utilizar-se-á de metodologia baseada em Hansen (1999a), principalmente com respeito ao método *bootstrap*, para simular a distribuição assintótica das seguintes estatísticas de teste (equações 15 e 16 abaixo):

$$\begin{aligned} H_0 &: (7) \\ H_1 &: (12) \\ LR1 &= [S_0 - S_1(\hat{\tau}^* \hat{\pi}_1^* \hat{\pi}_2^*)] / (\hat{\sigma}^2) \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} H_0 &: (8) \\ H_1 &: (12) \\ LR2 &= [S_0(\hat{\pi}^*) - S_1(\hat{\tau}^* \hat{\pi}_1^* \hat{\pi}_2^*)] / (\hat{\sigma}^2) \end{aligned} \quad (16)$$

onde  $S_0$  e  $S_1$  são as somas dos quadrados dos resíduos sob  $H_0$  e  $H_1$  respectivamente; e  $\hat{\sigma}^2$  é a variância residual sob  $H_1$  [estimativa dada pela soma dos quadrados dos resíduos sob  $H_1$  dividido por  $N=I(T-1)$ ]. Em outras palavras,  $S_0$  e  $S_1$  são, respectivamente, somas dos

---

<sup>53</sup>  $M_2' = [\mu_2 \mu_{22} \dots \mu_{21}]$

quadrados dos resíduos da equação (7), em LR1 [(8) em LR2], e da equação (12)[em LR1 e LR2].

## 4.2 Dados

Trabalhou-se com séries de dados anuais, coletados na base de dados do IPEA (PEADATA) e do IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística- para o período de 1985 a 2006 referentes a 11 regiões brasileiras.<sup>54</sup> São as séries para as unidades regionais:<sup>55</sup>

- Taxa de crescimento do PIB real *per capita* (G) (%a.a.)- variável dependente;
- PIB *per capita* inicial-[ $\ln(\text{pib per capita inicial})=y^0$ ]- variável independente- controle;
- Taxa de Crescimento Populacional (N) (%)- variável independente - controle;
- Medida do governo(PIB do Governo/PIB)-(gov)(%)-variável independente- controle;
- Capital humano -proxi -(H)- independente variável - controle;<sup>56</sup> e
- Inflação[  $\ln[(\text{inflação}=\pi\% \text{ a.a.})]=(\Pi)$  ] – variável independente e *threshold*.

A medida de inflação escolhida para a presente análise é a do IPCA,<sup>57</sup> tendo em vista: que muitos dos estudos empíricos relacionados ao tema utilizam medidas inflacionárias baseadas em índices de preço ao consumidor; que apresenta uma boa abrangência espacial e com relação a tipos produtos; e que se trata, há algum tempo, de um índice central em termos da condução da política monetária no Brasil.

<sup>54</sup> Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP

<sup>55</sup> As variáveis controle Crescimento Populacional e PIB *per capita* inicial(PIB real *per capita* inicial) foram sugeridas por Khan e Senhadji (2001). As variáveis Capital Humano e Medida do governo foram sugeridas, respectivamente por Barro (1997) e Sarel (1996), respectivamente (salientando que Sarel utilizou os gastos do governo para essa medida). Utilizaremos também verificações de robustez a variável referente à medida de desigualdade – proxi (índice de GINI), que, conforme indica alguns trabalhos, se afetaria de forma negativa o crescimento (para maiores detalhes acerca dessa literatura ver Alesina e Rodrik(1994) e Solimano(1998)).

<sup>56</sup> A Proxi utilizada para Capital Humano refere-se a razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que tem 25 ou mais anos de idade e o numero de pessoas nessa faixa etária. Cabendo ainda salientar que para o ano de 1994 (ano em que não se tem observações dessa variável) utilizamos a média dos anos de 1993 e 1995 de cada unidade regional.

<sup>57</sup> Dados de inflação de 1986-1991 para o estado de Goiás foram substituídos pelo deflator implícito da produção desse estado(dados regionais IBGE). E cabe ainda salientar que os dados de inflação referem-se às taxas de inflação de cada uma das respectivas capitais dos estados incluídos na análise.

Seguindo-se a sugestão de Sarel (1996) e a justificativa de Khan e Senhadji (2001), citada na subseção 3.2 deste trabalho, utilizar-se-á a log transformação da variável inflação.

O modelo inclui as variáveis controle capital humano ( $H_t$ ), taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ), ln do PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ) e medida do tamanho do governo ( $gov_t$ ). De forma geral, acerca dos sinais esperados dos coeficientes das variáveis controle tem-se o seguinte:<sup>58</sup> N (Taxa de crescimento populacional) – espera-se que maiores taxas crescimento populacional afetem negativamente a taxa de crescimento real do PIB *per capita*;  $y^0$  (logaritmo natural do PIB *per capita* inicial) – o sinal esperado para o coeficiente dessa variável é negativo, o que indicaria uma relação de convergência condicional para a situação de longo prazo; H (Capital Humano) – vários estudos empíricos encontraram importantes efeitos positivos dessa variável no crescimento econômico, a exemplo de Barro (1997), e além, disso vários modelos teóricos de crescimento prevêm tal relação<sup>59</sup> (logo se espera um sinal positivo para o coeficiente dessa variável); e gov (medida do governo) - espera-se um sinal negativo com respeito ao coeficiente dessa variável, levando em conta que um aumento dessa variável diminuiria a eficiência da economia.<sup>60</sup>

## 4.3 Resultados

### 4.3.1 Análise de Quebra Estrutural

Testes de estacionaridade indicam que as séries utilizadas nas análises são estacionárias (testes baseados em Levin, Lin e Chu, 2002), conforme Tabela 16, apresentada no apêndice deste trabalho.

---

<sup>58</sup> Conforme indicado anteriormente na análise utiliza-se de dados anuais das séries apresentadas, as séries  $y_t^0$  e H referem –se, respectivamente, ao ln do PIB real *per capita* e à medida da proxí capital humano do ano anterior(t-1).

<sup>59</sup> Lucas (1988) aborda teoricamente a importância dessa variável para o crescimento econômico e, empiricamente, muitos trabalhos a exemplo de Barro (1997), confirmaram essa importância, encontrando relação positiva e significativa entre medidas de crescimento econômico e capital humano.

<sup>60</sup> Vários trabalhos empíricos, a exemplo de Barro (1997) e Sarel (1996), encontraram relação negativa entre medida do governo e crescimento econômico.

#### 4.3.1.1 Resultados das Estimacões e dos Testes – Quebra Estrutural

Primeiramente, utilizando as estatísticas LR1 e LR2 descritas acima, testar-se-á a existência de efeito *threshold* com respeito à relação entre inflação e crescimento econômico com quebra estrutural. Os resultados desse teste estão apresentados na Tabela 17.

Tabela 17 - Resultados do Teste para *Threshold com Quebra Estrutural* – Amostra Completa

Amostra 1986-2006 Número de Regiões-11	Estimacão da data da Quebra ( $\hat{t}^*+1$ /ano)	Estimacão dos <i>Threshold</i> (%) (antes de $\hat{t}^*$ / depois de $\hat{t}^*$ )	Estatísticas dos testes LR 1/LR2	Nível de significância ( <i>Bootstrap</i> p-valor)
LR1	10/1995	2028.811 / 9.118	42.017	0.025
LR2			15.072	0.049

Nota: A busca dos *Threshold* e de  $\hat{t}^*$  foi feita nos valores de inflação e no tempo respectivamente no intervalo [(menor valor amostral) (maior valor amostral)] (em especial para a inflação dividido em 500 partes iguais) com limite imposto de 20% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime (alta e baixa inflação) e período (antes e depois da quebra). Os níveis de significância foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância, ver Hansen (1999a).

Fonte: Elaboracão do autor

Como se pode observar, as hipóteses nulas, correspondentes às equações (7) e (8) foram rejeitadas, pelo menos ao nível de significância de 5%. Os resultados, com os dados aqui considerados, indicam, portanto, a existência de quebra estrutural apresentada na equação (12).

Tabela 18 - Amostra Completa - Com *Threshold e Quebra Estrutural*

Variável Dependente: <i>G</i>		
Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Estimativas dos Coeficientes	Estatística t (EP1)
$I_3[(\Pi_{it} - \Pi_1^*)]$	0.002	(0.002)
$I_4[(\Pi_{it} - \Pi_1^*)]$	-30.120	(-6.310)
$I_5[(\Pi_{it} - \Pi_2^*)]$	5.395	(3.459)
$I_6[(\Pi_{it} - \Pi_2^*)]$	-5.452	(-5.285)
$y_t^0$	-20.415	(-3.848)
$N_t$	0.136	(0.481)
$gov_t$	-0.267	(-1.002)
$H_t$	3.121	(2.974)

Nota: Número de Regiões-11 - Estados - Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP. Número de observações de tempo- 21 - 1986-2006 - Total de Observações- 231. As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi_1^*$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi_2^*$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); PIB Governo/ PIB( $gov_t$ ); Capital Humano – proxí (Ht). EP1- referem-se aos erros padrão Heterocedásticos. As estimacões do intercepto e dos diferenciais referentes aos efeitos fixos dos estados foram omitidas.

Fonte: Elaboracão do autor

Como se pode perceber da Tabela 17, no período anterior à implantação do Plano Real, o nível acima do qual a inflação se relacionaria negativamente com o crescimento seria bem maior se comparado ao encontrado para o período posterior à implantação do referido plano. Esses resultados, em geral, guardam certa convergência com resultados de trabalhos como os de Khan e Senhadji (2001), Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005) e Kremer, Nautz e Bick (2008), uma vez que tais estudos encontraram maiores níveis de *threshold* para países em desenvolvimento (caracterizados, geralmente, pela ocorrência de maiores níveis inflacionários) em relação aos observados para países desenvolvidos (caracterizados, de forma geral, pela ocorrência de menores níveis inflacionários).

Em termos quantitativos, para inflações acima do nível do *threshold*, tem-se que, ao se dobrar o nível da inflação, a taxa de crescimento do PIB real *per capita* cairia, aproximadamente, 35 e 5 pontos percentuais, respectivamente, para o período anterior à quebra e para o mais recente, efeitos fortes se comparados aos encontrados por Ghosh e Phillips (1998) (em torno de 0.5 ponto percentual); no entanto o efeito relativo ao período mais recente estaria próximo da estimativa obtida por Sarel (1996) (1.7 ponto percentual).

Para o período mais recente, o nível do *threshold* encontrado, aproximadamente 9% a.a., é mais baixo do que os estimados por Bruno e Easterly (1998) (40% a.a.) e Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005) para países em desenvolvimento (19% a.a.), porém é semelhante aos encontrados por Sarel (1996) (8% a.a.) e Khan e Senhadji (2001) para países em desenvolvimento (11-12% a.a.), no entanto, acima dos observados em Ghosh e Phillips (1998) (2-3% a.a.), Kremer, Nautz e Bick (2008) para países industrializados (2.43% a.a.) e para países em desenvolvimento (5.88%) e Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005) para países industrializados (2.5% a.a.). Para o período anterior o nível de *threshold* encontrado é bem maior do que os verificados nos trabalhos acima destacados, seja para países industrializados ou em desenvolvimento.

Quanto à diferença dos níveis de *threshold* encontrados nos dois períodos (de alta e baixa inflação), pode-se fazer uma possível conjectura, levando em conta o canal da incerteza: a longa história de inflação em muitos países em desenvolvimento, inclusive no Brasil, levaram ao desenvolvimento e à adoção de mecanismos de indexação que evitaram, pelo menos parcialmente, os efeitos adversos da inflação na atividade econômica. Uma vez

posto em prática, tais mecanismos tornaram possíveis, nesses países, ocorrências de maiores taxas de inflação sem efeitos adversos (tendo em vista que os preços relativos não tinham grande variância).

Esses resultados, dada a estrutura do modelo, corroborariam o resultado de Fischer (1993), que considera os efeitos negativos da inflação no crescimento, porém amortecidos, à medida que o nível de inflação aumenta.

Por fim, quanto às estimativas dos coeficientes das variáveis controle  $H_t$  e  $y_t^0$ , essas se mostraram estatisticamente significantes e apresentaram sinais esperados.

#### 4.3.1.2 Análise de Robustez – Quebra Estrutural

Esta parte apresenta modificações referentes aos dados (outras medidas de crescimento e inflação) no sentido de verificar possíveis alterações nos resultados.

##### 4.3.1.2.1 Variando a Medida de Crescimento

Alterou-se o modelo no sentido de considerar a taxa de crescimento do PIB real ( $GI$ ), ao invés da de crescimento do PIB real *per capita*. Os resultados são apresentados nas Tabelas 19 e 20.

Tabela 19 - Resultados do Teste para *Threshold com Quebra Estrutural*- Medida de Crescimento Alternativa

Amostra 1986-2006 Número de Regiões-11	Estimação da data da Quebra ( $\hat{\tau}^*+1$ /ano)	Estimação dos <i>Threshold</i> (%) (antes de $\hat{\tau}^*$ / depois de $\hat{\tau}^*$ )	Estatísticas dos testes LR 1/LR2	Nível de significância ( <i>Bootstrap</i> p-valor)
LR1	10/1995	2028.811/9.118	43.585	0.028
LR2			16.520	0.035

Nota: A busca dos *Threshold* e de  $\hat{\tau}^*$  foi feita nos valores de inflação e no tempo respectivamente no intervalo [(menor valor amostral) (maior valor amostral)] (em especial para a inflação dividido em 500 partes iguais) com limite imposto de 20% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime (alta e baixa inflação) e período (antes e depois da quebra). Os níveis de significância foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999a).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 20 - Amostra Completa - Com *Threshold* e *Quebra Estrutural* - Medida de Crescimento Alternativa

<b>Variável Dependente: GI</b>		
<b>Variáveis Independentes e <i>Threshold</i></b>	<b>Estimativas dos Coeficientes</b>	<b>Estatística t (EP1)</b>
$I_3[(\Pi_{it} - \Pi_1^*)]$	0.547	(0.599)
$I_4[(\Pi_{it} - \Pi_1^*)]$	-34.547	(-7.291)
$I_5[(\Pi_{it} - \Pi_2^*)]$	5.239	(3.231)
$I_6[(\Pi_{it} - \Pi_2^*)]$	-5.763	(-5.214)
$y_{1t}^0$	-15.250	(-3.025)
$N_t$	0.958	(3.413)
$gov_t$	-0.228	(-0.827)
$H_t$	4.193	(3.062)

NOTA: Número de Regiões-11 - Estados - Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP. Número de observações de tempo- 21 - 1986-2006. Total de Observações- 231. As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{it}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi_1^*$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi_2^*$ ); ln PIB inicial ( $y_{1t}^0$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); PIB Governo/ PIB( $gov_t$ ); Capital Humano –proxi ( $H_t$ ). EP1- referem-se aos erros padrão Heterocedásticos. As estimações do intercepto e dos diferenciais referentes aos efeitos fixos dos estados foram omitidas

Fonte: Elaboração do autor

No que se refere aos níveis de  $\hat{\tau}^*$ ,  $\hat{\pi}_1^*$  e  $\hat{\pi}_2^*$  e aos resultados dos testes (rejeitam  $H_0$  ao nível de significância de pelo menos 5%), não se verificam mudanças com respeito à análise original.

Com respeito às estimativas dos efeitos da inflação acima e abaixo dos níveis de *threshold*, não se verificam mudanças significativas; e, qualitativamente, os resultados não se modificam, uma vez que, para o período anterior a ( $\hat{\tau}^*+1$ ), não se verifica a relação para níveis inflacionários abaixo ou igual a  $\hat{\pi}_1^*$  e se observa uma relação negativa acima deste; e, para o período a partir de ( $\hat{\tau}^*+1$ ), a relação continua sendo positiva para níveis de inflação abaixo ou igual a  $\hat{\pi}_2^*$  e, negativa para taxas de inflação acima desse ponto.

Quanto às variáveis controle  $H_t$  e  $y_t^0$ , os respectivos coeficientes estimados se mostraram estatisticamente significantes e apresentaram sinais esperados (considerando essa nova formulação).

#### 4.3.1.2.2 Variando a Medida da Inflação

Os dados foram alterados no sentido de considerar a taxa de inflação medida pelo INPC ao invés da taxa de inflação medida pelo IPCA. Os resultados são apresentados nas Tabelas 21 e 22.

Tabela 21 - Resultados do Teste para *Threshold com Quebra Estrutural* - Medida de Inflação Alternativa

Amostra 1986-2006 Número de Regiões-11	Estimação da data da Quebra ( $\hat{\tau}^{*}+1$ /ano)	Estimação dos <i>Threshold</i> (%) (antes de $\hat{\tau}^{*}$ / depois de $\hat{\tau}^{*}$ )	Estatísticas dos testes LR 1/LR2	Nível de significância ( <i>Bootstrap p-valor</i> )
LR1	10/1995	2075.853/ 10.976	42.248	0.029
LR2			15.832	0.030

Nota: A busca dos *Threshold* e de  $\hat{\tau}^{*}$  foi feita nos valores de inflação e no tempo respectivamente no intervalo [ (menor valor amostral) (maior valor amostral)] (em especial para a inflação dividido em 500 partes iguais) com limite imposto de 20% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime (alta e baixa inflação) e período (antes e depois da quebra). Os níveis de significância foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999a).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 22 - Amostra Completa -Com *Threshold e Quebra Estrutural*

Variável Dependente: <i>G</i>		
Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Estimativas dos Coeficientes	Estatística t (EP1)
$I_3[(\Pi_{it} - \Pi_1^{*})]$	-0.197	(-0.219)
$I_4[(\Pi_{it} - \Pi_1^{*})]$	-34.277	(-6.134)
$I_5[(\Pi_{it} - \Pi_2^{*})]$	4.107	(3.264)
$I_6[(\Pi_{it} - \Pi_2^{*})]$	-6.125	(-5.274)
$y_t^0$	-20.071	(-3.781)
$N_t$	0.127	(0.445)
$gov_t$	-0.276	(-1.040)
$H_t$	3.604	(3.232)

NOTA: Número de Regiões-11 - Estados - Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP. Número de observações de tempo- 21 - 1986-2006 - Total de Observações- 231. As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi_1^{*}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi_2^{*}$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); PIB Governo/ PIB( $gov_t$ ); Capital Humano –proxi (Ht). EP1- referem-se aos erros padrão Heterocedásticos. As estimações do intercepto e dos diferenciais referentes aos efeitos fixos dos estados foram omitidas.

Fonte: Elaboração do autor

De forma geral, os resultados não se modificam significativamente, o modelo com quebra estrutural continua sendo aceito com a quebra ocorrendo em 1994 (com  $\hat{\tau}^{*}+1=1995$ ), os níveis de *threshold* e os valores dos coeficientes da relação inflação-crescimento encontrados são bem próximos aos estimados pelo modelo original.

Sendo assim, de modo geral, as alterações efetivadas na presente análise de robustez não provocaram mudanças significativas com respeito aos resultados da análise original.<sup>61</sup>

<sup>61</sup> Visando estabelecer outras formas de verificação quanto à estabilidade dos resultados do modelo, inseriu-se outra variável no modelo original representando um indicador de desigualdade (índice de GINI). De outra forma retirou-se, do modelo original o estado de Goiás (nesse caso, considerou-se apenas variáveis controle significativas). Em ambas as experiências, não houve mudança significativa dos resultados.

### 4.3.2 Análise do Período Recente (Pós-Real – 1995-2006)

Em busca de uma análise que considere a situação de maior controle inflacionário (mais compatível com a situação atual do Brasil), procedeu-se a retirada de observações de 1986 a 1994.

Os resultados dos testes de estacionaridade, apresentados na Tabela 16, no apêndice desse trabalho, baseados em Levin, Lin e Chu (2002), indicam que as séries de 1995 a 2006, utilizadas nesta análise, são estacionárias.

#### 4.3.2.1 Resultados das Estimções e dos Testes - Período Recente

Seguem, nas tabelas 23 e 24, os resultados com dados de 1995-2006 para os 11 estados, considerando o crescimento do PIB real *per capita* e a inflação medida pelo IPCA como variáveis dependente e *threshold*, respectivamente.<sup>62</sup>

Tabela 23 - Resultados do Teste para *Threshold*- Período recente

Amostra	Estimção dos <i>Threshold</i> (%)	Estatísticas do Teste LR	Nível de significância ( <i>Bootstrap p-valor</i> )
Período 1995-2006			
Número de Regiões-11	8.896	37.749	0.000

Nota: A busca do *Threshold* foi feita nos valores de inflação e no tempo respectivamente no intervalo [(menor valor amostral) (maior valor amostral)] (em especial para a inflação dividido em 500 partes iguais) com limite imposto de 10% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime (alta e baixa inflação). Os níveis de significância foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999a).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 24 - Amostra Completa - Com *Threshold* - Período recente

Variável Dependente: <i>G</i>		
Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Estimativas dos Coeficientes	Estatística t (EP1)
$I_1[(\prod_{it} - \prod^*)]$	5.576	3.730
$I_2[(\prod_{it} - \prod^*)]$	-5.832	-5.991
$y_t^0$	-29.355	-5.421
$N_t$	-15.611	-3.268
$gov_t$	-0.209	-0.652
$H_t$	2.790	1.899

<sup>62</sup> Cabe ainda salientar que incluiu-se a variável GINI nas análises dessa seção, uma vez que essa demonstrou significância estatística em várias das regressões dessa parte. Essa variável refere-se a uma medida de desigualdade, que, conforme indica alguns trabalhos, teóricos e empíricos, afetaria de forma negativa o crescimento (para maiores detalhes acerca dessa literatura, ver Alesina e Rodrik (1994) e Solimano (1998)).

Variável Dependente: G		
Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Estimativas dos Coeficientes	Estatística t (EP1)
GINI <sub>t</sub>	-10.668	-0.278

Nota: Número de Regiões-11 - Estados - Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP. Número de observações de tempo- 12 - 1995-2006 - Total de Observações- 132. As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi^*$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); PIB Governo/ PIB(gov<sub>t</sub>); Capital Humano –proxi ( $H_t$ ) Medida de Concentração de renda Índice de gini (GINI<sub>t</sub>). EP1- referem-se aos erros padrão Heterocedásticos. As estimações do intercepto e dos diferenciais referentes aos efeitos fixos dos estados foram omitidas.

Fonte: Elaboração do autor

Quanto ao teste para a existência de efeitos *threshold*, os resultados apontam para a existência dessa não-linearidade na relação entre inflação e crescimento, indicando, assim, que essa seria negativa acima de certo nível inflacionário, estimado em 8.896% a.a. Os resultados indicam ainda que esse efeito seria bastante significativo, sugerem que um aumento de 100% do nível inflacionário corresponderia a uma queda de, aproximadamente, 5.8 pontos percentuais com relação à taxa de crescimento.

Os coeficientes estimados das variáveis controle apresentaram sinais esperados, dentre os quais,  $y_t^0$ ,  $N_t$  e  $H_t$  se mostraram estatisticamente significantes.

#### 4.3.2.2 Análise de Robustez - Período Recente

Esta parte apresenta modificações referentes aos dados (outras medidas de crescimento e inflação/ retirada de unidades regionais/análise de subperíodos) no sentido de verificar possíveis alterações nos resultados da análise referente ao período recente.

##### 4.3.2.2.1 Medida de Crescimento Alternativa

Seguem, nas tabelas 25 e 26, os resultados referentes às estimações do modelo considerando a substituição da taxa de crescimento do PIB real *per capita* pela taxa de crescimento do PIB real (*GI*).

Tabela 25- Resultados do Teste para *Threshold* - Período Recente -Medida de Crescimento Alternativa

Amostra	Estimação dos <i>Threshold</i> (%)	Estatísticas do Teste LR	Nível de significância ( <i>Bootstrap p</i> -valor)
Período 1995-2006			
Número de Regiões-11	8.896	49.667	0.000

Nota: A busca dos *Threshold* foi feita nos valores de inflação e no tempo respectivamente no intervalo [(menor valor amostral) (maior valor amostral)] (em especial para a inflação dividido em 500 partes iguais) com limite imposto de 10% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime (alta e baixa inflação). Os níveis de foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999a).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 26 - Amostra Completa -Com *Threshold* - Período recente - Medida de Crescimento Alternativa

Variável Dependente: <i>GI</i>		
Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Estimativas dos Coeficientes	Estatística t (EP1)
$I_1[(\Pi_{it} - \Pi^*)]$	6.449	3.863
$I_2[(\Pi_{it} - \Pi^*)]$	-7.001	-6.223
$y_{1t}^0$	-20.823	-4.394
$N_t$	-14.979	-3.008
$gov_t$	-0.176	-0.499
$H_t$	3.003	1.934
$GINI_t$	-29.596	-0.761

Nota: Número de Regiões - 11 - Estados - Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP. Número de observações de tempo - 12 - 1995-2006 - Total de Observações - 132. As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi^*$ ); ln PIB inicial ( $y_{1t}^0$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); PIB Governo/ PIB ( $gov_t$ ); Capital Humano – proxi ( $H_t$ ) Medida de Concentração de renda Índice de gini ( $GINI_t$ ). EP1- referem-se aos erros padrão Heterocedásticos. As estimações do intercepto e dos diferenciais referentes aos efeitos fixos dos estados foram omitidas.

Fonte: Elaboração do autor

#### 4.3.2.2.2 Índice de Inflação Alternativo

Substituindo a inflação medida pelo IPCA pela medida por meio do INPC, têm-se os resultados indicados nas Tabelas 27 e 28.

Tabela 27 - Resultados do Teste para *Threshold* - Período Recente - Medida de Inflação Alternativa

Amostra	Estimação dos <i>Threshold</i> (%)/	Estatísticas do Teste LR	Nível de significância ( <i>Bootstrap p</i> -valor)
Período 1995-2006			
Número de Regiões-11	10.631	38.659	0.000

Nota: A busca dos *Threshold* foi feita nos valores de inflação e no tempo respectivamente no intervalo [(menor valor amostral) (maior valor amostral)] (em especial para a inflação dividido em 500 partes iguais) com limite imposto de 10% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime (alta e baixa inflação). Os níveis de significância foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999a).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 28 - Amostra Completa - Com *Threshold* - Período Recente - Medida de Inflação Alternativa

<b>Variável Dependente: G</b>		
<b>Variáveis Independentes e <i>Threshold</i></b>	<b>Estimativas dos Coeficientes</b>	<b>Estatística t (EP1)</b>
$I_1[(\Pi_{it} - \Pi^*)]$	4.051	3.231
$I_2[(\Pi_{it} - \Pi^*)]$	-6.186	-5.946
$y_t^0$	-29.720	-5.457
$N_t$	-15.108	-3.211
$gov_t$	-0.196	-0.622
$H_t$	3.652	2.437
$GINI_t$	-16.523	-0.435

Nota: Número de Regiões -11 - Estados - Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP. Número de observações de tempo - 12 - 1995-2006 - Total de Observações- 132. As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi^*$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); PIB Governo/ PIB ( $gov_t$ ); Capital Humano - proxy ( $H_t$ ) Medida de Concentração de renda Índice de gini ( $GINI_t$ ). EP1-referem-se aos erros padrão Heterocedásticos. As estimações do intercepto e dos diferenciais referentes aos efeitos fixos dos estados foram omitidas.

Fonte: Elaboração do autor

Os resultados das Tabelas 25, 26, 27 e 28 apontam para resultados semelhantes aos encontrados na análise original. De forma geral, as respectivas alterações feitas no modelo não alteraram significativamente os resultados.

#### 4.3.2.2.3 Variando Períodos

Considerar-se-á, nesta análise, resultados dos períodos 1996-2006, 1997-2006, 1998-2006, 1999-2006, 2000-2006 e 2004-2006 (resultados nas Tabelas 29 e 30).

Tabela 29 - Resultados do Teste para *Threshold* - Período Recente - Variando Períodos

<b>Amostra Número de Regiões-11</b>	<b>Estimação dos <i>Threshold</i>(%)</b>	<b>Estatísticas do Teste LR</b>	<b>Nível de significância (<i>Bootstrap</i> p-valor)</b>
Período 1996-2006	9.118	23.355	0.002
Período 1997-2006	9.118	19.733	0.033
Período 1998-2006	9.118	22.908	0.021
Período 1999-2006	9.118	8.391	0.065
Período 2000-2006	13.656	11.942	0.007
Período 2004-2006	7.608	25.277	0.005

Nota: A busca dos *Threshold* foi feita nos valores de inflação e no tempo respectivamente no intervalo [(menor valor amostral) (maior valor amostral)] (em especial para a inflação dividido em 500 partes iguais) com limite imposto de 10% do número total de observações (para o período de 2004-2006 quando imposto limite de 20% chega-se a resultados semelhantes), referente aos números mínimos de observações em cada regime (alta e baixa inflação). Os níveis de significância foram computados utilizando metodologia de "*bootstrap*" considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999a).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 30 - Amostra Completa - Com *Threshold* - Período Recente - Variando Períodos

Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Variável Dependente: G					
	Estimativas dos Coeficientes (Estatística t - (EP1))					
	1996-2006	1997-2006	1998-2006	1999-2006	2000-2006	2004-2006
$I_1[(\Pi_{it} - \Pi^*)]$	6.357 (3.524)	6.273 (3.517)	7.438 (3.493)	6.132 (2.539)	2.051 (1.360)	0.885 (0.635)
$I_2[(\Pi_{it} - \Pi^*)]$	-9.719 (-3.223)	-9.894 (-3.670)	-10.563 (-3.722)	-9.364 (-3.564)	-35.130 (-3.416)	-65.576 (-4.881)
$y_t^0$	-30.030 (-4.648)	-35.593 (-4.947)	-44.034 (-5.854)	-54.545 (-2.826)	-87.512 (-6.588)	-52.637 (-5.831)
$N_t$	-15.401 (-3.047)	-15.445 (-2.807)	-18.142 (-2.789)	-19.775 (-2.255)	-5.368 (-1.000)	-0.419 (-0.100)
$gov_t$	-0.318 (-0.920)	-0.375 (-1.037)	-0.595 (-1.432)	-1.018 (-0.958)	-3.074 (-5.544)	-2.183 (-2.783)
$H_t$	2.773 (1.856)	3.293 (1.930)	-0.113 (-0.056)	0.623 (0.232)	1.845 (0.817)	6.839 (2.170)
$GINI_t$	-14.020 (-0.358)	-29.769 (-0.674)	-113.205 (-2.884)	-108.391 (-2.255)	-163.725 (-4.342)	-83.083 (-3.226)

NOTA: Número de Regiões - 11 - Estados - Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP. Número de observações de tempo - 11 - 1996-2006/ 10 - 1997-2006/ 9 - 1998-2006/ 8 - 1999-2006/ 7 - 2000-2006/ 3 - 2004-2006. Total de Observações- 121/110//99/88/77/33. As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi^*$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); PIB Governo/ PIB( $gov_t$ ); Capital Humano - *proxí* ( $H_t$ ) Medida de Concentração de renda Índice de gini ( $GINI_t$ ). EP1- referem-se aos erros padrão Heterocedásticos. As estimativas do intercepto e dos diferenciais referentes aos efeitos fixos dos estados foram omitidas.

Fonte: Elaboração do autor

Pode-se verificar, a partir dos resultados, que, mesmo variando o período da análise, o padrão comportamental não-linear da relação inflação-crescimento se mantém de acordo com o do modelo original (que considera o período de 1995-2006). Conforme resultados apresentados nas Tabela 29 e 30, há uma relação negativa acima do nível do *threshold* estimado; e abaixo, uma relação não negativa. Verifica-se também que os níveis dos *threshold* estimados são bem próximos ao da análise original.

Quanto à relação negativa, as estimativas se mantêm próximas para os quatro primeiros períodos da análise; no entanto essa fica mais forte quando se consideram as dos dois últimos períodos: 2000-2006 e 2004-2006. Todas as estimativas desse efeito negativo são, todavia, maiores que a encontrada no período de 1995-2006.

Com respeito às variáveis controle, a maioria dos coeficientes estimados apresentam sinais esperados, no entanto alguns se mostraram estatisticamente insignificantes. Vale destacar que, no período de 2000-2006, verifica-se significância estatística para os coeficientes referentes às variáveis GINI e *gov*, que se mostraram insignificantes para o

período de 1995-2006; porém, para a variável H, ocorreu o contrário, uma vez que se mostrou com coeficiente insignificante para o período 2000-2006 e significativo para a análise de 1995-2006. Os coeficientes referentes às variáveis GINI, gov e H, entretanto, mostraram-se significantes e apresentaram sinais esperados para a análise do período 2004-2006.

#### 4.3.2.2.4 Análise Regional

A análise a seguir busca verificar se o padrão não-linear da relação em questão se mantém para conjuntos de unidades regionais. Seguem nas Tabelas 31 e 32 os resultados para os seguintes grupos: Norte/Nordeste; Norte /Nordeste/Centro-Oeste; e Sul/Sudeste 1995-2006.

Tabela 31 - Resultados do Teste para *Threshold* - Período Recente - Análise Regional

Amostra Período 1995-2006	Estimação dos <i>Threshold</i> (%)	Estatísticas do Teste LR	Nível de significância ( <i>Bootstrap</i> p-valor)
Norte/Nordeste (4 Unidades Regionais)	8.856	24.631	0.053
Norte/Nordeste/Centro-Oeste (6 Unidades Regionais)	8.896	22.451	0.005
Sul/ Sudeste (5 Unidades Regionais)	9.469	10.076	0.098

Nota: A busca do *Threshold* foi feita nos valores de inflação e no tempo respectivamente no intervalo [(menor valor amostral) (maior valor amostral)] (em especial para a inflação dividido em 500 partes iguais) com limite imposto de 10% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime (alta e baixa inflação). Os níveis de significância foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999a).

Fonte: Elaboração do autor

Conforme os resultados da Tabela 31, verifica-se que o padrão não-linear ora investigado se mantém para os três conjuntos de unidades regionais e que os níveis de *threshold* são bem parecidos entre si e semelhantes ao encontrado para a análise original, que leva em conta todas as unidades regionais (consideradas no presente trabalho).

Tabela 32 - Amostra Completa - Com *Threshold* - Período Recente - Análise Regional

Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Variável Dependente: G		
	Estimativas dos Coeficientes (Estatística t (EPI) )		
	Norte /Nordeste	Norte/Nordeste /Centro-Oeste	Sul/ Sudeste
$I_1[(\Pi_{it} - \Pi^*)]$	3.520 (3.661)	7.309 (2.786)	2.298 (2.145)
$I_2[(\Pi_{it} - \Pi^*)]$	-4.817 (-5.334)	-7.653 (-4.684)	-2.575 (-3.001)
$y_t^0$	-54.827 (-7.746)	-29.491 (-5.031)	-45.531 (-4.465)

Variável Dependente: G			
Variáveis Independentes e Threshold	Estimativas dos Coeficientes (Estatística t (EP1) )		
	Norte /Nordeste	Norte/Nordeste /Centro-Oeste	Sul/ Sudeste
$N_t$	-8.531 (-5.256)	-16.953 (-2.736)	-9.667 (-5.093)
$gov_t$	-0.345 (-0.596)	-0.279 (-0.699)	-1.179 (-3.206)
$H_t$	-0.054 (-0.031)	3.102 (1.252)	0.693 (0.375)
$GINI_t$	-129.841 (-4.998)	-5.783 (-0.109)	-71.684 (-1.779)

NOTA: Número de Regiões - Norte/Nordeste - 4; Norte/Nordeste/Centro-Oeste - 6; Sul/Sudeste - 5 - Estados - Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP. Número de observações de tempo - 12. Total de Observações - 48/72/60. As variáveis são: ln inflação ( $\Pi_{0t}$ ); ln inflação - *threshold* ( $\Pi^*$ ); ln PIB *per capita* inicial ( $y_t^0$ ); taxa de crescimento populacional ( $N_t$ ); PIB Governo/PIB ( $gov_t$ ); Capital Humano - *proxi* ( $H_t$ ) Medida de Concentração de renda Índice de gini ( $GINI_t$ ). EP1- referem-se aos erros padrão Heterocedásticos. As estimativas do intercepto e dos diferenciais referentes aos efeitos fixos dos estados foram omitidas.

Fonte: Elaboração do autor

Quanto aos resultados das estimativas da relação negativa entre inflação e crescimento (acima do nível de *threshold*), verifica-se que a relação é mais forte para o conjunto de unidades regionais que consideram estados do Norte/Nordeste e Norte/Nordeste/Centro-Oeste do que a que considera estados das regiões Sul/Sudeste. Isso sugere diferenças estruturais entre esses conjuntos de unidades regionais, o que, de forma geral, corrobora a idéia referente à convergência em clubes no Brasil.

Por fim, cabe observar que, a exemplo da análise de quebra estrutural, os resultados da análise do período recente corroborariam o resultado de Fischer (1993), que considera os efeitos negativos da inflação no crescimento, amortecidos, à medida que o nível de inflação aumenta.

#### 4.4 Conclusões

A ocorrência de vários níveis inflacionários no Brasil, inclusive níveis hiperinflacionários, fornece condições para investigar vários aspectos da relação em questão, utilizando apenas dados nacionais. Isso torna os resultados mais específicos para a economia nacional, o que não ocorre quando se levam em conta dados de diversos países, como é o caso de estudos para grupos de países referidos neste estudo.

Em suma, os resultados apontam, a exemplo das análises da Seção 3, para a existência de padrões não-lineares na relação inflação-crescimento no Brasil em dois sentidos: a inflação se relacionaria negativamente com o crescimento econômico apenas acima de certo nível inflacionário; e, de acordo com as estruturas dos modelos analisados, tal relação seria negativa, contudo amortecida, à medida que aumenta o nível inflacionário (conforme preconizado por Fisher, 1993).

Outra conclusão que se pode ter dos resultados é a de que, no período da análise 1986-2006, verifica-se uma quebra estrutural em 1994 no que se refere à relação ora estudada (muito provavelmente causada pela implantação e pelo sucesso do Plano Real de estabilização), indicando que no período de maior inflação (1986-1994), o nível do *threshold* seria maior que o do período de menor inflação (1995-2006). De forma geral, poder-se-ia considerar uma possível explicação levando em conta conjectura, baseada no canal da incerteza, semelhante à feita no trabalho de Khan e Senhadji (2001) para a compreensão da diferença entre o resultado referente ao nível do *threshold* estimado para países em desenvolvimento (acima de dois dígitos - tomando a amostra completa) e as estimativas desse nível para países industrializados (abaixo de dois dígitos). Com efeito, em ambientes econômicos em que haja a ocorrência de inflação alta e crônica, a dinâmica produtiva ficaria menos sensível aos efeitos prejudiciais da inflação pela incerteza quanto aos preços relativos (admitindo-se que quanto maiores os índices inflacionários maior a variância dos preços relativos - medida de incerteza), considerando que, em tais circunstâncias, os mecanismos de indexação, que poderiam minimizar esses efeitos, estariam muito bem desenvolvidos e amplamente utilizados.

Sendo assim, em geral, as análises desta seção, assim como as da Seção 3, para o caso brasileiro, indicam convergência com resultados de outros trabalhos efetivados para grupos de países,<sup>63</sup> referidos na Seção 2, que encontraram o mesmo padrão comportamental não-linear na relação ora estudada, no que concerne à idéia de que apenas acima de certo nível inflacionário se observaria uma relação inversa de médio/longo prazo entre inflação e crescimento econômico.

---

<sup>63</sup> Por exemplo: Sarel (1996), Ghosh e Phillips (1998); Khan e Senhadji (2001); Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme (2005); Kremer, Nautz e Bick (2008).

Os resultados desta Seção, igualmente aos da Seção 3, apontam, portanto, para a existência de uma relação de médio/longo prazo entre inflação e atividade econômica na economia brasileira, pelo menos acima de certo nível inflacionário, cabendo, assim, os mesmos comentários com respeito aos resultados e às conclusões dos trabalhos de Faria e Carneiro (2001), Schwartzman (2006), Araújo e Cunha (2003) e Valdovinos (2003).

De forma geral, os resultados das partes 4.3.1 e 4.3.2 corroboram o encontrado na análise de séries temporais (Seção 3), referente à idéia de que, ao levar em conta níveis inflacionários mais condizentes com a situação atual do Brasil, o nível acima do qual a inflação se relacionaria negativamente com o crescimento econômico, para economia brasileira, poderia estar abaixo de 10% a.a.<sup>64</sup>

---

<sup>64</sup> Estimação do *Threshold*- 9,05% a.a.; P-valor (Caso Homoc.) 0.1452; P-valor (Caso Heteroc.) 0.1704; o efeito negativo ficou em 3.4 (1.7 caso linear) ponto percentual de diminuição da taxa de crescimento quando níveis inflacionários acima do *threshold* variam em 100%.

## 5. AVALIANDO O IMPACTO DA INFLAÇÃO SOBRE A VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS NO BRASIL

Investigam-se, nesta seção, aspectos na relação entre inflação e Variabilidade dos Preços Relativos (VPR), para o caso brasileiro a partir de dados do período posterior à implantação do Plano Real, com a aplicação de técnicas de séries temporais. Busca-se, em especial verificar a ocorrência de não-linearidade nessa relação, levando em conta o período Pós-Real.

### 5.1 Metodologia

Para a análise da natureza da relação entre VPR e inflação, considera-se um modelo em que a VPR é função da inflação e de outros determinantes.

#### Modelo Linear (sem *threshold*)

$$VPR_t = \mu_0 + \gamma_0 \Pi_{0t} + \theta_0' X_t + \varepsilon_{0t} \quad (17)$$

onde  $VPR_t$  é a medida da Variabilidade dos Preços Relativos;  $\mu_0$  é uma constante;  $\gamma_0$  se refere ao coeficiente do efeito da inflação na VPR;  $\Pi_{0t} = \pi_t$  com  $\pi_t$  representando a taxa de inflação (medida pelo IPCA);  $\theta_0$  é o vetor dos coeficientes das variáveis controle;  $X_t$  representa o vetor de variáveis controle;<sup>65</sup> e  $\varepsilon_{0t}$  se refere ao termo de erro.

A maioria das contribuições empíricas com respeito à conexão entre inflação e VPR restringe o foco sobre idéia de linearidade nessa relação, no entanto evidências empíricas sugerem que a relação em questão seria mais complexa. Nesse sentido, além do sinal e da significância da relação inflação-VPR, buscam-se verificar aspectos referentes à ocorrência de não-linearidade relativa ao efeito limiar (*threshold*) nessa relação. Com isso, incorpora-se tal efeito com a utilização de funções indicadoras.

---

<sup>65</sup> Esse inclui a princípio a medida de volatilidade da inflação VI (que se espera uma relação positiva com VPR) que será definida a seguir (na subseção 5.2)

**Modelo Não-Linear (com *threshold*)**<sup>66</sup>

$$VPR_t = \mu_1 + \Gamma' \Pi_{1t}(\pi^*) + \theta_1' X_t + \varepsilon_{1t}, \quad \pi^* \in \Lambda \quad (18)$$

onde  $\Gamma' = [\gamma_1 \ \gamma_2]$ ;  $\Pi_{1t}' = [I_1(\Pi_{0t}) \ I_2(\Pi_{0t})]$ , com  $I_1=1$ , se  $\pi_t \leq \pi^*$  e 0 de outra forma, e  $I_2=0$ , se  $\pi_t \leq \pi^*$  e 1 de outra forma. Tem-se ainda que:  $\mu_1$  é uma constante;  $\pi^*$  é o nível do *threshold* da inflação;  $I_1$  e  $I_2$  são funções indicadoras que assumem valores um ou zero conforme definido acima;  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  os parâmetros referentes à relação entre inflação e VPR correspondentes à níveis inflacionários menores ou iguais a  $\pi^*$  e maiores que  $\pi^*$ , respectivamente;  $\Lambda$  representa o espaço dos possíveis valores de  $\pi^*$ ; e, por fim, tem-se  $\varepsilon_{1t}$  como o termo de erro.

A partir dos modelos acima, referentes às equações (17) e (18), efetivaram-se estimações e testes para verificar a existência do padrão não-linear considerado no modelo referente à equação (18), na relação entre inflação e VPR, com base nas técnicas apresentadas na Seção 3, abordadas no trabalho de Hansen (1999b).

O modelo linear é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O modelo não-linear é estimado pelo método MQO condicional, descrito na subseção 3.1, uma vez que  $\pi^*$  é a princípio desconhecido e entra na estrutura de maneira não-linear e não diferenciável.

Para testar, na equação (18), a existência de efeito *threshold*, faz-se uso de técnica também descrita na subseção 3.1. Dessa forma, utiliza-se a estatística de teste F para  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$ , conforme descrita abaixo:<sup>67</sup>

$$F = [S_0 - S_1(\hat{\pi}^*)] / (\hat{\sigma}^2) \quad (19)$$

onde  $S_0$  e  $S_1$  são as somas dos quadrados dos resíduos sob  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$  e  $H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2$  respectivamente; e  $\hat{\sigma}^2$  é a variância residual sob  $H_1$  (estimativa dada pela soma dos quadrados

<sup>66</sup> Utiliza-se o modelo com um *threshold*, seguindo os resultados de Caglayan e Filiztekin (2003) que sugerem dois regimes uma vez que encontraram diferentes associações entre inflação e variabilidade dos preços relativos significativamente diferentes entre períodos de baixa e alta inflação.

<sup>67</sup> Conforme descrito em 3.1, com respeito à efetivação desse teste, segue-se sugestão Hansen (1996, 1999b), e simula-se, por meio de metodologia de *bootstrap*, a distribuição assintótica referente à estatística de teste F para  $H_0$ . Com respeito a algumas observações acerca dessa metodologia de simulação, ver Nota 28.

dos resíduos sob  $H_1$  dividido pelo número de observações).  $S_0$  e  $S_1$  são, portanto, respectivamente, somas dos quadrados dos resíduos da equação (17) (sem efeito *threshold*) e da equação (18) (com efeito *threshold*).

## 5.2 Dados e Variáveis

Trabalhou-se na presente análise com séries de dados mensais, coletadas na base de dados do Site do IBGE para o período de setembro de 1994 a junho de 2009. As séries para o Brasil, são as seguintes:

- Inflação IPCA (índice geral);
- Inflação IPCA (índices desagregados<sup>68</sup>);

A medida de inflação escolhida para o presente estudo foi a do IPCA, pelo fato de ter boa abrangência tanto espacial quanto em tipos produtos e por se tratar, há algum tempo, de uma medida central em termos da condução da política monetária no Brasil, além de que muitos dos estudos empíricos relacionados ao tema utilizam medidas inflacionárias baseadas em índices de preço ao consumido .

A seguir apresentar-se-á as variáveis que representará a Variabilidade dos Preços Relativos (VPR)<sup>69</sup> e a Volatilidade da Inflação (VI)<sup>70</sup>:

$$VPR_t = \left[ \sum_{i=1}^n w_{it} (\pi_{it} - \pi_t^p)^2 \right]^{1/2}$$

$$VI_t = |\pi_t - \pi_{t-1}|$$

<sup>68</sup> Em nível de subgrupo, considerando os subgrupos com que estão presentes em todo período da análise. Dentre os retirados, encontram-se Comunicação e Combustíveis e Energia (o que pode contribuir para diminuir possíveis problemas relacionados à endogeneidade, uma vez que se retiraram alguns preços associados a choques de oferta). Portanto, considera-se na análise os seguintes subgrupos (16): Alimentação no domicílio; Alimentação fora do domicílio; Encargos e manutenção; Móveis e utensílios; Aparelhos elétricos e não-elétricos; Roupas; Calçados e acessórios; Jóias, relógio de pulso; Tecidos e armarinho; Transporte; Produtos farmacêuticos, óculos e lentes; Atendimento e serviços; Cuidados pessoais; Serviços; Recreação e fumo; e Educação e leitura.

<sup>69</sup> Como em vários trabalhos (como por exemplo, os de Parks (1978), Nautz e Scharff (2005) e Domberger (1987)), a medida de VPR levará em conta ponderações de cada subgrupo, divulgadas pelo IBGE.

<sup>70</sup> Variável utilizada em Caraballo, Dabús e Usabiaga (2006).

onde  $n$  representa o número de índices de preços desagregados,  $t$  indica o período,  $\pi_{it}$  representa a inflação do índice de preço  $i$  em  $t$ ,  $\pi_t^p$  refere-se à média das inflações dos  $i$  índices em  $t$  (ponderada pelos pesos  $w_{it}$ );<sup>71</sup>  $\pi_t$  representa a inflação efetiva em  $t$  medida pelo índice geral e  $\pi_{t-1}$  refere-se a essa variável defasada um período.

### 5.3 Resultados das Estimações e dos Testes

Optou-se por verificar a estacionaridade das séries VPR, inflação e VI pelo teste ADF, cujos resultados indicaram que essas são estacionárias (ver Tabela 43, constante no apêndice deste trabalho).

Um problema que merece atenção com respeito à interpretação dos efeitos da inflação na VPR, conforme verificado no decorrer deste trabalho, é o de que a regressão não reflete necessariamente uma relação de causalidade da inflação para a VPR. A idéia é que a inflação seria uma variável endógena que poderia responder à VPR. Cabe salientar, todavia, que testes preliminares<sup>72</sup> indicaram que a inflação seria exógena no modelo linear em questão.

Utilizando a estatística  $F$  descrita acima, testar-se-á a existência de um efeito *threshold* com respeito à relação entre inflação e VPR. Os resultados estão apresentados na Tabela 34.

Tabela 34 - Resultados do Teste para Efeitos *Threshold*

Amostra	Estimação do <i>Threshold</i>	F	Nível de significância (Caso Homocedástico)	Nível de significância (Caso Heterocedástico)
1994/10-2009/06	0.97% a.m. 12.3% a.a.	22.35	0.0000	0.0000

Nota: A busca do *Threshold* foi feita nos valores de inflação do intervalo  $[-\pi(\text{menor valor amostral}) \pi(\text{maior valor amostral})]$  dividido em 600 partes iguais, com limite imposto de 15% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime. Os níveis de significância considerando os resíduos homocedásticos e heterocedásticos foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999b).

Fonte: Elaboração do autor

Como se pode observar, a hipótese nula, correspondente à não existência de efeito *threshold*, pode ser rejeitada pelo menos ao nível de significância de 1% para o caso

<sup>71</sup> Ver Nota 69.

<sup>72</sup> Teste baseado em Hausman (1978), descrito em Woodridge (2002) p. 118.

homocedástico e heterocedástico. Assim, os resultados, com os dados aqui considerados, indicam a existência desse efeito.

Tabela 35 - Amostra Completa - Sem *threshold*

Variável Dependente: <i>VPR</i>		
Constante e Variáveis Independentes	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_0$ )	0.352057 (0.037724)	(0.0000)
$\Pi_{0t}$	0.618639 (0.088371)	(0.0000)
$VI_t$	0.192254 (0.143999)	(0.1836)

Nota: 177 observações (período de referência – 1994/10-2009/06). As variáveis são: inflação ( $\Pi_{0t}$ ); Volatilidade da Inflação (VI). EP1 - refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes da inflação e das variáveis controle, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White (exceto para o coeficiente de VI que se tornou significativo ao nível de 10%).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 36 - Amostra Completa - Com *threshold*

Variável Dependente: <i>VPR</i>		
Constante, Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_1$ )	0.537426 (0.041123)	(0.0000)
$I_1[(\Pi_{0t})]$	0.163191 (0.083110)	(0.0512)
$I_2[(\Pi_{0t})]$	0.605024 (0.082753)	(0.0000)
$VI_t$	0.079923 (0.145075)	(0.5824)
<i>Threshold</i>		0.97 % a.m. ou 12.3 % a.a.

Nota: 177 observações (período de referência – 1994/10-2009/06). As variáveis são: inflação ( $\Pi_{0t}$ ); Volatilidade da inflação (VI). EP1 - refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes dos efeitos da inflação e das variáveis controle, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Como se pode notar na Tabela 35, quando não se levam em consideração os efeitos *threshold* as estimativas dos coeficientes das variáveis tem sinal esperado e significativos estatisticamente (levando em conta erros de Newey-West); todavia, quando se considera a estrutura não-linear, o coeficiente relativo à variável VI torna-se estatisticamente não significativo, conforme pode ser observado na Tabela 36.

Com respeito à inflação, ao não se considerar a não-linearidade em questão, tem-se que essa variável afetaria a VPR de forma positiva, com a estimativa desse efeito significativa do ponto de vista estatístico. Observando-se a Tabela 36, pode-se verificar que,

ao se considerar os efeitos *threshold*, os resultados indicam que a inflação continua afetando positivamente a VPR, praticamente com a mesma intensidade para níveis de inflação acima de 0.97% a.m. (ou 12.3 % a.a.), já, para níveis inflacionários abaixo ou igual a esse valor os efeitos da inflação na RPV seriam mais fracos.

O nível de *threshold* encontrado é mais alto do que os níveis superiores estimados por Nautz e Scharff (2006) e Bick e Nautz (2008), que desenvolvem análises utilizando-se de dados em painel para a Europa (área do euro) e os Estados Unidos, respectivamente.<sup>73</sup>

## 5.4 Análise de Robustez

Esta seção apresenta modificações referentes à análise inicial no sentido de verificar possíveis alterações nos resultados.

### 5.4.1 Inclusão de Outra Variável Controle

A exemplo do trabalho de Caraballo, Dabús e Caramuta (2006), inclui-se na presente análise a variável referente à VPR defasada um período (VPRD) como variável controle. Os resultados são apresentados nas tabelas 37, 38 e 39.

Tabela 37 - Resultados do Teste para Efeitos *Threshold*

Amostra	Estimação do “ <i>Threshold</i> ”	F	Nível de significância (Caso Homocedástico)	Nível de significância (Caso Heterocedástico)
1994/10-2009/06	0.97%a.m. 12.3%a.a.	12.04	0.01200	0.008000

Nota: A busca do “*Threshold*” foi feita nos valores de inflação do intervalo  $[-\pi$ (menor valor amostral)  $\pi$  (maior valor amostral)] dividido em 600 partes iguais, com limite imposto de 15% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime. Os níveis de significância considerando os resíduos homocedásticos e heterocedásticos foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999b).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 38 - Amostra Completa - Sem *threshold*

Variável Dependente: VPR		
Constante e Variáveis Independentes	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_0$ )	0.232012 (0.045949)	(0.0000)

<sup>73</sup> Nautz e Scharff (2006)- 5.94%a.a. e Bick e Nautz (2008) - 2.8%a.a.

<b>Variável Dependente: VPR</b>		
<b>Constante e Variáveis Independentes</b>	<b>Estimativas dos Coeficientes (EP1)</b>	<b>P-Valor (EP1)</b>
$\Pi_{0t}$	0.464636 (0.107904)	(0.0000)
$VI_t$	0.173673 (0.131847)	(0.1895)
$VPRD_t$	0.274546 (0.107904)	(0.0001)

Nota: 177 observações (período de referência 1994/10-2009/06). As variáveis são: inflação ( $\Pi_{0t}$ ); Volatilidade da Inflação(VI); e Variabilidade dos Preços Relativos Defasada um período(VPRD). EP1- refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão do coeficiente da inflação, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Os resultados indicaram, a exemplo da análise inicial, que haveria a ocorrência de um efeito *threshold* na relação inflação-VPR. Demonstraram também que haveria uma relação positiva entre inflação e VPR, no entanto esta seria mais fraca para taxas de inflação menores ou iguais ao nível inflacionário correspondente a 0.97 %a.m. (ou 12.3%a.a.) em comparação à relação entre essas variáveis para níveis inflacionários superiores a esse valor.

Tabela 39 - Amostra Completa - Com *threshold*

<b>Variável Dependente: VPR</b>		
<b>Constante, Variáveis Independentes e <i>Threshold</i></b>	<b>Estimativas dos Coeficientes (EP1)</b>	<b>P-Valor (EP1)</b>
Constante ( $\mu_1$ )	0.404023 (0.063504)	(0.0000)
$I_1[\Pi_{0t}]$	0.160290 (0.084013)	(0.0581)
$I_2[\Pi_{0t}]$	0.494898 (0.110210)	(0.0000)
$VI_t$	0.093499 (0.140351)	(0.5062)
$VPRD_t$	0.202215 (0.077955)	(0.0103)
<i>Threshold</i>	0.97 %a.m. ou 12.3%a.a.	

Nota: 177 observações (período de referência 1994/10-2009/06). As variáveis são: Inflação ( $\Pi_{0t}$ ); Volatilidade da Inflação (VI); e Variabilidade dos Preços Relativos Defasada um período (VPRD). EP1 - refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes dos efeitos da inflação, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Em suma, com respeito a essa análise, verifica-se que continua a ocorrer o padrão comportamental, sugerido pela análise original, de que, acima de certo nível inflacionário a inflação teria uma relação positiva mais forte com a VPR. E não se observam mudanças no nível do *threshold* encontrado na primeira análise nem grandes alterações nas estimativas da relação inflação-VPR, para os dois regimes (acima e abaixo do *threshold*).

Cabe ainda destacar a idéia de que a estrutura do modelo que considera o componente defasado da VPR, estaria sugerindo um impacto de longo prazo da inflação na VPR, em conformidade com resultados de estudos que encontraram a ocorrência dessa relação tanto no curto quanto no longo prazo (ver Nath (2004)). Levando em conta essas considerações e o fato de que aumentos na VPR poderiam prejudicar o desempenho econômico (ver Dabus (2003)), por afetar negativamente a eficiente alocação de recursos na economia, pode-se conceber que os resultados do presente estudo indicariam um nexo na relação não-linear entre inflação e crescimento econômico, encontrada em estudos empíricos, que indicam a ocorrência de efeitos negativos e significantes da inflação no crescimento apenas acima de certo nível inflacionário (ver, por exemplo, Sarel (1996) e Khan e Senhadji (2001)). Nesse sentido, o que foi encontrado no presente trabalho estaria corroborando a idéia de que, para países em desenvolvimento, como o Brasil, a ocorrência de efeitos negativos da inflação no desempenho econômico se daria para níveis inflacionários em torno ou acima de 10% a.a. (ver por exemplo, Khan e Senhadji, 2001; Drukker, Gomis-Porqueras e Hernandez-Verme, 2005; e os resultados apresentados nas seções 3 e 4 deste trabalho), considerando que, para esses níveis, a inflação afetaria de forma mais significativa e positiva a VPR e que esta, por sua vez, afetaria de maneira forte negativa a dinâmica econômica.

#### **5.4.2 Alguns Resultados com VPR-IPCA Total (VPR-IPCAT)**

Nesta parte, utiliza-se uma medida de VPR que considera um menor nível de desagregação de preços, definida como VPR-IPCAT.<sup>74</sup> Essa medida considera, em sua construção, uma desagregação de preços em nível de grupo.<sup>75</sup>

Conforme Tabelas 40, 41 e 42, de forma geral, pode-se chegar à conclusão de que, não ocorreram mudanças significativas nos resultados quando utilizada a referida medida alternativa de VPR.

---

<sup>74</sup> Cabendo salientar que a variável VPR-IPCAT defasada um período será definida por VPRD-IPCAT.

<sup>75</sup> Inflação referente aos Grupos - ALIMENTAÇÃO E BEBIDAS var. - (% a.m.); HABITAÇÃO ARTIGOS DE RESIDÊNCIA var. - (% a.m.); VESTUÁRIO var. - (% a.m.); TRANSPORTE E COMUNICAÇÃO var. - (% a.m.); SAÚDE E CUID. PESSOAIS var. - (% a.m.); e DESPESAS PESSOAIS var. - (% a.m.).

Tabela 40 - Resultados do Teste para Efeitos *Threshold*

Modelo	Estimação do <i>Threshold</i> (%)	F	Nível de significância (Caso Homocedástico)	Nível de significância (Caso Heterocedástico)
Com VI	0.97% a.m. /12.3% a.a.	21,04	0.0000	0.0010
Com VI e VPRD-IPCAT	0.97% a.m. /12.3% a.a.	9.46	0.0480	0.0270

Nota: A busca do “*Threshold*” foi feita nos valores de inflação do intervalo [ $-\pi$ (menor valor amostral)  $\pi$  (maior valor amostral)] dividido em 600 partes iguais, com limite imposto de 15% do número total de observações, referente aos números mínimos de observações em cada regime. Os níveis de significância considerando os resíduos homocedásticos e heterocedásticos foram computados utilizando metodologia de “*bootstrap*” considerando 1000 replicações. Para uma discussão mais detalhada a respeito da computação desses níveis de significância ver Hansen (1999b). 178 observações (período de referência- 1994/09-2009/06)

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 41 - Amostra Completa - Sem *threshold*

Variável Dependente: VPR-IPCAT				
Constante e Variáveis Independentes	Modelo com VI		Modelo com VI e VPRD-IPCAT	
	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_0$ )	0.255934 (0.030878)	(0.0000)	0.148064 (0.036668)	(0.0001)
$\Pi_{0t}$	0.527538 (0.060167)	(0.0000)	0.375564 (0.068704)	(0.0000)
$VI_t$	0.170049 (0.118999)	(0.1548)	0.137252 (0.106283)	(0.1983)
VPRD-IPCAT <sub>t</sub>	-	-	0.329299 (0.069979)	(0.0000)

Nota: 178 observações (período de referência – 1994/09-2009/06). As variáveis são: inflação ( $\Pi_{0t}$ ); Volatilidade da inflação (VI); VPRD-IPCAT refere-se à variável VPR-IPCAT defasada um período. EP1 - refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes dos efeitos da inflação e das variáveis controle, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White (exceto pelos coeficientes da variável VI para ambos os modelos, que se tornam significantes ao nível de 10%).

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 42 - Amostra Completa - Com *threshold*

Variável Dependente: VPR-IPCAT				
Constante, Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Modelo com VI		Modelo com VI e VPRD-IPCAT	
	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	P-Valor (EP1)
Constante ( $\mu_1$ )	0.409437 (0.041927)	(0.0000)	0.272208 (0.054682)	(0.0000)
$I_1[(\Pi_{0t})]$	0.149160 (0.078531)	(0.0592)	0.148652 (0.076038)	(0.0522)
$I_2[(\Pi_{0t})]$	0.514564 (0.055199)	(0.0000)	0.395564 (0.069543)	(0.0000)
$VI_t$	0.078282 (0.119654)	(0.5138)	0.081451 (0.111063)	(0.4643)

Variável Dependente: VPR-IPCAT				
Constante, Variáveis Independentes e <i>Threshold</i>	Modelo com VI		Modelo com VI e VPRD-IPCAT	
	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	<u>P-Valor (EP1)</u>	Estimativas dos Coeficientes (EP1)	<u>P-Valor (EP1)</u>
VPRD-IPCAT <sub>t</sub>	-	-	0.266966 (0.073907)	(0.0004)
<i>Threshold</i>	0.97% a.m. ou 12.3 % a.a.		0.97% a.m. ou 12.3 % a.a.	

Nota: 178 observações (período de referência – 1994/09-2009/06). As variáveis são: inflação ( $\Pi_{0t}$ ); Volatilidade da inflação (VI); VPRD-IPCAT refere-se à variável VPR-IPCAT defasada um período. EP1 - refere-se ao erro padrão obtido por meio da matriz de White; não há mudanças significativas nos erros padrão dos coeficientes dos efeitos da inflação e das variáveis controle, obtidos por meio da matriz de Newey-West em relação aos obtidos pela matriz de White.

Fonte: Elaboração do autor

Em exercício semelhante, Binette e Martel (2005) (que trabalharam a princípio com 119 preços), de forma geral, chegaram às mesmas conclusões que as do presente estudo, ou seja, esses autores verificaram que não ocorreram mudanças significativas em seus resultados, pela alteração o nível de desagregação na construção da variável VPR: “*In general, the use of an alternative measure of relative price dispersion, constructed using 37 components, does not alter our results*” Binette e Martel (2005).

## 5.5 Conclusões

Os resultados encontrados neste estudo indicam, com base nos dados do período analisado, a existência de um efeito *threshold* na relação entre inflação e VPR na economia brasileira, no sentido de que a inflação se relacionaria com a VPR de forma positiva e mais forte acima de certo nível inflacionário em torno de 12,3% a.a..

Em suma, os resultados apontam para a existência, na economia brasileira, de uma relação positiva entre inflação e VPR, para o período posterior à implantação do Plano Real, o que é compatível com os resultados de Fava, Cyrillo e do Carmo (2003) e Gomes (2007). De modo geral, a presente análise do caso brasileiro indica convergência com resultados de outros trabalhos efetivados para grupos de países ou de estados de uma mesma economia nacional, como por exemplo os de Nautz e Scharff (2006) e Bick e Nautz (2008), que encontraram padrão comportamental não-linear similar na relação ora estudada.

## 6. CONCLUSÕES GERAIS E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em resumo, dentre outras coisas, os resultados indicam que, para o caso do Brasil, quanto à relação crescimento entre econômico e inflação, essa seria negativa apenas acima de certo nível inflacionário e que, considerando o período de 1986 a 2006, teriam ocorrido algumas mudanças nessa relação, causadas, muito provavelmente, pela mudança comportamento inflacionário, proporcionado pela implantação do Plano Real em 1994; e com relação à conexão entre VPR e inflação, os efeitos da inflação na VPR seriam positivamente mais fortes acima de certo nível de taxa de inflação.

Muitos dos trabalhos teóricos e, principalmente, empíricos, dos últimos anos, acerca dos efeitos perversos da inflação na economia real ajudaram a criar certo consenso entre economistas e banqueiros centrais no sentido de que taxas elevadas de inflação, além de provocarem outros custos sociais já conhecidos na literatura,<sup>76</sup> são prejudiciais à dinâmica produtiva da economia<sup>77</sup> e, portanto, indesejáveis. Nesse sentido, os condutores de políticas ficaram cada vez menos tolerantes com as taxas de inflação, concebendo o controle inflacionário como o principal objetivo da política monetária (com a implantação do regime de metas inflacionárias em vários países, inclusive no Brasil). Resultados do presente trabalho referentes aos efeitos *threshold* nas relações crescimento-inflação e inflação-VPR, indicam, no entanto, que, pelos critérios de promoção do crescimento econômico e de menores efeitos inflação na VPR,<sup>78</sup> não necessariamente tenha que se buscar a inflação nula como objetivo de política monetária, contudo a manutenção da inflação em níveis inferiores a dois dígitos pode configurar-se como uma boa opção de política econômica, o que vem ocorrendo atualmente com o Banco Central empenhado no cumprimento das metas inflacionárias.

---

<sup>76</sup> Ver Mankiw (1998).

<sup>77</sup> A respeito de trabalhos empíricos acerca da relação entre inflação e crescimento, O'Reilly (1998) salientou que quase nenhum estudo apresentou relação de longo prazo entre inflação e crescimento positiva que fosse estatisticamente significativa.

<sup>78</sup> Acerca dessa sugestão inerente à política monetária vale destacar um entendimento acerca da estabilidade de preços, citado por Bick e Nautz (2008):

“[...]According to, e.g., Blinder et al. (1998, 98), “one prominent definition of price stability is inflation so low that it ceases to be a factor in influencing people’s decisions” Therefore, given the crucial importance of relative prices for economic decisions, an acceptable band of inflation rates should ensure the smallest impact of inflation on the variability of relative prices.”

Por fim, cabe destacar algumas sugestões de estudos a serem realizados para o caso brasileiro: com respeito à relação entre crescimento econômico e inflação, a análise de potenciais canais dessa relação (inclusive o que envolva a VPR) e análises acerca da possível endogeneidade da inflação nesse tipo de modelo;<sup>79</sup> e com relação à conexão entre VPR e inflação, estudos que considerem outras potenciais formas de relação entre essas variáveis, e que, principalmente, levem em conta outros aspectos da inflação.

---

<sup>79</sup> Um problema que merece atenção com respeito à interpretação dos efeitos da inflação no crescimento conforme verificado no decorrer deste trabalho é que a regressão não necessariamente reflete uma relação de causalidade da inflação para crescimento econômico. A idéia é de que a inflação seria uma variável endógena, que poderia responder ao crescimento ou a outras variáveis relacionadas a esse.

Contudo para nossa estrutura de análise Khan e Senhadji (2001), que utilizam modelo para dados em Painel semelhante ao que ora trabalhamos, considerando efeitos *threshold*, lembram que o problema tem que ser analisado, contudo destacam seguinte: “*The estimation method used here has not been extended to standard econometric methods of handling simultaneity*”

No entanto, resultados do estudo de Barro (1997), que considera dados em painel (referentes a um grande conjunto de países), sem considerar no seu modelo os efeitos não-lineares ora estudados, levam esse autor às seguintes conclusões, com respeito a essa possível endogeneidade da inflação:

“*A major result is that the estimated effect of inflation on growth is significantly negative when some plausible instruments are used in statistical procedures. Thus, there is some reason to believe that the relations reflect causation from higher long-term inflation to reduced growth.*”

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABEL, A. B. Optimal Investment Under Uncertainty. **American Economic Review**, v.73, p.228-233, 1983.

ALESINA, A; e RODRIK, D. Distributive Politics and Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**. v. 109, n. 2, p.465-490, may 1994.

ANDRÉS, J.; e HERNANDO, I. Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence for OECD". **NBER Working Paper**, n° 6062. 1997.

ARAÚJO, E.; e CUNHA, A, Brazilian Inflation and GDP from 1850 to 2000: An Empirical Investigation. **Estudos Econômicos**, v. 33, n. 3, p. 399-433, 2003.

AZARIADIS, C. e SMITH, B. **Private Information, Money and Growth**, unpublished manuscript, UCLA and Cornell University. 1993.

AZARIADIS, C. e SMITH, B. D. Private Information, Money and Growth: Indeterminacy, Flutuactions, and Mundell-Tobin Effect. **Journal of Economic Growth**, v.1, p.309-332, 1996.

BALL, L.; MANKIW, N.G. Assimetric price adjustment and economic flutuations. **The Economic Journal**, v. 104, p. 247-261, 1994.

BARRO, R. Rational Expectations and the Role of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**, v.2, p.1-32, 1976.

\_\_\_\_\_. A Cross-Country Study of Growth, Saving and Government. NBER Working Paper Séries, **Working Paper No.2855**, 1989.

\_\_\_\_\_. Inflation and Economic Growth". **NBER Working Paper**, n° 5326, 1995.

\_\_\_\_\_. **Determinants of Economic Growth**:A cross-country Empirical Study. Cambridge, Massachusetts: MIT press, 1997.

BAUMOL, W. Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive, **Journal of Political Economy**, v.98, p.893-921, 1990.

BAXTER, M. e KING, R. Measuring business cycles approximate band-pass filters for economic time series, **National Bureau of Economic Research Working Paper No. 5022**, 1995.

BERNANKE, B. Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment. **Quarterly . Journal of Economics**, v. 98, p. 85-106, 1983.

BERTOLA, G. e CABALLERO, R.J. Irreversibility and Aggregate Investment. **Review of Economic Studies**, v. 61, p. 223-246, 1994.

BHATIA, R. J. Inflation, Deflation, and Economic Development. **IMF Staff Papers**. v. 8, n. 1, p. 101–114, 1960.

BINETTE, A.; e MARTEL, S. Inflation and Relative Price Dispersion in Canada: An Empirical Assessment. Bank of Canada, **Working Paper, 2005/28**, 2005.

BICK, A. e NAUTZ, D. Inflation Thresholds and Relative Price Variability: Evidence from U.S. Cities, **International Journal of Central Banking**, v. 4, n. 3, p. 61-76, set. 2008.

BLEJER, M. e LEIDERMAN, L. Inflation And Relative Price Variability in the Open Economy,” **European Economic Review**, v. 18, n. 2, p. 387-402, abr. 1982.

BLINDER, A. S; CANETTI, E. R. D.; LEBOW,D. E; e RUDD J. B. **Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness**. New York: Russell Sage Foundation, 1998.

BRUNO, M.; e EASTERLY, W. Inflation Crises and Long-Run Growth. **NBER Working Paper, n° 5209**, 1995.

\_\_\_\_\_.;\_\_\_\_\_. Inflation and Growth: In Search of a Stable Relationship. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, may/june, 1996.

\_\_\_\_\_.;\_\_\_\_\_. Inflation crisis and long-run growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 41, p. 3-26, 1998.

CAGLAYAN, M.; e FILIZTEKIN, A. Nonlinear impact of inflation on relative price variability. **Economics Letters**, v. 79, p. 213-218, 2003.

CARABALLO, M.A.; e USABIAGA, C. **Análisis de la Estructura de la Inflación de las Regiones Españolas**: La Metodología de Ball y Mankiw, *Investigaciones Regionales*, 5, p. 63-86, 2004.

\_\_\_\_\_.;\_\_\_\_\_. . ; e USABIAGA C. **Relative Prices and Inflation**: New Evidence from Different Inflationary Contexts. *Applied Economics* 38 (16): 1931–44.

\_\_\_\_\_.;\_\_\_\_\_. . e CARAMUTA, D. A non-linear “Inflation Relative Prices Variability” Relationship: Evidence from Latin América. ”*Documento de Trabajo. E2006/09*, **Centro de Estudios Andaluces**, 2006.

CHRISTOFFERSEN, P. F. e DOYLE, P. **From Inflation to Growth**: Eight Years of Transition, IMF Working Paper 98/99 (Washington: International Monetary Fund), 1998.

COOLEY, T.F. e HANSEN G.D. The Inflation Tax in Real Business Cycle Model. **American Economic Review**, v. 79, p. 733-748, set. 1989.

CUARESMA, J. C. e SILGONER, M. A. Growth Effects of Inflation in Europe: How low is too low, how high is too high?, **Working Paper University of Vienna**, 2004.

CUKIERMAN, A. **Relative Price Variability and Inflation**: A Survey and Further Results. In *Variability in Employment, Prices and Money*, edited by K. Brunner and A. Meltzer, 103-57. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1983.

DABÚS, C. Inflationary Regimes and Relative Price Variability: Evidence from Argentina. **Journal of Development Economics**, v. 62, n. 2, p. 535-547, 2000.

DABÚS, C.; e VIEGO, V. **Inflación, Precios Relativos e Crecimiento**: Evidencia de América Latina. *Estudios de Economía Aplicada*, abril, v. 21, No. 001, Asociación de Economía Aplicada, (ASEPELT), Madri Espanha, pp. 91-107. 2003.

DE GREGORIO, J. Inflation, taxation, and long-run growth”, **Journal of Monetary Economics**, v. 31, p. 271-298, 1993.

\_\_\_\_\_. Inflation, Growth, and Central Bank. Policy Research **Working Paper n°1575**, The World Bank. 1996.

DE GREGORIO, J. e STURZENEGGER, F. Credit Markets and the Welfare Costs of Inflation, **NBER Working Paper No. 4873**, 1994.

DEBELLE, G.; e LAMOUNT O. Relative Price Variability and Inflation: Evidence from US Cities. **Journal of Political Economy**, v. 105, n. 1, p. 132-152, 1997.

DIXIT, A. e PINDYCK, R. (1993), **Investment under Uncertainty**, Princeton: Princeton University Press, 1993.

DOMBERGER, S. Relative Price Variability and Inflation: A Disaggregated Analysis. **The Journal of Political Economy**, v. 95, n. 3, p. 547-566, jun. 1987.

DORRANCE, G. S. The Effect of Inflation on Economic Development, **IMF Staff Papers** v. 10, n. 1, p. 1-47, 1963.

DORRANCE, G. S. Inflation and Growth: The Statistical Evidence, **IMF Staff Papers**. v. 13, n. 1, p. 82-102, 1966.

DRUKKER, D., GOMIS-PORQUERAS, P. e HERNANDEZ-VERME, P. **Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth: A New Panel-Data Approach**, *Staff Papers, International Monetary Fund*, 2005.

EASTERLY, W. When Is Stabilization Expansionary? **Economic Policy**, v. 17, p. 67-107, abr. 1996.

EASTERLY, W. **O espetáculo do crescimento**. São Paulo: Ediouro, 2004.

FARIA, J.R., CARNEIRO F.G. Does high inflation affect growth in the long and short run?. **Journal of applied Economics**, v. 4, n. 1, p. 89-105, maio 2001.

FAVA, V. L.; e CYRILLO, D. C. Inflação e Dispersão de Preços Relativos: Qual a Direção da Causalidade. **Economia Aplicada**, v. 3, n. 3, p. 437-458, 1999.

\_\_\_\_\_.; \_\_\_\_\_.; e ESAVEL DO CARMO, H. C. Relação entre Inflação, Variabilidade e Assimetria dos Preços Relativos em Diferentes Ambientes Inflacionários. *Est. Econ.*, São Paulo, v. 33, n. 1, p. 43-69, jan./mar. 2003.

FISCHER, S. Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation. **Brookings Papers on Economic Activity** 2, p. 381-430, 1981.

\_\_\_\_\_. Inflation and Growth. **NBER Working Paper**, n° 1235, 1983.

\_\_\_\_\_. The Role of Macroeconomic Factors in Growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 485-512, 1993.

GALI, J. New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle, *in* M. Dewatripont, L. Hansen and S. Turnovsky (eds), **Advances in Economic Theory**, v. 3, p. 151-197, Cambridge University Press, pp. 151-197, 2003.

GHOSH, A.; e PHILLIPS, S. Warning: Inflation May Be Harmful to Your Growth. **IMF Staff Papers**, v. 45, n. 4, p. 672-710, 1998.

GHOSH, A. Inflation and Growth. **IMF Research Bulletin**, v. 1, p. 1-3, 2000.

GOLOB, J.E. **Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Variability**: A Survey. Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper No. 93-15, 1993.

GOMES, C. **Política Monetária e Variabilidade dos Preços Relativos**: Uma Análise do Caso Brasileiro. 2007. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A067.pdf>. Acesso em: 13/ago.

GOMME, P. Money and Growth Revisited: Measuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model, **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 51-77, 1993.

GRAHAN, F.D. **Exchange, Prices, and Production in Hyperinflation**: Germany, 1920-1923. New York: Princeton University Press, 1930.

GREEN, E. J. A Review of Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy by Michael Woodford, **Journal of Economic Literature**, v. 43, p. 121-134, 2005.

GREENWOOD, J. e HUFFMAN, G.W. A dynamic Equilibrium Model of Inflation and Unemployment, **Journal of Monetary Economics**, v. 19, p. 23-28, mar. 1997.

HADJIMICHAEL, M. e GHURA, D. (1995). Sub-Saharan Africa: Growth, Savings, and Investments 1986 - 93. IMF Occasional Paper No.118, **Washington: International Monetary Fund**, 1995.

HANSEN, B.E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*. V. 64, p. 413-430, 1996.

\_\_\_\_\_. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference, **Journal of Econometrics**, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999a.

\_\_\_\_\_. *Testing for Linearity*, **Journal of Economic Surveys**, v. 13, p. 551-576, 1999b.

HARRIS, M.; GILLMAN, M.; e LÁSZLÓ, M. The Negative Inflation-Growth Effect: Theory and Evidence, **Melbourne Institute Working Paper No. 12/01**, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, The University of Melbourne, 2001.

HARTMAN, R. The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment, **Journal of Economic Theory**, v. 5, n. 2, p. 258-266, 1972.

HASLAG, J. H. **Monetary Policy, Banking, and Growth**, (unpublished manuscript Federal Reserve Bank of Dallas). 1995.

\_\_\_\_\_. Output, Growth, Welfare, and Inflation: A Survey. **Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review**, second quarter. 1997.

HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics, **Econometrica** **46**, v. 46, p. 1251-1271, 1978.

HERCOWITZ, Z. Money and the Dispersion of Relative Prices. *Journal of Political Economy*. V. 89, p. 328-356, 1981.

HOBIIJN, B. ; FRANSES, P. H. ; e OOMS, M. *Generalizations of the KPSS-test for Stationarity*. Econometric Institute Report, no. 9802/A. January (Disponível em: <<http://www.newyorkfed.org/research/economists/hobijn/kpsstest.pdf>>. acesso em 09.09.08 e publicado em **Statistica Neerlandica** v. 58, n. 4, p. 483-502, 1998.

HODGE, D. Inflation and growth in South Africa. **Cambridge Journal of Economics**., March; v. 30, p. 163-180, mar. 2006.

HUYBENS, E. e SMITH, B. D. Financial Market Frictions, Monetary Policy, and Capital Accumulation in a Small Open Economy, **Journal of Economic Theory**, v. 81, p. 353-400, 1998.

JONES, L.E.; e MANUELLI, R.E. **Growth and the effects of inflation**. NBER Working Paper n°4523, 1993.

KREMER, S.; NAUTZ, D.; e BICK, A. **Inflation and Growth: New Evidence From a Panel Threshold Analysis**, October 2008.(Disponível em: < <http://www.wiwi.uni-frankfurt.de/profs/nautz/nautz.htm>> acesso em 26.1.2009)

KHAN, M.S.; SENHADJI, A.S. Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth". **IMF Staff Papers**, v. 48, n. 1, p. 1-21, 2001.

KHAN, M.S; SENHADJI, A.S. e SMITH, B.D. Inflation and Financial Deph . **IMF Working Paper** WP/01/44, april, 2001.

KING, R. e LEVINE, R. Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence, **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 5130542, 1993.

KORMENDI, R. C. e MEGUIRE, P.G. Macroeconomics Determinants of Growth: cross-country evidence." **Journal of Monetary Economics**, v. 16, p. 141-164, 1985.

LACH. S. e TSIDDON, D. The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Price Data," **Journal of Political Economy**, v. 100, p. 349-389, 1992.

LANDAU, E.; e PEIXOTO, S.S. Inflação Indexação e Preços Relativos:Novas Evidências Para o Brasil. **Pesq. e Plan. Econ.** Rio de Janeiro, v. 22, n. 1, p. 125-168, abr. 1992.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; e CHU, C. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, **Journal of Econometrics**, n. 108, p. 1-24, 2002.

LEVINE, R. e RENELT, D. A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, **American Economic Review**, v. 82, p. 942-963, maio 1992.

LUCAS, R. Expectations and the Neutrality of Money. **Journal of Economic Theory**, v. 4, n. 103-124, 1972.

\_\_\_\_\_. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. **American Economic Review**. V. 63, n. 3, p. 326-334, 1973.

\_\_\_\_\_. On the Mechanics of Development Planning. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, jul. 1988.

MANKIW, N.G. **Macroeconomia**. São Paulo. LTC- Livros Técnicos e Científicos Editora S/A, 1998.

MARQUIS, M. H. e REFFERT, K. L. The inflation Tax in a convex Model of Equilibrium Growth , **Economica**, v. 62, p. 109-122, fev. 1995.

McDONALD, R. e SIEGEL, D. The value of Waiting to Invest, **Quarterly Journal of Economics**, v. 101, p. 707-727, 1986.

MILLS, F.C. The Behaviour of Prices. **New York: National Bureau of Economic Research**, 1927.

MOURA DA SILVA, A. e KADOTA, D. K. Inflação e preços relativos: medidas de dispersão. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 12, n. 1, p. 1-22, abr. 1982.

NATH, H. K. Inflation and relative prices variability:short-run vs. long-run. **Economic Letters**, v. 82, p. 363-369, 2004.

NAUTZ, D e SCHARFF, J. Inflation and relative price variability in the euro area: evidence from a panel threshold model. Deutsche Bundesbank - Discussion Paper, Series 1: **Economic Studies** No 14/2006, 2006.

O'REILLY, B. The Benefits of low Inflation: Taking Stock. **Bank of Canada Technical Report n° 83**, 1998.

ORPHANIDES, A.; SOLOW, R.M. Money, Inflation and Growth. in: **Handbook of Monetary Economics**, Vol. I, editado por Friedman, B.M. e Hahn, F.H, 1990.

PALERM, A. Market Structure and Price Flexibility, **Journal of Development Economics**, v. 36, n. 1, p. 37-54, 1991.

PARKS, R. W. (1978) "Inflation and Relative Price Variability," **Journal of Political Economy**, v. 86, p. 79-95, 1978.

RAMSEY, F.P. A Mathematical theory of saving. **Economic Journal**, v. 38, p.543-559, 1928.

REINSDORF, M. New Evidence on the Relation between Inflation and Price Dispersion. **American Economic Review**, v. 84, p. 720-731, 1994.

RESENDE, M.; e GRANDI, R. Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos no Brasil: A Questão da Causalidade. **Revista Brasileira de Economia**, v. 46, p. 595-604, 1992.

SALA-I-MARTIN, X. I Just Ran Two Million Regressions. **American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 178-183, 1997.

SAREL, M. Nonlinear effects of Inflation on Economic Growth. **IMF Staff Papers**, v. 43, n. 1, p. 199-215, 1996.

SBORDONE, A. e KUTTNER, K. Does inflation reduce productivity ?, **Economic Perspectives**, v.18, p. 2-14, nov./dez. 1994.

SHESHINSKI, E.; e WEISS, Y. Inflation And Costs of Price Adjustment. **Review of Economic Studies**, v. 44, n. 2, p. 287-303, 1977.

SILVER, M. e C. IOANNIDIS. Intercountry Differences in the Relationship between Relative Price Variability and Average Prices. **Journal of Political Economy**. v. 109, p. 355-374, 2001.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**. [online], v. 10, n. 1, pp. 137-155, 2006.

SIDRAUSKI, M. Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy". **American Economic Review**, Papers and Proceedings, 57, p. 534-544, 1967.

SOLOW, R.M. A contribution to theory of growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, p. 65-94, 1956.

SOLIMANO, A. The End of the Hard Choices? Revisiting the Relationship Between Income Distribution and Growth. In Solimano (ed.), **Social Inequality: Values, Growth and the State**. Michigan, The University of Michigan Press, 1998.

STOCKMAN, A.C. Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy, **Journal of Monetary Economics**, v. 8, p. 387-393, nov. 1981.

TSIONAS, E. G. e CHRISTOPOULOS, D. K. Maastricht convergence and real convergence: European evidence from threshold and smooth transition regression models, **Journal of Policy Modeling**. v. 25, p. 43-52, 2003.

TOBIN, J. Money and economic growth. **Econometrica**, v. 33, n. 4, p. 671-684, 1965.

TOMMASI, M. **Inflation and Relative Prices**: Evidence from Argentina. in Sheshinski E. and Weiss, Y. (1993) (Eds.): *Optimal Pricing, Inflation and Cost of Price Adjustment*, MIT Press, Cambridge (Mass.), pp. 487-513. 1993.

TOURINHO, O.A.F. **O Crescimento Econômico Ótimo em Economias com Inflação**. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. Texto para Discussão.

VALDOVINOS, C. G. F. Inflation and Economic Growth in Long run. **Economic Letters**, v. 80, p. 167-173, 2003.

VINING, D. e ELWERTOWSKI. The Relationship Between Relative Price and General Price Level.” **American Economic Review**, v. 66, p. 699-708, 1976.

WAI, U. T. The Relation Between Inflation and Economic Development: A Statistical Inductive Study. **IMF Staff Papers**. v. 7, n. 2, p. 302–317, 1959.

WALLICH, H. C. Money and Growth. **Journal of Money, Credit and Banking**. p. 281–302, maio 1969.

WOODFORD, M. **Interest and Prices**: Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton: University Press, Princeton, 2003.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, MA:MIT Press, 2002.

## APÊNDICE

Tabela 4 - Testes de Raiz Unitária - KPSS

Séries (MM5)	QS	
	Estacionaridade em Nível	Estacionaridade em Tendência
<b>G</b>	0.33334245***	0.086040199***
<b>y0</b>	0.44971168**	0.13292804**
<b>N</b>	0.44818437**	0.11531786 ***
<b>I</b>	0.20264843***	0.13253368**
<b>V</b>	0.18705260 ***	0.13740155**
<b>D</b>	0.35578254**	0.13338078**
<b>Ln(INFLIII)</b>	0.33970396***	0.086356827***
<b>Séries (anuais)</b>		
<b>G</b>	0.34690477***	0.094106845***
<b>y0</b>	0.46780982*	0.13508249**
<b>N</b>	0.44929277**	0.73548891*
<b>I</b>	0.20686668***	0.13552389**
<b>V</b>	0.18047733***	0.12243215**
<b>ln(INFLIII)</b>	0.18501542***	0.13415716**
<b>Gov</b>	0.34276760***	0.12259452**

Nota: OBS1: Nível de Significância \*1%,\*\*5% ,\*\*\*10% / OBS2: QS - Quadratic Spectral Kernel / OBS3: Bandwidth - Seleção Automática - Newey-West Bandwidt

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 14 - Série Temporal - Dados Anuais (1948-2006)

Variável	G	N	I	V	y0	ln(inflIII)	gov
Média	0.027977	0.0233158	0.1815492	0.0098497	8.893904	-0.9532251	0.1345431
Desvio Padrão	0.0367244	0.0058892	0.0334621	0.1266578	0.5074906	1.699049	0.0399403
Observações	59	59	59	59	59	59	59

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 15 - Série Temporal - Dados MM5 (1948-2006)

Variável	G	N	I	V	D	y0	ln(inflIII)
Média	0.0272627	0.0235198	0.1841185	0.0056144	0.0904338	8.908589	-0.5857746
Desvio Padrão	0.0259207	0.0057698	0.0292347	0.0455078	0.0514247	0.4780762	1.632344
Observações	55	55	55	55	55	55	55

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 16 - Testes de Raiz Unitária (LLC)

Método	Levin, Lin & Chu t*			
	1995 2006		1986 2006	
	estatística	Prob.	estatística	Prob.
N <sup>1</sup>	-8.46195	0.0000	-2.19938	0.0139
H <sup>1</sup>	-7.28605	0.0000	-3.45889	0.0003
GINI <sup>1</sup>	-5.88051	0.0000	-5.18972	0.0000
y <sup>0 1</sup>	-5.69423	0.0000	-3.03916	0.0012
y <sub>1</sub> <sup>0 1</sup>	-5.80201	0.0000	-4.32322	0.0000
G <sup>2</sup>	-11.4182	0.0000	-17.5631	0.0000
G1 <sup>2</sup>	-9.93350	0.0000	-15.7130	0.0000
Ln( $\pi$ )(ipca) <sup>2</sup>	-7.46554	0.0000	-3.14681	0.0008
Ln( $\pi$ )(inpc) <sup>2</sup>	-7.47782	0.0000	-3.16678	0.0008

Nota: \* Hipótese nula: Raiz Unitária (assume processo comum de Raiz Unitária) / 1 - Variáveis Exógenas: Individual effects, individual linear trends / 2 - Variáveis Exógenas: Nenhuma / Seleção Automática de lags máximos / Seleção Automática de lags baseada em SIC – Critério de Schwarz / Seleção de Newey-West bandwidth usando Bartlett kernel

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 33 - Estatísticas Descritivas - Dados em Painel – Período:1986-2006 (11 unidades regionais\*)

	G	Y <sup>0</sup>	N	gov	Ln( $\pi$ )(inpc)	Ln( $\pi$ )(ipca)	GINI	H	G1	Y <sub>1</sub> <sup>0</sup>
Média	1575275	8650507	1639877	1649747	4057178	407973	0575573	5372179	3247423	17.71735
Desvio Padrão	8443436	0508658	1353683	1102234	2441207	2418746	0032089	1363843	8827371	0934895
Observações	231	231	231	231	231	231	231	231	231	231

Nota: \*Bahia-BA, Ceará-CE, Distrito Federal-DF, Goiás-GO, Minas Gerais-MG, Pará-PA, Pernambuco-PE, Paraná-PR, Rio de Janeiro-RJ, Rio Grande do Sul-RS e São Paulo-SP.

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 43 - Testes de Raiz Unitária - Análise IPCA

Séries Mensais 1994/10-2009/06	ADF	
	Estatística t	P-valor
VPR	-6.680573	0.0000
VPRD	-6.689443	0.0000
$\pi$	-5.517579	0.0000
VI	-11.97418	0.0000

Nota: Critério de Schwarz para determinação dos lags / Testes considerando o intercepto.

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 44 - Testes de Raiz Unitária - Análise IPCAT

Séries Mensais 1994/10-2009/06	ADF	
	Estatística t	P-valor
VPR-IPCAT	-3.703544	0.0048
VPRD-IPCAT	-3.726302	0.0045
$\pi$	-4.987289	0.0000
VI	-11.70739	0.0000

Nota: Critério de Schwarz para determinação dos lags / Testes considerando o intercepto.

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 45 - Série Temporal - Dados Mensais (1994/09-2009/06) - Análise IPCA

	VPR	VPRD	$\pi$	VI
Média	0.809444	0.820923	0.648870	0.291130
Desvio Padrão	0.525352	0.538386	0.588391	0.284954
Observações	177	177	177	177

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 46 - Série Temporal - Dados Mensais (1994/09-2009/06) - Análise IPCAT

	VPR -IPCAT	VPRD-IPCAT	$\pi$	VI
Média	0.650393	0.658335	0.653820	0.291348
Desvio Padrão	0.449177	0.455037	0.590432	0.284163
Observações	178	178	178	178

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 47 - Média dos desvios relativos da inflação referente ao IPCA. (séries no formato MM5 de 1981-2002)

	INCC	IGPDI	IPC- FIPE	INFLIII	IPADI	IPAOG	IPC- FGV
Média dos desvios em relação ao IPCA	0.1225	0.2114	0.0902	<b>0.0622</b>	0.3094	0.3144	0.0862

Fonte: Elaboração do autor