



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN  
MESTRADO EM ECONOMIA

LÍVIA RABELO

**O IMPACTO DE POLÍTICAS MONETÁRIAS NA RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E  
VARIABILIDADE DE PREÇOS RELATIVOS: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O  
BRASIL DE 1995 A 2012**

FORTALEZA  
2013

LÍVIA RABELO

**O IMPACTO DE POLÍTICAS MONETÁRIAS NA RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E  
VARIABILIDADE DE PREÇOS RELATIVOS: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O  
BRASIL DE 1995 A 2012**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN) como requisito parcial para obtenção do título de mestre em economia.

Orientador: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares.

FORTALEZA  
2013

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

- 
- R114i Rabelo, Lívia  
O impacto de políticas monetárias na relação entre inflação e variabilidade de preços relativos: evidência empírica para o Brasil de 1995 a 2012 / Lívia Rabelo. – 2013.  
53f. il. color., enc. ; 30 cm.
- Dissertação (mestrado) – Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013.  
Orientação: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares
1. Inflação. 2. Variabilidade de Preço Relativo. 3. Metas para Inflação. I. Título.

---

CDD 332.41

LÍVIA RABELO

**O IMPACTO DE POLÍTICAS MONETÁRIAS NA RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E  
VARIABILIDADE DE PREÇOS RELATIVOS: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O  
BRASIL DE 1995 A 2012**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Acadêmico – da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Data de aprovação 25/08/2013

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares  
Prof. Orientador

---

Prof. Dr. Ricardo Antônio de Castro Pereira  
Membro da Banca Examinadora

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Membro da Banca Examinadora

À minha amada mãe, Mirtes.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço ao Universo pela vida.

Agradeço à minha mãe Mirtes e irmão Galvão, pelo amor, cuidado, compreensão e apoio às minhas escolhas. A meu primo Estevão pelas conversas e brincadeiras que tanto me fazem bem e à Daniela Nalon, pela felicidade que irradia e incentivo a minhas habilidades artesanais. À minha amiga, irmã e prima Soraya por me fazer sentir incondicionalmente amada.

Aos meus amados Uyara e Fernando pelo abrigo físico e emocional, por partilhar comigo suas vivências e me mostrar uma forma mais gostosa de ver a vida. Sem vocês essa conquista não seria possível, minha eterna gratidão.

Aos meus queridos companheiros de jornada que, seja por meio de conselhos ou simples palavras de apoio, muito me ajudaram nas horas mais difíceis em especial Luís Carlos, Arley Rodrigues, Tony Araújo, José Iranildo e Wellington Gomes. Aos amados que me proporcionaram momentos de alívio, Natália França, Ramon Dal Castel, Rhemanuéric Queirós, Maurício Cabrera e Cristiano Santos. Aos cocriadores que iluminam minha caminhada, Camille Lotti, Tatiana Barion, Dryelli Jales, Tereza Catunda, Claudinei Dias, Fabrício Machado e André Carneiro.

Ao meu orientador Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares, por todo conhecimento e experiência adquirida neste trabalho, pela paciência e dedicação. Aos professores Ricardo Pereira e Roberto Tatiwa pelas contribuições dadas a este trabalho.

A CAPES, pela oportunidade e apoio financeiro.

Aos professores do CAEN por todo conhecimento agregado. Aos funcionários do CAEN pelos sorrisos e pela boa vontade constante.

A todos, minha eterna gratidão.

## RESUMO

A avaliação dos efeitos da inflação na Variabilidade de Preços Relativos (VPR) é uma fonte de subsídios aos formuladores de política econômica no que se refere à tomada de ações preventivas contra possíveis pressões inflacionárias, minimizando os custos em termos de variação do produto e do emprego. Dessa forma, este trabalho visa verificar empiricamente o impacto da adoção de metas para inflação (MI) na relação entre inflação e VPR na economia brasileira, durante o período de 1995 a 2012. Seguindo evidências da literatura, foram estimados modelos onde tal relação assume a forma linear com quebras estruturais e a forma quadrática a fim de testar qual deles melhor se ajusta aos dados brasileiros. Baseado em Bai e Perron (1998, 2003), os modelos de regressão foram estimados tratando as datas de quebras como variáveis desconhecidas, obtidas endogenamente, em julho de 1998 e novembro de 2002. Para o período analisado os resultados não corroboram as evidências do formato de U da relação entre inflação e VPR, sendo que o efeito marginal da inflação sobre a VPR é positivo, embora sua magnitude seja reduzida após a adoção das metas e ainda mais após o ganho de credibilidade referente ao cumprimento das mesmas. Adicionalmente observou-se que a relação entre a inflação esperada e a VPR se enfraqueceu após a adoção das metas, enquanto a inflação não esperada somente se tornou significativa a partir da adoção desta política.

**Palavras-chave:** Inflação, Variabilidade de Preços Relativos, Metas para Inflação, Quebra Estrutural.

## **ABSTRACT**

The assessment of the inflation effects on the Relative Price Variability (RPV) is a source of subsidies for economic policymakers when it comes to taking preventive measures against possible inflationary pressures, thus minimizing the costs in terms of product variation and employment. Once exposed that, this work aims to empirically investigate the effects of inflation targeting (IT) adoption on the relationship between inflation and RPV in the Brazilian economy from 1995 to 2012. Based on the literature, two models were estimated in order to test which one best fits in the Brazilian data. In the first one, the relationship takes the linear shape, while in the other it is U-shaped. Following Bai and Perron (1998, 2003), the regression models were estimated treating the dates of breaks as unknown variable, which were endogenously obtained in July of 1998 and November of 2002. In the period analyzed, the results do not corroborate the evidence of the U-shaped relation between inflation and RPV, once the marginal effect of inflation on the RPV is positive, although its magnitude is reduced after the adopting of IT and even more after the adoption of measures that gave credibility to comply with them. Additionally it was observed that the expected inflation had its effect reduced on RPV after the IT adoption, while the unexpected inflation only becomes significant after the adoption of this policy.

**Keywords:** Inflation, Relative Price Variability, Inflation Target, Structural Change.



## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Desvio da Inflação Efetiva em Relação às Metas Estabelecidas (1999 – 2012)	15
Gráfico 2	Dispersão entre Inflação e VPR (1995 – 2012)	28

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Regressão do modelo linear com quebra estrutural em Julho de 1998 e Novembro de 2002	33
Tabela 2	Regressão do modelo quadrático com quebra estrutural em Maio de 1998 e Novembro de 2002	34
Tabela 3	Regressão do modelo linear - inflação esperada e não esperada - com quebras em Junho de 1998 e Novembro de 2002	36
Tabela B1	Mudanças das Estruturas de Ponderação do IPCA	49
Tabela B2	Teste Dickey – Fuller Aumentado (ADF) de Estacionariedade	49
Tabela B3	Estatísticas Descritivas da série de Inflação para o período completo e os referentes às quebras estruturais	49
Tabela B4	Estatísticas Descritivas da série de VPR para o período completo e os referentes às quebras estruturais	50
Tabela B5	Regressão do modelo linear com quebra estrutural em Dezembro de 1997 e Julho de 2003 com variável dependente defasada.	50
Tabela B6	Regressão do modelo quadrático com quebra estrutural em Junho de 1998 e Novembro de 2002, com variável dependente defasada.	51
Tabela B7	Regressão do modelo quadrático com quebra estrutural em Dezembro de 1997 e Julho de 2003 e Novembro de 2002, para os componentes esperado e não esperado da inflação.	52
Tabela B8	Regressão do modelo linear com quebra estrutural em Julho de 1997 e Junho de 2003 para os componentes esperados e não esperados da inflação com variável dependente defasada.	53

## SUMÁRIO

<b>1.</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	11
<b>2.</b>	<b>CONTEXTUALIZAÇÃO ECONÔMICA</b>	14
<b>3.</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b>	18
<b>3.1</b>	<b>Referencial Teórico</b>	18
<b>3.2</b>	<b>Referencial Empírico</b>	22
<b>4.</b>	<b>METODOLOGIA</b>	27
<b>4.1</b>	<b>Base de dados e Variáveis</b>	27
<b>4.2</b>	<b>Abordagem Econométrica</b>	29
4.2.1	O Teste de Bai e Perron	29
4.2.2	A Especificação dos Modelos	30
<b>5.</b>	<b>RESULTADOS</b>	32
<b>6.</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	38
	<b>REFERÊNCIAS</b>	40
	<b>ANEXOS</b>	45

## 1. INTRODUÇÃO

A relação entre inflação e Variabilidade de Preços Relativos (VPR) tem se tornado um tema central na literatura macroeconômica moderna, tal interesse é importante uma vez que, como ressaltado por Friedman (1977), a VPR é um canal direto pelo qual a inflação pode induzir a má alocação de recursos, reduzindo, assim, o bem estar econômico. A função primordial do sistema de preços é transmitir eficientemente a informação necessária aos agentes econômicos. Visto que a informação relevante está contida nos preços relativos, mas na prática a informação é transmitida na forma de preços absolutos, a inflação poderia dificultar o uso ótimo desta informação.

De acordo com Luque e Vasconcellos (2004), a inflação pode ser conceituada como um aumento contínuo e generalizado no nível de preços, ou seja, os movimentos inflacionários representam elevações nos preços de todos os bens produzidos pela economia e não meramente o aumento de um determinado preço. Por definição, a inflação é um processo puramente monetário, já a VPR pode ser vista como uma mensuração em unidades físicas uma vez que, quando preços de dois bens são comparados, a unidade monetária é cancelada. Seguindo a definição de DeBelle e Lamont (1997), a VPR pode ser vista como a variação dos preços de várias categorias de bens e serviços em torno de uma taxa de inflação média dos preços ao consumidor, ou seja, é uma medida de variabilidade de preços relativos entre mercados.

Diferentes modelos teóricos sustentam essa relação, entre eles, os que predizem uma relação positiva entre inflação e VPR estão os modelos de custo de *menu*, que enfatizam o papel da inflação esperada sobre a VPR intramercado, e os modelos de informação imperfeita, que afirmam que apenas a inflação não esperada afeta a VPR intermercado. Já os modelos de custo de pesquisa predizem uma relação negativa entre o componente não antecipado da inflação e a VPR intramercado. Enquanto o modelo de rigidez de preços do tipo Calvo traz à tona a possibilidade da variação da relação no tempo, explicando a mudança para o formato de U da relação em ambientes com baixa inflação.

Entre os modelos citados acima, os mais consagrados na literatura são os que predizem uma relação positiva entre inflação e VPR. Tal relação foi comprovada por vários trabalhos empíricos abordando diferentes países em épocas distintas, não obstante, não há um consenso acerca da forma funcional subjacente a esta relação. De fato, a ampla evidência de quebra estrutural na série de inflação em diversos países torna razoável a suspeita de que esta relação varie de acordo com o ambiente inflacionário. Choi (2010) argumenta que esta relação

não é estável ao longo do tempo, tendo um padrão de variação que coincide com mudanças na dinâmica da inflação ou no regime de política monetária. Recentemente, Choi, Kim e O'Sullivan (2011) analisaram o impacto da adoção de metas para a inflação (MI) sobre esta relação, evidenciando que em países com alta inflação, a relação passou de positiva para o formato de U, após a adoção das metas. Mostram ainda que tal relação não é apenas afetada pela adoção das metas, como também pela confiança dos agentes frente ao cumprimento das políticas monetárias, sejam elas implícitas ou explícitas. Gomes (2007) foi o primeiro a verificar o efeito da adoção das MI sobre a relação para o Brasil, entretanto, ao fazê-lo impõe a data da quebra estrutural de forma exógena em um modelo que permite somente uma relação linear nas variáveis, não verificando um possível formato de U.

Nesse contexto, dada a importância da adoção de metas para a redução da inflação, este trabalho busca verificar como políticas monetárias podem alterar o comportamento da relação entre inflação e VPR. Para tanto, serão estimados dois modelos, linear e quadrático, ambos permitindo quebras estruturais obtidas endogenamente, como sugerido por Bai e Perron (1998, 2003). Adicionalmente, pretende-se decompor a inflação em seu componente esperado e não esperado, a fim de revelar qual componente tem maior importância na VPR e em qual ambiente. Esta discussão é particularmente interessante para o caso brasileiro que, após a implantação do Plano Real, em 1994, pôs fim a uma era de altas taxas de inflação que vinham assolando o Brasil por duas décadas. Entretanto, a memória inflacionária e o temor de que o Plano Real não fosse eficiente em controlar a inflação, assim como os planos heterodoxos anteriores, fez com que a média inflacionária caísse lentamente após a adoção do mesmo. Após alguns anos de uma política econômica baseada numa âncora cambial, o Brasil abandonou o regime de câmbio fixo e pôs em prática uma reforma monetária cuja âncora nominal passou a ser o sistema de metas inflacionárias, em 1999. Todavia, o ganho de credibilidade da adoção das MI foi lento, uma vez que a restrição fiscal necessária para conter a inflação, aparentemente, não estava sendo cumprida. Na realidade, a razão dívida pública/PIB se manteve no mesmo nível aos olhos do mercado, entretanto, sua composição havia sido alterada, iniciando o processo para redução da mesma. Adicionalmente, em 2002, a combinação da perda de confiança na economia brasileira devido à incerteza acerca da condução das políticas econômicas a serem adotadas pelo provável novo governo de esquerda, somada ao aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais, que vinham afligindo os países emergentes desde 1997, contribuíram para a falta de credibilidade nas metas para inflação adotadas.

O restante desse trabalho é organizado da seguinte forma: na segunda seção, desenvolve-se uma contextualização do ambiente econômico no período analisado; na terceira seção foram feitas algumas considerações da literatura acerca do tema, apresentando tanto os modelos teóricos quanto as evidências empíricas a respeito da relação inflação e RPV; na quarta seção, são apresentadas a base de dados utilizada na análise e a forma como é construída a variável VPR, bem como o teste de quebras estruturais como sugerido por de Bai e Perron (1998, 2003) e as equações que permitem captar a relação econômica em questão; na quinta seção, têm-se os resultados de várias análises, apontando, entre outras coisas, para a não linearidade de relação em questão; e, por fim, são apresentadas as conclusões e as considerações finais.

## 2. CONTEXTUALIZAÇÃO ECONÔMICA

Entre o final de 1994 e o ano de 1998, o mercado financeiro internacional foi sacudido por três crises importantes: a do México, no final de 1994; a do Leste Asiático, em 1997; e a da Rússia, em 1998. Em todas elas o Brasil foi seriamente afetado pelo “efeito contágio”, associado à redução dos empréstimos aos países ditos “emergentes”, que sobreveio a cada crise. Depois de três ataques especulativos contra o Real em cada uma das crises externas, o uso da taxa de juros como instrumento clássico de combate a esses ataques já não se mostrava mais suficiente para debelar esse problema, além de agravar a situação fiscal.

A dificuldade em manter um regime monetário dependente de reservas em um cenário internacional instável levou o Brasil a abandonar o regime de câmbio fixo, em janeiro de 1999. Contudo, sob um regime de câmbio flutuante a política monetária deixa de ser endógena ao câmbio e torna-se necessário, portanto, definir uma estratégia clara para a condução da política monetária em busca da estabilidade de preços. Com essa finalidade, adotou-se o regime de metas para a inflação, em junho de 1999<sup>1</sup>, com a principal justificativa de ser necessário desenvolver credibilidade para a condução da política monetária. Como ressaltado por Giambiagi *et al.* (2011), tal adoção foi entendida como uma espécie de “troca de âncora” uma vez que a âncora cambial já não estava mais presente.

Desde então, as decisões do Comitê de Política Monetária (COPOM) passaram a se basear no cumprimento das MI, definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). No Brasil, o CMN é presidido pelo ministro da Fazenda e o índice escolhido para definição das metas foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O governo define um “alvo” para a variação do IPCA e as decisões de política monetária e a responsabilidade pelo cumprimento das metas são delegadas aos dirigentes do Banco Central do Brasil (BCB). Estas decisões dizem respeito à escolha da meta da taxa SELIC<sup>2</sup> com base em um modelo tal que a hipótese adotada quanto à taxa de juros gere certo resultado de inflação.

O sistema de metas trabalha com uma margem de tolerância acima ou abaixo da meta, para acomodar possíveis impactos de variáveis exógenas, procurando evitar grandes flutuações do nível de atividade. A meta inicial fixada para 1999 foi de 8%, sendo que nessa

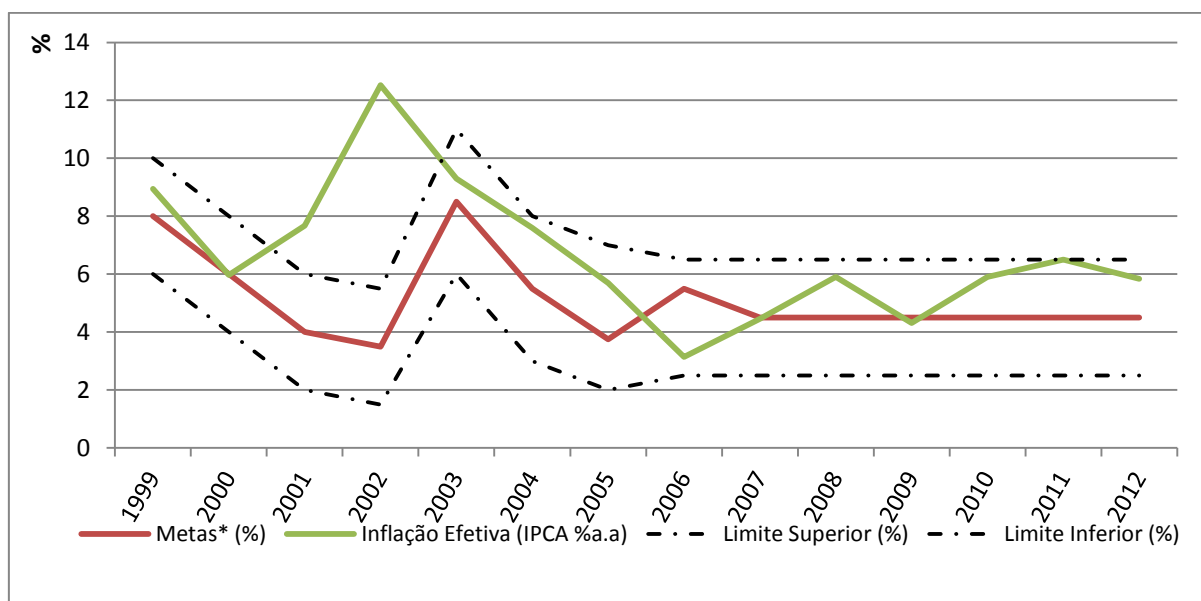
---

<sup>1</sup>O Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999, instituiu formalmente o regime de metas para a inflação no Brasil, sendo que o parágrafo único do artigo 4º afirma que, em caso de não cumprimento das metas, o Presidente do BCB divulgará publicamente as razões do descumprimento, por meio de carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda, que deverá conter: descrição detalhada das causas do descumprimento; providências para assegurar o retorno da inflação aos limites estabelecidos; e o prazo no qual se espera que as providências produzam efeito. Desde então quatro Cartas Abertas foram publicadas nos anos de 2002, 2003 e 2004.

<sup>2</sup>SELIC é a sigla pela qual a taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e Custódia é conhecida e é a taxa de juros básica na qual se baseia todo o mercado brasileiro.

mesma oportunidade, adotaram-se metas de 6% para 2000 e de 4% para 2001, passando a partir de então a se definir a meta para o ano  $t$  no mês de junho de  $(t-2)$ . Como pode ser visto no gráfico abaixo, a inflação se manteve dentro do intervalo previsto em 1999 e 2000, mas se situou muito acima do teto em 2001 e, particularmente, em 2002. Conforme reconhecido pelo BCB, a aceleração inflacionária observada a partir do segundo semestre de 2002 ocorreu devido à combinação da perda de confiança na evolução da economia brasileira com o aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais.

**Gráfico1:** Desvio da Inflação Efetiva em Relação às Metas Estabelecidas (1999-2012).



Fonte: Elaboração própria.

\* A meta estabelecida para 2003 em 28/06/2001 era de 3,25%, sendo alterada para 4,00% em 27/06/2002 e a estabelecida para 2004 era de 3,75% em 27/06/2002, sendo alterada para 5,5% em 25/06/2003. No entanto, a Carta Aberta, de 21 de janeiro de 2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.

Como destacado por Giambiagi *et al* (2011), os problemas econômicos deste período refletiam, em parte, uma crise de desconfiança associada à incerteza em torno do que ocorreria com a política econômica a partir de 2003, com a posse de um possível novo governo de esquerda. Não obstante, havia também em curso uma séria crise que atingiu em cadeia diversas economias emergentes e gerava forte escassez de recursos externos para todos esses países, desde a crise asiática em 1997. O ano de 2002, em particular, foi marcado pela crise argentina, com claro “efeito contágio” sobre o Brasil, ou seja, somado à desconfiança em relação a um eventual governo de esquerda se encontrava o ambiente externo deteriorado há alguns anos pela sucessão de crises financeiras em mercados emergentes. Três indicadores captaram com toda intensidade esta incerteza: o risco país, medido pelo C-Bonds, que atingiu



2000 pontos-base em outubro de 2002 contra pouco mais de 700 pontos em março do mesmo ano; a taxa de câmbio que, em março de 2002, fechara a R\$/2,32US\$ chegou a R\$/3,89US\$ no final de setembro; e a expectativa de inflação para 2003 que se elevou dramaticamente a partir de setembro. A expectativa média do mercado para a variação do IPCA de 2003, apurada pelo BCB em janeiro de 2002 era de 4,0% e foi aumentando lentamente chegando a aproximadamente 5,5% em setembro. Quando já não restavam dúvidas sobre a vitória de Lula<sup>3</sup>, face à indefinição acerca da condução futura da política monetária, em um cenário com o dólar pressionado, essa expectativa para a inflação de 2003 subiu para 11% em novembro de 2002.

As metas para inflação funcionam como instrumentos que auxiliam a formação das expectativas de inflação e aumentam a transparência e confiabilidade no Banco Central (BC). Mishkin e Westelius (2008) afirmam que o desconhecimento das metas para inflação pode ser interpretado como consequência de uma política discricionária, assim, metas para inflação explícitas são utilizadas para facilitar a comunicação da política monetária. A dificuldade para a obtenção das metas presente neste cenário fez com que a âncora nominal falhasse no papel de convergência das expectativas do público para a meta anunciada. Todavia, nos seis meses que se seguiram às eleições, o novo governo tomou decisões que representavam uma mudança clara em relação ao passado do partido e contribuíram decisivamente para reduzir o grau das tensões macroeconômicas existentes no final de 2002.

Entre estas decisões, pode-se destacar a nomeação de Henrique Meirelles, ex-presidente mundial do Bank Boston, para o cargo de presidente do BC, mantendo, inicialmente, todo o restante da diretoria anterior e deixando clara a intenção de continuidade das políticas monetárias; o anúncio do ajuste das metas, divulgado pela Carta Aberta do presidente do BC, de 8,5% e 5,5% para 2003 e 2004, respectivamente, que sofreram um forte declínio quando comparadas com a taxa efetivamente observada em 2002; a elevação das taxas de juros mostrando que isso já não era mais um “tabu”; o aumento da meta do superávit primário que passou de 3,75% para 4,25% do PIB em 2003; e os cortes nos gastos públicos, deixando de lado antigas promessas de incremento do mesmo.

Ao longo de 2003, a ortodoxia fiscal e monetária abraçada pelo novo governo gerou resultados positivos em termos de combate à inflação, ajudada naturalmente pelo câmbio no início de 2003, que resultou, em parte, do rigor da política monetária. Tais ajustes revelaram ganhos em credibilidade ao reforçarem o compromisso do governo com a política

---

<sup>3</sup> Luiz Inácio Lula da Silva, conhecido como Lula, foi o candidato do Partido dos Trabalhadores (PT) às eleições presidenciais de 2002 saindo vitorioso e tomando posse em 1º de janeiro de 2003.

anti-inflacionária. Quando o BC obtém sucesso ao longo dos anos no alcance das metas para inflação, isso implica conquista de reputação, o que é imprescindível nesse sistema já que os agentes passam a acreditar que a autoridade monetária será capaz de controlar a inflação futura, o que, por conseguinte, revela ganho de credibilidade. No caso brasileiro, após o conturbado ambiente econômico exposto anteriormente, o governo logrou retomar a confiança do mercado nacional e internacional trazendo de volta a inflação para dentro do intervalo permitido pelas MI em 2003. A partir de então, a inflação efetiva se manteve dentro das metas sugerindo a ideia de que o ganho de credibilidade da adoção de metas foi lento, surtindo melhor efeito a partir de 2003.

### 3. REVISÃO DE LITERATURA

#### 3.1 Referencial Teórico

Apesar de existirem poucos trabalhos detalhando teoricamente a relação entre inflação e VPR, alguns modelos já são bem consagrados na literatura, como os modelos de custo de *menu* de Sheshinski e Weiss (1977), Rotemberg (1982, 1983) e Caplin e Spulber (1987); os modelos de pesquisa de Bénabou (1988, 1992), Bénabou e Gertner (1993) e Diamond (1993) que combinam os modelos (S,s) com a hipótese que os consumidores estão sujeitos a custos de pesquisa; os modelos de informação imperfeita de Lucas (1973) e Barro (1976); e a extensão dos mesmos com elasticidade de oferta heterogênea de Hercowitz (1981) e Cukierman (1984). Recentemente, Choi (2010) se baseia em um modelo simples de rigidez de preços do tipo Calvo para permitir a variação de tal relação no tempo.

No entanto, como salientado por Fischer (1981), Domberger (1987) e Lach e Tsiddon (1992), deve-se estar atento se a VPR é mensurada a partir das variações ou dos níveis de preços relativos. Assim, fazem-se necessárias algumas considerações acerca da distinção entre variabilidade de preços relativos e dispersão de preços relativos uma vez que são dois conceitos distintos podendo até mesmo se mover em direções opostas. Segundo Lach e Tsiddon (1992), variabilidade de preços relativos é a tendência do preço relativo a mudar ao longo do tempo e, usualmente, é aproximada pela variância *cross-sectional* da taxa de inflação. Já a dispersão de preços, é um conceito mais estático que analisa a variância *cross-sectional* dos níveis de preços. Além disso, é importante também salientar a diferença entre variabilidade de preço relativo intramercado e intermercado, uma vez que cada modelo teórico se baseia em um conceito de VPR para derivar a relação analisada neste estudo. Enquanto a variabilidade de preço intramercado esta relacionada à variação do preço de um mesmo produto entre seus diversos ofertantes, a variabilidade de preços intermercado diz respeito à variação do preço de diferentes produtos ao redor de uma variação de preços agregada.

Visto que a negligência acerca da distinção da VPR e sua relação com o modelo teórico correspondente se faz presente em grande parte da literatura, Lach e Tsiddon (1992), atentam para a possibilidade da criação de uma falsa dicotomia entre os modelos de custo de *menu* e os modelos de informação imperfeita. Esta falsa dicotomia pode ocorrer em virtude de os modelos de custo de *menu* estabelecerem uma relação entre inflação esperada e VPR, enquanto os modelos de informação imperfeita afirmam que é o componente não esperado da

inflação quem afeta a VPR. Isto posto, esclarecem que os modelos de custo de *menu* são usualmente concentrados no comportamento do ajuste de preços de um único bem entre os vendedores, logo, tem implicações para a dispersão de preços intramercado, existindo um efeito positivo entre a mesma e a inflação esperada. Entretanto, nos modelos de informação imperfeita, o conceito é a variabilidade da taxa de inflação dos produtos ao redor de uma taxa de inflação agregada, tendo implicações para a variabilidade de preços relativos intermercado.

Nos modelos de custo de *menu*, mudanças nos preços nominais estão sujeitas a custos de ajustamentos que podem diferir entre as firmas causando uma fixação de preços escalonados e, por conseguinte, aumentando a dispersão dos preços, o que também ocorreria caso as firmas sofressem choques específicos. Sheshinski e Weiss (1977) derivaram uma regra de preço ótimo ( $S, s$ ) de um monopolista que se confronta com inflação constante e custos de *menu*. Nesta regra, os preços nominais são mantidos fixos até que a diferença entre o preço ótimo e o preço atual seja superior aos custos de ajustamento, ou seja, a firma mantém seus preços nominais constantes até que o preço real caia abaixo de um limite inferior ( $s$ ), também chamado de vale. Então, o preço nominal é reajustado a fim de reestabelecer o pico do preço real ( $S$ ), que é o limite superior do preço real e, assim, reiniciar um novo ciclo. Se os ajustamentos de preços das firmas são independentes, então, observa-se uma variação da mudança de preços entre as firmas que aumenta com a taxa de inflação, portanto a inflação esperada aumenta a VPR.

Ahlin e Shintani (2007) revisitaram o modelo de Sheshinski e Weiss (1983) permitindo dois regimes inflacionários distintos utilizando a VPR mensurada com base na dispersão dos níveis de preços dentro da mesma firma, no entanto, afirma que o mesmo resultado é válido para a VPR mensurada baseada na dispersão dos preços de um mesmo bem entre as firmas, ou seja, uma medida intramercado. Afirmam ainda que, como já apontado por Reinsdorf (1994), as implicações dos modelos de custo de *menu* não são claras quando a VPR é mensurada utilizando a variação dos preços relativos ao invés dos preços relativos em nível. Nesse modelo revisitado mostraram que a banda de ajustamento de preço ótimo ( $S, s$ ) utilizada em um ambiente com baixa inflação está contida na banda utilizada em alta inflação, ou seja, políticas monetárias que reduzem a inflação podem estreitar a banda usada na regra de preço ótimo das firmas, enfraquecendo a relação inflação-VPR.

No tocante aos modelos de informação imperfeita, também conhecidos como modelos de extração de sinal, o foco consiste no papel da inflação não esperada sobre a VPR. Uma explicação teórica dessa relação foi apresentada por Barro (1976) que usou a estrutura dos modelos de informação imperfeita de Lucas (1973) associando a VPR à variância da

oferta monetária. As hipóteses chaves desse modelo repousam na ausência de informação perfeita dos agentes econômicos do período corrente e no fato de a oferta e a demanda de cada mercado reagirem às mudanças nos preços relativos da forma como são percebidas localmente. Como as firmas não observam o nível de preço agregado corrente, as firmas individuais não sabem se uma alteração qualquer de um preço particular em seu mercado é causada por uma alteração na demanda agregada ou na demanda relativa do produto, levando a uma confusão sobre em que dimensão a quantidade ótima a ser produzida deve ser alterada. De acordo com Romer (2001), a resposta racional é atribuir parte da mudança a um aumento no nível de preço e parte a um aumento no preço relativo. Logo, quando um choque geral de demanda agregada atinge a economia cada produtor interpreta a variação do nível geral de preços, pelo menos em parte, como variação relativa de preços, passando a ofertar uma quantidade maior de seu produto, implicando em uma dispersão ainda maior dos preços para igualar a quantidade demandada.

Se a elasticidade de oferta diferir entre as firmas, como em Hercowitz (1981) e Cukierman (1984), uma firma que possui maior elasticidade de oferta ajusta menos seus preços que firmas de outros setores em resposta a um choque de demanda agregada. Portanto, o tamanho da variabilidade dos preços relativos é relacionado à magnitude do choque, sendo o sinal da inflação não esperada irrelevante. Como ressaltado por Bakhshi (2002)<sup>4</sup>, nesse cenário uma maior taxa de inflação faz com que choques de demanda agregada fiquem menos previsíveis, agravando ainda mais o problema de ajustamento de preços entre as firmas. Isto posto, pode-se esperar que uma política monetária crível que estabeleça um objetivo numérico de inflação a ser perseguido, como a adoção de metas para a inflação, pode contribuir na redução da má percepção dos agentes econômicos frente a choques monetários.

Os modelos aludidos acima predizem uma relação positiva entre inflação e VPR, embora a ênfase seja dada a componentes distintos da inflação<sup>5</sup>. Ao comparar a versão micro fundamentada do modelo de informação imperfeita ao modelo de custo de *menu*, Bakhshi (2002) demonstra que enquanto o modelo de informação imperfeita prediz uma relação entre inflação e VPR mais forte em um ambiente com maior competição entre as indústrias, o modelo de custo de menu prediz o oposto.

---

<sup>4</sup> Ao fundamentar micro economicamente o modelo de Hercowitz (1981), Bakhshi (2002) mostrou ainda que o aumento da competitividade do mercado de bens pode fortalecer a relação entre inflação não antecipada e VPR.

<sup>5</sup> O modelo de custo de *menu* de Danziger (1987), mostra que dependendo dos parâmetros e do intervalo onde a inflação for observada, a relação pode ser positiva, em formato de U invertido ou em formato de V, no entanto, em geral estes modelos estão relacionados a uma relação positiva. Detalhes adicionais de uma versão dos modelos de custo de *menu* e uma dos modelos de informação imperfeita se encontram em anexo.

No que concerne aos modelos consistentes com uma relação negativa entre VPR e inflação não antecipada os modelos de pesquisa, como os de Bénabou e Gertner (1993), derivam do equilíbrio das estratégias de pesquisa do consumidor que observa, sequencialmente, os preços cotados por duas firmas em um duopólio. Existe um nível máximo de preço ( $p^*$ ) aceito pelo consumidor para não pesquisar pelo preço da outra firma, ou seja, se o primeiro preço observado exceder  $p^*$ , o consumidor estará disposto a pagar um custo fixo para encontrar o preço da outra firma. Esse comportamento do consumidor motiva a firma a adotar uma estratégia tal que o preço de monopólio, que pode variar entre as firmas, seja cobrado quando o custo marginal da firma cair abaixo de certo nível  $c^*$  e o preço máximo ( $p^*$ ) seja cobrado caso o custo marginal exceda  $c^*$ . As firmas estão menos dispostas a cobrar o preço de monopólio quando o consumidor pode pesquisar facilmente pelos preços. Se os custos de pesquisa são suficientemente baixos, um choque agregado nos custos das firmas levaria os custos a excederem o limite  $c^*$  e ambas as firmas cobrariam  $p^*$  implicando uma menor VPR. Na ausência de tais choques, os custos permaneceriam abaixo de  $c^*$  e as firmas cobrariam o preço de monopólio implicando uma maior VPR. Portanto, em ambientes com baixo custo de pesquisa, a relação entre inflação não antecipada e VPR seria negativa.

Já o modelo que considera a relação inflação-VPR em formato de U foi proposto por Choi (2010) e consiste em um modelo simples de rigidez de preços do tipo Calvo. Tal modelo se baseia na distinção dos setores de acordo com o grau de rigidez dos preços, sendo este grau resumido pela probabilidade exógena da capacidade inerente a cada firma de mudar seus preços em qualquer período do tempo. Devido a essa heterogeneidade setorial, setores com preços relativamente flexíveis respondem muito mais a um choque externo que setores com preços relativamente rígidos e, portanto, essa diferença entre os setores é que dá origem à VPR. Segundo o experimento de simulações de Choi (2010), a natureza da relação depende criticamente do grau de rigidez de preços. Sob um ambiente de preços rígidos, a relação toma a forma de U ao redor de um ponto positivo e diferente de zero, entretanto, esta forma desaparece quando os preços são altamente flexíveis. Como o grau de rigidez de preços varia de acordo com a tendência inflacionária, um grau variável de rigidez de preços entre os regimes de inflação poderia ter levado a mudanças na relação entre inflação e VPR. Uma importante característica dessa relação é que a VPR responde não a inflação em si, mas ao seu desvio da inflação que minimiza a VPR. Choi, Kim e O'Sullivan (2011), associam essa inflação que minimiza a VPR às metas inflacionárias sejam elas adotadas implícita ou explicitamente.

### 3.1 Referencial Empírico

Mills (1927) e Graham (1930) foram os pioneiros na pesquisa sobre a relação entre dispersão de preços relativos e inflação. Através de estudos descritivos, ambos mostraram que a dispersão de preços relativos aumenta com a inflação, o que foi confirmado pela literatura moderna iniciada por Vining e Elwertowski (1976) e Parks (1978). Todavia, como destacado por Fischer (1981) e Lach e Tsiddon (1992), é imprescindível que haja uma atenção especial quanto à forma utilizada para mensuração da VPR, ou seja, se a medida utilizada considera os preços em nível ou suas variações e se a variabilidade ocorre entre mercados, aqui chamada de intermercado, ou dentro de um mesmo mercado, aqui chamada intramercado.

Parks (1978), utilizando uma medida de VPR intermercado baseada na variação dos preços relativos, encontrou uma relação linear positiva da VPR com a inflação não antecipada, sendo esta mais importante que a inflação propriamente dita. Corroborando este resultado, vários autores contribuíram para a literatura evidenciando uma relação positiva entre inflação e VPR nos Estados Unidos da América (EUA), como pode ser visto em Fischer (1981), Parsley (1996), Debelle e Lamont (1997) e Chang e Cheng (2000). Seguindo esta vertente, baseada na variação dos preços relativos para mensurar a VPR, a literatura se expandiu para diversos países onde a relação entre inflação e VPR também se revelou positiva. Utilizando tanto a VPR intramercado quanto a intermercado, Domberger (1987) analisou o caso britânico. Baseados na VPR intermercado, Blejer e Leiderman (1982) verificaram a relação para o México enquanto Fischer (1981) e Nautz e Scharff (2005) analisaram o caso alemão. Já com uma medida de VPR intramercado, Lach e Tsiddon (1992, 1993) e Van Hoomissen (1988) analisaram o caso Israelense e Dabús (2000) o caso argentino.

Para o caso brasileiro, Moura da Silva e Kadota (1982) analisaram a correlação entre inflação e VPR para o período de 1972 a 1979, utilizando uma VPR intermercado baseada na variação dos preços, e mostraram que a variabilidade dos preços relativos estava conectada ao processo inflacionário brasileiro e seu caráter instável. Em ambientes com maior nível inflacionário, o desvio padrão da própria taxa era maior e, conseqüentemente, o desvio padrão das variações nos preços relativos também era maior. Além disso, mostraram ainda que a maior variabilidade dos preços relativos estava associada aos surtos inflacionários oriundos dos choques de oferta. Contrariamente, Landau e Peixoto (1992), não encontraram relação significativa entre essas variáveis para o período de 1975 a 1991, justificando tais

resultados pela forte indexação da economia que não permitiam aos preços relativos variar de forma correspondente à inflação.

Por outro lado, ao utilizar a medida de VPR intramercado em nível de preços, Reinsdorf (1994) mostra que inflação e VPR podem ser negativamente relacionadas. Ao estudar o período de desinflação de Volcker nos EUA, seus resultados mostram que declínios na dispersão de preços seguem a inflação não esperada enquanto a inflação esperada parece ter um impacto positivo na dispersão dos mesmos. Outro resultado particular na literatura pode ser visto em Fielding e Mizen (2000) que estudaram o caso de 10 países da União Europeia e mostraram que, ao utilizar a VPR intramercado comparando um único bem entre os 10 países, não existe uma relação sistemática entre inflação e VPR. Contudo, ao utilizar a VPR intermercado considerando a variação entre os grupos de produtos dentro de cada país, existe uma relação mais uniforme indicando uma relação negativamente significativa.

Apesar dos resultados mostrados na literatura a favor de uma relação linear positiva entre inflação e VPR, o fato de haver ampla evidência de quebra estrutural na série de inflação em diversos países torna razoável a suspeita de que esta relação varie de acordo com o ambiente inflacionário. Caglayan e Filiztelin (2003) realizaram a primeira tentativa de modelar um efeito não linear da inflação na VPR intramercado, usando tanto os preços em nível como sua variação, com dados anuais para a Turquia. Seus resultados mostraram que, considerando a VPR baseada nos preços, não existe qualquer relação entre inflação e VPR, entretanto, quando permitida a quebra estrutura da relação a inflação afeta positivamente a VPR em ambientes com baixa inflação, sendo que esse efeito desaparece em ambientes inflacionários. No que concerne a VPR mensurada a partir da variação dos preços, a relação se mostra positiva mesmo quando é considerada a linearidade da relação, embora ao considerar a quebra estrutural, tal relação perca força quando passa de um cenário de baixa para alta inflação. Caraballo, Dabús e Usabiaga (2006) comparam os efeitos da inflação na VPR intermercado calculada com a variação dos preços em dois contextos distintos: a Espanha, representando uma inflação baixa e estável, e a Argentina, representando um ambiente inflacionário com episódios de hiperinflação. Os resultados apontam para mudanças estruturais nessa relação em ambos os países, o que parece suportar a ideia de que os determinantes da VPR mudam em diferentes níveis de inflação, mesmo em um intervalo estreito de inflação, como no caso da Espanha. Entretanto, contrariamente aos resultados encontrados por Caglayan e Filiztelin (2003), a relação na Argentina enfraquece quando passa de um ambiente com maior para menor inflação, enquanto na Espanha, o impacto da inflação nas subamostras não é significativa.



No que tange aos estudos realizados para o caso brasileiro, utilizando a VPR intermercado mensurada a partir da taxa de inflação, Gomes (2007) analisou empiricamente a relação causal entre inflação e VPR<sup>6</sup> no período pós Plano Real (1995-2006), porém dando maior ênfase ao período após adoção do regime de metas para inflação. Para tanto, utilizou o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) e suas desagregações em preços livres, administrados, comercializáveis, não comercializáveis e serviços. Permitindo que a relação variasse através da inclusão de uma variável *dummy* no modelo, a fim de captar uma quebra estrutural referente à adoção das MI, Gomes conclui que a relação entre inflação e VPR é positivamente significativa, porém não linear, reduzindo em magnitude após a adoção das metas para a inflação. Além disso, a relação de causalidade da inflação para a VPR é encontrada na análise do IPCA completo (1995-2006) assim como para os itens comercializáveis após a adoção das metas. Adicionalmente, verificam que perturbações nos preços administrados influenciam a variabilidade de outros preços de forma considerável. Explorando ainda mais as possibilidades de efeitos não lineares, Freire (2009) examinou a relação entre inflação e VPR usando um modelo *threshold* para o período de 1994 a 2009, a partir das desagregações do IPCA em nível de subgrupos. Encontrou indícios de que, na economia brasileira, a inflação teria uma relação positiva e significativa com a VPR, entretanto, essa relação apresenta padrões comportamentais não lineares, isto é, a relação seria positiva e mais significativa acima de certo nível inflacionário.

Como destacado por Caraballo, Dabús e Caramuta (2006), a relação entre inflação e VPR é muito sensível ao nível de agregação, a periodicidade dos dados, ao índice de preço analisados, e aos regimes inflacionários. A forma como a VPR é mensurada também pode afetar a relação o que, possivelmente, justifica os resultados diferenciados de Caglayan e Filiztelin (2003), que usaram a VPR intramercado, dos outros citados que usaram a intermercado.

Seguindo as evidências de não linearidade nas variáveis, Choi, Kim e O'Sullivan (2011) salientam que apesar de existir uma vasta literatura teórica e empírica que sustente uma relação monotônica positiva entre a inflação e a VPR, existem motivos para se suspeitar que essa relação é um pouco mais complexa, particularmente, em termos de sensibilidade ao regime inflacionário. Nesta linha, Choi (2010) encontrou uma relação não linear para os EUA e o Japão e, ainda mais importante, a relação não é estável ao longo do tempo, mas varia coincidindo com mudanças de regime de inflação ou política monetária, sendo positiva em

---

<sup>6</sup> A relação de causalidade foge ao escopo deste trabalho, uma discussão mais detalhada sobre o assunto pode ser vista em Fischer (1981).

uma alta tendência inflacionária e tomando formato de U em ambientes com baixa e moderada inflação. Estimulados pelos resultados na literatura, Choi, Kim e O'Sullivan (2011) analisaram o impacto da adoção do regime de metas para a inflação na VPR em 20 países, dos quais 8 não procederam à adoção, evidenciando que tal medida reduziu a média inflacionária nos 12 países que a adotaram. Seus resultados ratificam os de Choi (2010), incorporando a informação de ser o ambiente inflacionário anterior à adoção das MI mais importante para a mudança estrutural da VPR que a própria adoção.

Enquanto a forma de U foi verificada em países com alta inflação após a adoção das metas, nos países com uma política monetária crível e estável, tal relação ocorre independentemente da adoção das MI. Sugerindo a importância da credibilidade das autoridades monetárias na relação. Entretanto, nos países com alta inflação que não adotaram as MI, nenhuma mudança no formato da relação para uma forma de U foi observada, mostrando que tal adoção é mais significativa em países com alta que com baixa inflação.

A fim de verificar qual o componente da inflação tem maior efeito na VPR, é comum na literatura a decomposição da inflação em seu componente que foi antecipado pelos agentes e o elemento surpresa. Nesse sentido, Nautz e Scharff (2005) e Nautz e Scharff (2012) mostraram que a inflação não antecipada tem forte impacto sobre VPR na Alemanha e na área do Euro, respectivamente, regiões que representam ambientes com inflação baixa e estável. Ao considerar o efeito linear na Alemanha, a inflação esperada não impacta a VPR, o que é explicado pelo fato da política monetária ser crível e estabilizar a inflação esperada em um nível baixo. Ao levar em consideração efeitos não lineares da inflação esperada sobre a VPR na região do Euro, os resultados mostraram que a mesma só afeta a VPR se a inflação for muito baixa, mas bem acima de zero, ou muito alta. Destacando as diferentes respostas da VPR frente à ambientes inflacionários distintos, Caraballo, Dabús e Usabiaga (2006) mostraram que a inflação esperada não afeta a VPR na Espanha, que representa o caso de baixa inflação, no entanto, afeta positivamente a VPR na Argentina com alta e, especialmente, extrema inflação. Não obstante, a inflação não esperada é significativa para os dois países, sugerindo que a surpresa inflacionária é um fator relevante para explicar a VPR, independente do nível inflacionário. Ressalta ainda que, apesar da significância do componente não esperado da inflação para os dois casos, a interpretação deve ser cuidadosamente diferenciada em cada um dos cenários, visto que na Espanha a relação corrobora os modelos de informação imperfeita e na Argentina, a importância da inflação não esperada é devida a grande instabilidade da inflação. De fato, Konieczny e Skrzypacz (2005) e Lack e Tsidon (1992) mostraram que em período de alta inflação o impacto da inflação antecipada na VPR é mais

forte que o da não antecipada para a Polônia e Israel, respectivamente, contudo, a VPR foi mensurada como intramercado.

Como já mencionado na subseção 3.1, enquanto os modelos de custo de *menu* enfatizam a relação positiva entre a VPR e a inflação esperada, nos modelos de informação imperfeita somente a inflação não esperada afeta a VPR. No entanto, o conceito da VPR difere entre os modelos, fato que é frequentemente negligenciado pela literatura ao interpretar o efeito da inflação esperada e não esperada na VPR.

## 4. METODOLOGIA

### 4.1 Base de dados e Variáveis

Os dados utilizados são as séries de frequência mensal, referentes ao período de janeiro de 1995 a setembro de 2012, do Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA)<sup>7</sup> e suas desagregações. A VPR foi construída partir dos subitens do IPCA desagregado e seus respectivos pesos na cesta de bens do consumidor. As séries do IPCA, seus subitens e seus respectivos pesos foram obtidas através do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) o qual reporta o IPCA em índice geral e mais quatro níveis de agregação: grupos, subgrupos, itens e subitens<sup>8</sup>. A desagregação usada aqui é a máxima possível uma vez que, como enfatizado por Fischer (1981), a VPR é melhor mensurada quando se utiliza o menor grau de agregação possível.

Como no trabalho seminal de Parks (1978), assim como em Blejer e Leiderman (1980), Fischer (1981), Cukierman (1984), e Parsley (1996), dentre outros, a medida de VPR neste estudo foi construída utilizando a taxa de variação dos preços relativos intermercado e, adicionalmente, leva em consideração as ponderações<sup>9</sup> da importância de cada bem na cesta de consumo das famílias. Como enfatizado por Nautz e Scharff (2005) a ponderação é de suma importância para a análise, pois os pesos variam drasticamente uma vez que há subitens que são mais ou menos importantes no cálculo final do índice de inflação ao consumidor, portanto, a VPR foi calculada da seguinte maneira:

$$VPR_t = \sum_{i=1}^n \omega_{it} (\pi_{it} - \pi_t)^2, \quad (1)$$

onde  $\pi_{it}$  é a variação mensal de preço do bem  $i$  no período  $t$ ;  $\pi_t$  é a inflação mensal medida pela variação percentual do IPCA no período  $t$  em relação a  $(t-1)$ ;  $\omega_{it}$  é o peso de cada bem na cesta de bens do consumidor no período  $t$  e  $n$  é o número de bens.

<sup>7</sup> O cálculo do IPCA sofreu alterações metodológicas, refletindo mudanças na cesta de consumo das famílias. A mudança de agosto de 1999 foi importante uma vez que incluiu desmembramentos de dois novos grupos que antes eram parte de outros, educação e comunicação. Já na mudança de 2006, deu-se uma redução considerável no número de subitens do IPCA, de 512 para 383, principalmente pela exclusão de subitens com peso muito pequeno e agregação dos semelhantes, apesar de serem incluídos alguns novos conforme mudanças nos padrões de consumo.

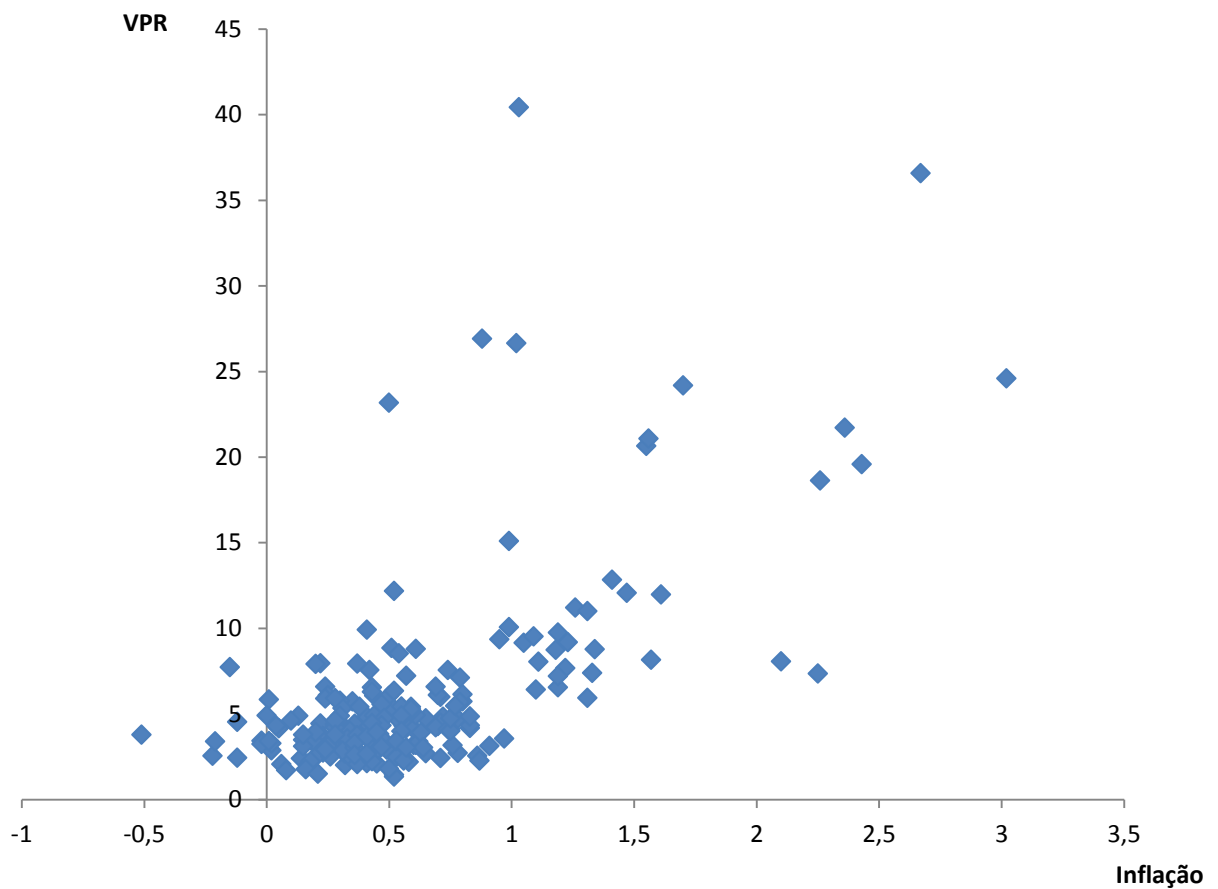
<sup>8</sup> O grupo é o nível de agregação mais elevado, constituído de nove categorias: alimentação e bebidas, habitação, artigos de residência, vestuário, transportes, saúde e cuidados pessoais, despesas pessoais, educação e comunicação. O subitem, nível de agregação utilizado neste trabalho, é o nível de menor agregação e corresponde a bens e serviços específicos.

<sup>9</sup> Essas ponderações são divulgadas pelo IBGE, sendo que o peso de cada subitem do IPCA é baseado na cesta de consumo típica das famílias brasileiras com renda de até 40 salários mínimos, de acordo com a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF).

Como salientado por Lach e Tsiddon (1992), algumas das vantagens de se trabalhar com a variação dos preços são que possíveis efeitos das firmas no nível de preços são eliminados, além de ajudar na possível não estacionariedade nos mesmos e também facilitar a agregação dos produtos tornando a análise comparável a outros resultados obtidos com níveis maiores de agregação.

Como pode ser visto no gráfico abaixo, a dispersão entre inflação e VPR não mostram claramente o formato da relação, apesar de visualmente parecer não haver evidências do formato de U. Entretanto, como enfatizado por Choi (2010), a análise visual do gráfico de dispersão poderia ter sua capacidade de avaliação da relação reduzida, particularmente quando existe suspeita de quebra estrutural na mesma.

**Gráfico 2:** Dispersão entre Inflação e VPR (1995 – 2012)



Fonte: Elaboração própria, dados do IBGE.

## 4.2. Abordagem Econométrica

Sendo a adoção do regime de metas para inflação um fator imprescindível para a estabilização da inflação na economia e, devido à ênfase dada pela literatura acerca do comportamento diferenciado da relação inflação-VPR em ambientes inflacionários distintos, faz-se necessária a verificação da existência de alguma quebra estrutural nesta relação durante o período abordado<sup>10</sup>.

### 4.2.1 O Teste de Bai e Perron

Na literatura econométrica, o tratamento mais consagrado para a identificação de múltiplas quebras estruturais endógenas é proposto por Bai e Perron (1998, 2003)<sup>11</sup>, que permite observar as quebras sem a imposição da data de mudança estrutural, considerando as datas como variáveis aleatórias em um modelo linear de regressão estimado por mínimos quadrados ordinários.

De acordo com Bai e Perron (1998, 2003), se o número de quebras é conhecido, a metodologia consiste em estimar o primeiro ponto de quebra,  $\hat{t}_1$ , tal que  $\hat{t}_1 = \arg \min S_T(t_1)$  com  $S_T(t_1)$  definida como a Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) resultante da estimação dos modelos no período completo. Divide-se então a amostra em duas e estima-se o modelo de uma quebra em cada uma delas, de onde surgem dois novos pontos de quebra. Destes, o segundo ponto,  $\hat{t}_2$ , corresponde ao que promove a maior redução na soma dos quadrados dos resíduos da amostra completa. Este processo é repetido até que todas as quebras sejam encontradas.

No entanto, se o número de quebras não é conhecido, o procedimento adicional consiste em testar a hipótese nula de “ $m$ ” quebras estruturais contra a alternativa de “ $m+1$ ” quebras ( $m=0,1,2,\dots$ ) até que se rejeite a hipótese nula, ou seja, o número de pontos de quebra corresponde ao valor de “ $m$ ” até o qual esta hipótese não foi rejeitada. Os valores críticos para tais testes sequenciais,  $F_T(m+1/m)$ , são tabelados em Bai e Perron(1998).A estimação consiste, então, no que é denominado método de mínimos quadrados sequenciais: estima-se o modelo com  $m=1$  para o período completo e identifica-se  $\hat{t}_1$ , tal que  $\hat{t}_1 = \arg \min S_T(t_1)$  com  $S_T$  definida como a soma dos quadrados dos resíduos do modelo com uma quebra e com o

<sup>10</sup>Adicionalmente, uma das mudanças metodológica no calculo do IPCA referentes à atualização da Estrutura de Ponderação, em agosto de 1999, ocorre bem próxima à data de adoção do Regime de Metas para Inflação em junho de 1999.

<sup>11</sup>Essa estimação foi realizada no software GAUSS baseada no código desenvolvido por Pierre Perron, disponível em <http://people.bu.edu/perron/>.

candidato  $t_1$ . A amostra é então dividida em duas e para cada subperíodo,  $[1, t_1]$  e  $[t_1, T]$ , é estimado um modelo com uma quebra fornecendo duas novas datas potenciais,  $\hat{\tau}_1$  e  $\hat{\tau}_2$ , respectivamente. Se  $S_T(\hat{\tau}_1, \hat{\tau}_1) < S_T(\hat{\tau}_1, \hat{\tau}_2)$ , então  $\hat{t}_2 = \hat{\tau}_1$ , caso contrário  $\hat{t}_2 = \hat{\tau}_2$ . Note que  $S_T(\hat{\tau}_1, \hat{\tau}_1)$  representa a SQR para um modelo com duas quebras ( $m=2$ ). Bai e Perron (1998) mostraram que se  $t_1^*$  e  $t_2^*$  são verdadeiros pontos de quebra, então  $(\hat{t}_1, \hat{t}_2)$  é consistente para  $(t_1^*, t_2^*)$ . A amostra é, então, subdividida em três:  $[1, \hat{t}_1]$ ,  $[\hat{t}_1, \hat{t}_2]$  e  $[\hat{t}_2, T]$ , e assim por diante, até o número máximo de quebras permitidas. A metodologia proposta pelos autores é abrangente, permitindo a introdução de erros autocorrelacionados e heterocedásticos<sup>12</sup>.

Seguindo as sugestões de Bai e Perron (1998, 2003), quando se permite heterocedasticidade e correlação nos erros, o tamanho mínimo permitido para a subamostra obtida através da quebra deve ser grande. Assim, o teste construído aqui foi especificado para permitir no máximo cinco quebras estruturais ( $m = 5$ ) exigindo que cada subamostra encontrada tenha no mínimo 32 observações.

Como a estacionariedade dos regressores é exigida por este teste, deve-se verificar a ausência de raiz unitária nas séries utilizadas. Para tanto, foi usado o Teste Dickey-Fuller aumentado (ADF)<sup>13</sup>.

#### 4.2.2 A Especificação dos Modelos

Como mostrado por Caglayan e Filiztekin (2003), Caraballo, Dabús e Caramuta (2006), Choi (2010), Choi, Kim e O'Sullivan (2011), entre outros, a relação entre inflação e VPR pode não ser linear e pode até mesmo, em alguns casos, assumir o formato de U. Destarte, a fim de verificar o comportamento de tal relação para o caso brasileiro foram estimados dois modelos, o primeiro deles é um modelo linear com quebras estruturais, onde os segmentos que se encontram entre as possíveis quebras são lineares, embora a inclinação da reta possa ser alterada. Desta forma, é possível permitir que a relação entre inflação e VPR se altere em ambientes inflacionários distintos.

$$VPR_t = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

<sup>12</sup> Quando correlação e heterocedasticidade estão presentes, a estimativa consistente da matriz de covariância é construída seguindo Andrews (1991). Em todos os casos em que a matriz de covariância robusta para heteroscedasticidade e correlação serial é necessária, foi usado o método de dados dependentes de Andrews (1991) com kernel espectral quadrático e uma aproximação de um AR(1) para selecionar a largura da banda (estimador HAC). Também é permitido o uso de erros *pre-whitened* como sugerido por Andrews e Monahan (1992).

<sup>13</sup> Os resultados dos testes de estacionariedade se encontram em anexo.

A equação (2) apresenta o modelo linear com quebras estruturais (LQ), onde  $VPR_t$  é a medida de Variabilidade de Preços Relativos,  $\alpha$  é uma constante,  $\beta$  é o coeficiente que se refere ao efeito marginal da inflação na VPR que pode assumir mais de um valor de acordo com as possíveis quebras na relação,  $\pi_t$  é a taxa de inflação em termos absolutos e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

No segundo modelo, foi acrescentado o quadrado da taxa inflação ( $\pi_t^2$ ) à equação (2), a fim de captar um possível formato de U na relação entre inflação e VPR, como já evidenciado na literatura recente:

$$VPR_t = \alpha + \beta\pi_t + \phi\pi_t^2 + \varepsilon_t, \quad (3)$$

A equação acima representa um modelo quadrático de regressão (Q) onde  $\pi_t^2$  é o quadrado da taxa de inflação e o coeficiente  $\phi$  é responsável por captar a convexidade ou concavidade da relação analisada.

As equações acima também foram estimadas incluindo a VPR defasada com regressor para verificar a importância de valores passados da VPR na relação.

A fim de testar o impacto diferenciado dos componentes da inflação na VPR, a seguinte equação foi estimada:

$$VPR_t = \alpha + \sigma\pi_t^e + \delta\pi_t^{ne} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

onde  $\pi_t^e$  é a inflação esperada e  $\pi_t^{ne}$  a surpresa inflacionária. O modelo quadrático também foi estimado usando tais componentes da inflação como regressores.

Baseado em Parks (1978), a *proxy* utilizada para a inflação esperada foi a previsão da série inflação, sendo que o resíduo, ou seja, a inflação efetiva menos a inflação esperada, foi utilizado como medida para a surpresa inflacionária. As previsões da série de inflação foram comparadas pelo critério de informação Bayesiano de Schwarz (BIC), que indicou o modelo auto regressivo de primeira ordem, AR(1), como melhor previsor da inflação.



## 5. RESULTADOS

Baseado no teste ADF de estacionariedade, constatou-se que todas as séries são estacionárias ao nível de significância de 5%, assim, pode-se prosseguir utilizando o teste de múltiplas quebras estruturais de Bai e Peron especificado na seção anterior. Foram encontradas duas quebras estruturais na relação entre VPR e inflação<sup>14</sup> em ambos os modelos, linear com quebras estruturais e quadrático. Entretanto, apesar de a segunda quebra estimada coincidir para os dois modelos ( $\hat{T}_2^{LQ} = \hat{T}_2^Q = Nov/2002$ ) a primeira quebra estimada difere em dois meses entre eles ( $\hat{T}_1^{LQ} = Jul/98$  e  $\hat{T}_1^Q = Mai/98$ ). Embora, a adoção oficial de metas para a inflação tenha ocorrido apenas em junho de 1999, considerando as expectativas criadas pelo mercado e, adicionalmente, por se tratar de estimativas, tal quebra estrutural da relação foi considerada ser referente a essa política monetária. Em relação à segunda quebra encontrada, pode-se deduzir que o compromisso na manutenção das austeras políticas monetárias assumido pelo novo governo, juntamente com a melhor percepção do mercado sobre os efeitos das metas adotadas, refletiam a continuidade e maturidade do cumprimento das mesmas. Tais fatos foram responsáveis pelo ganho de credibilidade das autoridades monetárias junto ao mercado, reduzindo a média inflacionária a partir de 2003.

Como pode ser visto na tabela abaixo, que apresenta o resultado da regressão do modelo LQ com duas quebras estruturais, em julho de 1998 e em novembro de 2002, a relação entre inflação e VPR se torna mais fraca após a adoção das metas, caindo de 9,32 para 5,93 e reduzindo ainda mais após a segunda quebra, em 2002, para 2,01.

---

<sup>14</sup>A inflação aqui é considerada exógena como o é feito em quase toda literatura, no entanto, exceções como Nautz e Scharff (2005) e Nautz e Scharff (2011) insistem na possibilidade da inflação ser uma variável endógena. Sobre a endogeneidade dos regressores em testes de múltiplas quebras estruturais endógenas, Perron e Yamamoto (2012) mostram que, na maioria dos casos, estimar as datas das quebras pelo método dos MQO é preferível ao uso do método das VI uma vez que as estimativas obtidas por este último são menos precisas, além dos testes serem menos poderosos. A exceção ocorre nos casos em que a mudança no termo viés compensa exatamente a mudança no verdadeiro parâmetro, ou seja, a mudança no verdadeiro parâmetro não afeta o valor limite da estimativa MQO. De qualquer forma, o modelo na Tabela 3 incorpora a variável  $\pi^e$  que é um instrumento para a  $\pi^{ne}$ , caso a mesma seja endógena.

**Tabela 1:** Regressão do modelo linear com quebras estruturais em Julho de 1998 e Novembro de 2002.

<i>Parâmetro</i>	<i>1995 - 1998</i>	<i>1998 – 2002</i>	<i>2002 – 2012</i>
$\alpha$	3,47 (0,86) [0.000]	1,88 (0,79) [0.018]	3,13 (0,58) [0.000]
$\beta$	9,32 (0,78) [0.000]	5,93 (0,98) [0.000]	2,01 (0,97) [0,04]
$R^2$ :0.605	<i>DW</i> : 1,83	<i>F</i> (6, 207):52,81	<i>N</i> : 213
$\hat{T}_1 = \text{Jul/98}$ [Jun/98; Mai/99]	$\hat{T}_2 = \text{Nov/02}$ [Nov/01; Abr/05]		

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

O erro padrão de cada variável se encontra entre parênteses. Dentro dos colchetes se encontram os p-valores para os coeficientes estimados e os intervalos de confiança ao nível de 95% para as estimativas das quebras.

Portanto, fica evidente o enfraquecimento de 36,37% na relação entre inflação e VPR após a adoção de metas para a inflação, e uma queda ainda maior após o final de 2002, de 66,10%. A queda na força de tal relação pode refletir os efeitos do compromisso firmado explicitamente pelas autoridades monetárias ao estabelecer um objetivo numérico para a inflação, tornando as políticas monetárias mais críveis e, portanto, estabelecendo um ambiente mais propício à formação das expectativas pelo mercado. De fato, a média inflacionária caiu de 0,86% para 0,60% após a adoção das metas, caindo ainda mais, para 0,48%, após o ganho de credibilidade no cumprimento das metas adotadas<sup>15</sup>, sugerindo a importância da credibilidade nesse regime de política monetária, bem como na relação entre inflação e VPR. Um possível elo entre esses resultados e os modelos de informação imperfeita pode sugerir que a confiança no cumprimento da meta estabelecida pode reduzir a má percepção dos agentes econômicos frente a um choque monetário, fazendo com que a inflação tenha um menor efeito marginal na VPR.

Esses resultados vão contra os encontrados por Choi, Kim e O'Sullivan (2011), os quais mostraram que após considerar as quebras estruturais na inflação a relação entre a inflação e VPR assumiria o formato de U se tornando mais estreita após a adoção de metas. Estes autores atribuem tal fato, aos preços terem, provavelmente, se tornado mais rígidos após

<sup>15</sup> A análise descritiva dos dados se encontra em anexo.

a adoção das MI devido à queda na média inflacionária, o que é consistente com uma ampla evidência empírica de relação inversa entre grau de rigidez de preços e regime inflacionário.

A Tabela 2 abaixo mostra os resultados da regressão do modelo Q, também com duas quebras estruturais, em Maio de 1998 e em Novembro de 2002.

**Tabela 2:** Regressão do modelo quadrático com quebra estrutural em Maio de 1998 e Novembro de 2002.

<i>Parâmetro</i>	<i>1995 - 1998</i>	<i>1998 - 2002</i>	<i>2002 - 2012</i>
$\alpha$	2,25 (1.31) [0.088]	3,58 (1,02) [0.001]	3,46 (0.86) [0.00]
$\beta$	12,13 (2.67) [0.00]	1,29 (2,24) [0.566]	0,88 (2,37) [0,711]
$\phi$	-1.16 (1.05) [0.272]	1.92 (0.87) [0.028]	0,62 (1,21) [0.603]
$R^2:0.616$	$DW:1.825$	$F(9, 204):36.368$	$N: 213$
$\hat{T}_1 = \text{Mai/98}$ [Nov/96; - ]	$\hat{T}_2 = \text{Nov/02}$ [Nov/02; Set/12]		

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

O erro padrão de cada variável se encontra entre parênteses. Dentro dos colchetes se encontram os p-valores para os coeficientes estimados e os intervalos de confiança ao nível de 95% para as estimativas das quebras.

O símbolo “-“ no limite superior do intervalo de confiança substitui um valor encontrado fora da amostra considerada.

Se em ambos os modelos estimados as estimativas das quebras acontecessem na mesma data, poder-se-ia dizer que tais modelos seriam aninhados e, portanto, seria possível realizar uma análise da estatística  $F^{16}$  a fim de selecionar o melhor modelo que se ajusta a esse caso específico, uma vez que o modelo LQ seria um modelo restrito em relação ao modelo Q. Assim, a estatística F seria usada sob a hipótese nula  $H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$  e hipótese alternativa  $H_a: \phi_1 \neq 0, \phi_2 \neq 0, \phi_3 \neq 0$ , onde os parâmetros  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$  são referentes as quebras estruturais encontradas pelo teste de Bai e Perron.

<sup>16</sup>

$$F = \frac{(R_Q^2 - R_{LQ}^2)/p_Q - p_{LQ}}{(1 - R_Q^2)/N - p_Q}$$

onde  $R_Q^2$  é o coeficiente de determinação no modelo Q,  $R_{LQ}^2$  é o coeficiente de determinação no modelo LQ,  $p_Q$  e  $p_{LQ}$  são o número de parâmetros estimados no modelo Q e LQ, respectivamente e  $N$  é o número de observações na amostra.

No entanto, apesar de a segunda quebra estimada coincidir para os dois modelos, a primeira quebra estimada difere em dois meses entre os mesmos. Embora os modelos não sejam perfeitamente aninhados, considerando-se a proximidade das estimativas encontradas para a primeira quebra, supõe-se aqui que as estimativas se deram na mesma data ( $\hat{T}_1^{LQ} = \hat{T}_1^Q$ ) e, portanto, a estatística do teste F pode ser utilizada<sup>17</sup>. A estatística F observada foi de aproximadamente 1,95 contra o valor crítico de 3,86 mostrando que a hipótese nula de linearidade com quebras estruturais na relação entre inflação e VPR não pode ser rejeitada. Logo, o modelo que melhor se ajusta aos dados brasileiros no período analisado é o modelo LQ, representado pela equação (2) e Tabela 1, o que pode ser reforçado pela não significância da maioria dos coeficientes referentes ao quadrado da inflação no modelo quadrático<sup>18</sup>.

Assim, pode-se inferir que a relação entre inflação e VPR é positiva ao longo do tempo, embora venha se enfraquecendo após a adoção de metas para a inflação e após a estabilização das expectativas do mercado em relação à manutenção das políticas econômicas adotadas pelo novo governo. Este resultado está de acordo com as teorias dos modelos de custo de *menu* e dos modelos de informação imperfeita que predizem uma relação positiva entre inflação e VPR. No modelo de custos de *menu* de Ahlin e Shintani (2007), que permitiram dois regimes inflacionários distintos, a política ótima de ajustamento de preço (S,s) usada pela firma são diferentes em ambientes inflacionários distintos. Sendo que a banda de ajustamento dos preços em um ambiente com baixa inflação está contida dentro da banda de alta inflação, reduzindo a força da relação entre inflação e VPR intramercado. Dessa forma, a redução da inflação brasileira causada pela adoção de metas para a inflação poderia ter causado um estreitamento da banda de ajustamento de preços das firmas, reduzindo o efeito marginal da inflação sobre a VPR. Contudo, vale lembrar que a VPR utilizada neste trabalho foi a intermercado e a utilizada por Ahlin e Shintani para desenvolvimento do modelo foi a intramercado.

Por conseguinte, para o caso brasileiro no período analisado, não existe evidência do formato de U como encontrado por Choi (2010) e Choi, Kim e O'Sullivan (2011). Ambos os autores mostraram que, em ambientes com baixa e estável inflação, a relação entre inflação

<sup>17</sup> Como os dois modelos não são perfeitamente aninhados, o correto para se calcular a estatística F seria forçar a igualdade entre  $\hat{T}_1^{LQ}$  e  $\hat{T}_1^Q$ , para isso poder-se-ia forçar a quebra a ocorrer em julho de 1998 no modelo Q ou forçá-la a ocorrer em maio de 1998 no modelo LT. No primeiro caso, ao forçar  $\hat{T}_1^Q = Jul/98$  a estatística  $F^{**}$  encontrada seria menor que a  $F$  observada considerando  $\hat{T}_1^{LQ} \neq \hat{T}_1^Q$ , portanto,  $F^{**}$  também não rejeitaria  $H_0$ . Já no segundo caso, ao forçar  $\hat{T}_1^{LQ} = Mai/98$ , a estatística  $F^*$  encontrada seria maior que a  $F$  observada existindo, portanto, a possibilidade de que  $F^*$  rejeite  $H_0$ . No entanto, como a diferença entre as duas quebras é de apenas 2 observações dentro das 213 consideradas, pode-se considerar que o efeito dessa possível diferença é desprezível no cálculo da estatística. Sendo assim, prosseguiu-se usando a  $F$  observada, ou seja, com  $\hat{T}_1^{LQ} \neq \hat{T}_1^Q$  supondo que  $\hat{T}_1^{LQ} = \hat{T}_1^Q$ .

<sup>18</sup> Foram estimadas equações incluindo a VPR defasada como regressor e verificou-se que tal variável é não significante, podendo-se concluir que a VPR passada não tem grande influência sobre a relação, como já mostrado por Gomes (2007).

e VPR assumiria o formato de U. No entanto, para o Brasil, apesar de a inflação ter se estabilizado em um patamar dentro da faixa adotada após a adoção do regime de metas, essa meta ainda é considerada relativamente alta quando comparada ao padrão internacional.

Adicionalmente, a fim de testar o impacto diferenciado dos componentes da inflação na VPR para os dados brasileiros, foi verificado se esta variável responde de forma diferente à inflação antecipada e não antecipada ao estimar o modelo linear com quebras estruturais<sup>19</sup> usando a decomposição da inflação nesses componentes, como pode ser visto na Tabela 3.

**Tabela 3:** Regressão do modelo linear - inflação esperada e não esperada - com quebra em Maio de 1998.

<i>Parâmetro</i>	<i>1995 - 1998</i>	<i>1998 - 2012</i>
$\alpha$	1,60 (1,22) [0,189]	2,23 (0,64) [0.001]
$\sigma$	10,98 (1,31) [0.000]	2,19 (1,04) [0.036]
$\delta$	3,67 (2,47) [0.140]	5,49 (1.31) [0.000]
$R^2:0,533$	$DW: 2,115$	$F (6, 207):39,316$
$\hat{T}_1 = \text{Mai/98}$ [Ago/97; Jul/98]		

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

O erro padrão de cada variável se encontra entre parênteses. Dentro dos colchetes se encontram os p-valores para os coeficientes estimados e os intervalos de confiança ao nível de 95% para as estimativas das quebras.

Como pode ser percebido na tabela acima, a quebra referente a 2002 encontrada nas regressões anteriores desaparece quando a inflação é decomposta em seus componentes antecipado e não antecipado, sendo que a VPR responde diferentemente a estes componentes. O impacto marginal da inflação antecipada reduz significativamente após a adoção das metas, enquanto, a inflação não antecipada somente passa explicar a VPR a partir daí. No período anterior a adoção das metas é o componente esperado da inflação quem conduz a VPR, o que

<sup>19</sup>O mesmo exercício foi realizado para o modelo Q, no entanto, foram encontradas cinco quebras, sendo que a maioria das variáveis é não significativa, incluindo as variáveis quadráticas, não ocorrendo evidência alguma do formato de U também para o modelo em que a inflação é decomposta em antecipada e não antecipada. A variável dependente defasada também foi incluída como regressor não se mostrando significativa. Os resultados referentes a essa regressão se encontram presentes em anexo.

contemplaria os modelos de custos de *menu* não fosse o construção da VPR intermercado, entretanto, o impacto do mesmo é reduzido após a adoção do regime de metas. Tal resultado corrobora os resultados de Nautz e Scharff (2005) os quais mostraram que a influência da inflação esperada na Alemanha desapareceu devido a uma política monetária crível ter estabilizado as expectativas inflacionárias em um nível baixo. Nessa mesma linha Nautz e Scharff (2011) encontraram que o impacto da inflação não esperada é significativamente forte na área do Euro, sendo que a inflação esperada impacta a VPR apenas se a inflação é muito alta ou muito baixa. Em ambientes onde a inflação é baixa, mas bem acima de zero a inflação esperada não afeta a VPR. Caraballo, Dabús e Usabiaga (2006) também mostraram que o componente antecipado da inflação não afeta a VPR na Espanha, que representa o caso de baixa e estável inflação, mas afeta a Argentina, com alta e, particularmente, extrema inflação. Juntamente com as evidências da literatura, os resultados encontrados aqui podem sugerir que, apesar da inflação média ter sido reduzida e as autoridades monetárias terem ganhado credibilidade ao longo do tempo, essa credibilidade ainda não é forte o suficiente para estabilizar as expectativas em um nível baixo tal que não afete a VPR. De fato, Konieczny e Skrzypacz (2005) encontraram um efeito mais nítido da inflação esperada na VPR durante a transição de uma economia de planejamento para uma economia de mercado na Polônia, quando as expectativas inflacionárias eram relativamente altas. Isso sugere que o impacto da inflação esperada na VPR depende do nível da inflação.

Entretanto, no que concerne ao período que vai de 1999 a 2012, a inflação não esperada afeta a VPR juntamente com a esperada, assim como encontrado por Dabús (2000) para a Argentina. Como já comentado anteriormente, Lach e Tsiddon (1992) e Ahlin e Shintani (2007) esclarece que o conceito de VPR utilizada nos modelos de custo de *menu* é a intramercado. Assim, uma vez que a VPR utilizada nesse trabalho diz respeito à variação dos preços relativos em torno de uma média agregada, tal medida esta de acordo com o conceito utilizado pelos modelos de informação imperfeita. Todavia, as evidências encontradas aqui não estão plenamente de acordo com tais modelos, já que os mesmos predizem serem somente choques inflacionários não antecipados que afetam a VPR.

Segundo Bakhshi (2002) tanto o enfraquecimento da relação ente inflação esperada e VPR quanto o aumento da relação ente a inflação não antecipada e a VPR podem ocorrer devido ao mercado ter se tornado mais competitivo. Assim sendo, as evidências aqui encontradas sugerem que a competitividade do mercado pode ter aumentado após a adoção das metas para inflação, o que se torna uma questão interessante para ser analisada em estudos posteriores.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A fim de fornecer subsídios aos formuladores de políticas econômicas, é frequente a investigação da relação entre a inflação e VPR na literatura tanto teórica quanto empírica. O conhecimento dessa relação é importante para entender os mecanismos de transmissão da inflação, bem como as respostas dos diferentes mercados aos choques inflacionários e os custos de bem estar da inflação. O caso brasileiro é interessante devido ao histórico de altas taxas inflacionárias que foram controladas após o Plano Real, embora a credibilidade só fosse conquistada após a adoção das metas inflacionárias e, em especial, após a percepção do mercado em relação ao compromisso das autoridades monetárias para a manutenção da estabilidade de preços. A literatura mostra que a VPR responde de forma diferenciada a distintos ambientes inflacionários, de forma que se torna interessante verificar se a adoção do regime de metas para a inflação afeta a relação entre inflação e VPR.

Portanto, o objetivo deste trabalho foi o de verificar o impacto da adoção do regime de metas para a inflação no Brasil sobre o comportamento da relação entre inflação e VPR. Para tanto, analisou-se o ajustamento dos dados brasileiros a um modelo linear com quebras e a um modelo quadrático, a fim de verificar o formato de U da relação já evidenciado pela literatura internacional. Em ambos os modelos foram permitidas quebras estruturais na relação, baseadas no teste de Bai e Perron (1998, 2003), com o intuito de confirmar a não linearidade da mesma. Constatou-se que, no Brasil, a relação entre a inflação e VPR é positiva sendo que a mesma perde intensidade após a adoção das metas para inflação e se enfraquece ainda mais após o ganho de credibilidade das autoridades monetárias em manter um ambiente de preço estável. Pode-se deduzir, portanto, que não só a adoção do regime de metas foi importante para o enfraquecimento da relação, como também a credibilidade de tal política.

Adicionalmente, verificou-se que a inflação esperada foi quem conduziu a VPR anteriormente à adoção das metas, a partir daí o componente não antecipado da inflação se tornou significativo passando a afetar a VPR juntamente com o componente esperado que teve seu impacto reduzido. De acordo com evidências empíricas da literatura, quando uma política monetária crível estabelece a expectativa da inflação em um nível suficientemente baixo, a mesma deixa de impactar a VPR. Como o impacto marginal do componente esperado da inflação enfraqueceu após as metas para a inflação, pode-se sugerir que apesar de no Brasil a expectativa de inflação ainda não ser baixa o suficiente de forma a não afetar a VPR, tal

redução pode indicar que o país se encontra a caminho de um ambiente onde a inflação esperada não afete a VPR tal qual nos países com inflação baixa e estável.



## REFERENCIAS

- ANDREWS, D. W. K. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 817-858, 1991.
- ANDREWS, D. W. K.; MONAHAN, J. C. An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 953-966, 1992.
- AHLIN, C.; SHINTANI, M. Menu costs and Markov inflation: a theoretical revision with new evidence. *Journal of Monetary Economics*, v. 54, n.3, p. 753-784, 2007.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, p. 47-78, 1998.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 18, n.1, p. 1-22, 2003.
- BAKHSHI, H. Inflation and Relative Price Variability. *Economics Letters*, v. 76, p. 27-33, 2002.
- BARRO, R. J. Rational Expectations and the Role of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 110, p. 161-193, 1976.
- BENABOU, R. Search, price setting and inflation. *The Review of Economic Studies*, v. 55, n.3, p. 353-376, 1988.
- BENABOU, R. Inflation and efficiency in search markets. *The Review of Economic Studies*, v. 59, n. 2, p. 299-329, 1992.
- BENABOU, R.; GERTNER, R. Search with Learning from Prices: does increased inflationary uncertainty lead to higher markups? *The Review of Economic Studies*, v. 60, n. 1, p. 69-93, 1993.
- BLEJER, M. I.; LEIDERMAN, L. Inflation and relative-price variability in the open economy. *European Economic Review*, v. 18, n. 2:p. 387-402, 1982.
- BOMBERGER, W. A.; MAKINEN, G. E. Inflation and Relative Price Variability: Parks' study reexamined. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.25, p. 854-61, 1993.
- CAGLAYAN, M.; FILIZTEKIN, A. Nonlinear impact of inflation on relative price variability. *Economics Letters*, v. 79, n. 2, p. 213-218, 2003.
- CAPLIN, A. S.; SPULBER, D. F. Menu costs and the neutrality of money. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 102, n.4, p. 703-725, 1987.

CARABALLO, M.; DABÚS, C. D.; CARAMUTA, D. A Non-linear " Inflation-Relative Prices Variability" Relationship: Evidence from Latin America. Centro de Estudios Andaluces, 2006.

CARABALLO, M. A.; DABÚS, C.; USABIAGA, C. Relative prices and inflation: new evidence from different inflationary contexts. *Applied Economics*, v. 38, n.16,p. 1931-1944, 2006.

CHANG, E.C.;CHENG, J. W. Further Evidence on the Variability of Inflation and Relative Price Variability. *Economics Letters*, v. 66, n. 1, p. 71-77, Janeiro,2000.

CHOI, C. Y. Reconsidering the relationship between inflation and relative price variability. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 42, n. 5, p. 769-798, 2010.

CHOI, C. Y., KIM, Y. S., e O'SULLIVAN, R. Inflation Targeting and Relative Price Variability: what difference does inflation targeting make? *Southern Economic Journal*, v. 77, n. 4, p. 934-957, 2011.

COOPER, R.; JOHN, A. Coordinating coordination failures in Keynesian models. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 103, n.3, p. 441-463.

CUKIERMAN, A. Relative price variability and inflation: a survey and further results. In: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. North-Holland, v. 19, p. 103-157, 1983.

CUKIERMAN, A. Inflation, Stagflation, Relative Prices and Imperfect Information. Cambridge: Cambridge University Press, 1984.

DABÚS, C. Inflationary regimes and relative price variability: evidence from Argentina. *Journal of Development Economics*, v. 62, n. 2, p. 535-547, 2000.

DANZIGER, L. Inflation, Fixed Cost of Price Adjustment, and Measurement of Relative-Price Variability: theory and evidence. *American Economic Review*, v. 77, n. 4, p. 704-13, 1987.

DEBELLE, G.;LAMONT, O. Relative Price Variability and Inflation: evidence from U.S. cities. *The Journal of Political Economy*, v. 15, n. 1, p. 132-152, February,1997.

DIAMOND, P. A. Search, sticky prices, and inflation. *The Review of Economic Studies*, v. 60, n. 1, p. 53-68, 1993.

DOMBERGER, S. Relative Price Variability and Inflation: a disaggregated analysis. *The Journal of Political Economy*, v. 95, n. 3, p. 547-566, June,1987.

FIELDING, D.;MIZEN, P. Relative Price Variability and Inflation in Europe. *Economica*, v. 67, n. 265, p. 57-78, 2000.

FISCHER, S. Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation. *Brookings Paperson Economics Activity*, v.1981, n. 2, p. 381-431, 1981

FREIRE, L. P. *Análise empírica dos efeitos da inflação no crescimento econômico e na variabilidade dos preços relativos*. 2009. 98 f. Tese (Doutorado em Economia) – Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza. 2009.

FRIEDMAN, M. Nobel lecture: inflation and unemployment. *The Journal of Political Economy*, p.451-472, 1977.

GRAHAM, F D. *Exchange, prices, and production in hyper-inflation: Germany, 1920-1923*. Ludwig von Mises Institute, 1930.

GIAMBIAGI, F. et al. *Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010*, 2º ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GOMES, C. Política Monetária e Variabilidade dos Preços Relativos: uma análise do caso brasileiro. In: *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2007.

HERCOWITZ, Z. Money and the Dispersion of Relative Prices. *Journal of Political Economy*, v. 89, p. 328-56, 1981.

KONIECZNY, J. D.; SKRZYPACZ, A. Inflation and price setting in a natural experiment. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n.3, p. 621-632, 2005.

LACH, S.; TSIDDON, D. The Behavior of Prices and Inflation: an empirical analysis of disaggregated price data. *Journal of Political Economy*, v. 100, n.2, p. 349-89, 1992.

LANDAU, E.; PEIXOTO, S. S. Inflação, indexação e preços relativos: novas evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 22, n.1, 1992.

LUCAS Jr., R. E. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, v. 63, p. 326-34, 1973.

LUQUE, C. A.; DE VASCONCELLOS, M. A. S. Considerações sobre o Problema da Inflação. In: GREMAUD, A. P. et al. 5º ed. *Manual de Economia*. São Paulo: Saraiva, 2004.

MILLS, F. *The Behavior of Prices*. New York: Arno, 1927.

MISHKIN, F. S.; WESTELIUS, N. J. Inflation band targeting and optimal inflation contracts. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 40, n. 4, p. 557-582, 2008.

MOURA DA SILVA, A. e KADOTA, D. K. Inflação e Preços Relativos: O Caso Brasileiro – 1970-79. *Estudos Econômicos*, v. 12, p. 249-262, 1982.

MUSSA, M. Sticky prices and disequilibrium adjustment in a rational model of the inflationary process. *The American Economic Review*, v. 71, n. 5, p. 1020-1027, 1981.

NAUTZ, D.; SCHARFF, J. Inflation and Relative Price Variability in a Low Inflation Country: empirical evidence for Germany. *German Economic Review*, v. 6, n.4, p. 507-523, 2005.

NAUTZ, D.; SCHARFF, J. Inflation and relative price variability in the euro area: evidence from a panel threshold model. *Applied Economics*, v. 44, n.4, p. 449-460, 2012.

PARKS, R. W. Inflation and Relative Price Variability. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n. 1, p. 79-95, Fevereiro, 1978.

PARSLEY, D. Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run: new evidence from the United States. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 28, n.3, p. 323-341, 1996.

PERRON, P.; YAMAMOTO, Y. Using OLS to Estimate and Test for Structural Changes in Models with Endogenous Regressors. *Journal of Applied Econometrics*, 2013.

REINSDORF, M. New evidence on the relation between inflation and price dispersion. *The American Economic Review*, v. 84, n. 3, p. 720-731, 1994.

ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. 2<sup>o</sup>ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2001.

ROTEMBERG, J. Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies*, v. 49, n. 4, p. 517-531, 1982.

ROTEMBERG, J. Aggregate consequences of fixed costs of price adjustment. *American Economic Review*, v. 73, n. 3, p. 433-436, 1983.

SHESHINSKI, E.; WEISS, Y. Inflation and costs of price adjustment. *Review of Economic Studies*, v. 44, n. 2, p. 287-303, 1977.

SHESHINSKI, E.; WEISS, Y. Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation. *The Review of Economic Studies*, p. 513-529, 1983.

VAN HOOMISSEN, T. Price Dispersion and Inflation: evidence from Israel. *Journal of Political Economy*, v. 96, n.6, p. 1303-14, 1988.

VINING, D. R.; ELWERTOWSKI, T. C. The Relationship between Relative Prices and the General Price Level. *American Economic Review*, v. 66, n. 4, p. 699-708, 1976.

## ANEXOS

### ANEXO A – Modelos Teóricos

#### Modelo de Informação Imperfeita

O modelo que relaciona inflação não antecipada e VPR exposto aqui é o modelo de Hercowitz (1981) micro fundamentado por Bakhshi (2002). O mesmo consiste no fato de as firmas observarem o nível geral de demanda por seus bens, mas não distinguem entre choque agregado ( $M$ ) e choque idiossincrático ( $e^{\phi_i}$ ), sendo que elas não observam o nível de preço agregado,  $P$ . Não existem variáveis estados no modelo, tal que os problemas de otimização das firmas se resumem a uma série de problemas estáticos.

A firma  $i$  ajusta seu preço para maximizar a utilidade esperada sujeita a demanda e a tecnologia de produção:

$$\text{Max}_{P_i} E U_i = E \left\{ \left( \frac{P_i}{P} \right) Y_i - \frac{d}{\xi} L_i^\xi + \frac{\overline{M}_i}{P} \right\} \quad (1)$$

Sujeita a

$$Y_i = \left( \frac{P_i}{P} \right)^{-\theta} \left( \frac{e^{\phi_i} M}{P} \right), Y_i = L_i^{\alpha_i}, P \equiv \left( \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m P_i^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \text{ e } \phi_i \sim N(0, \sigma_\phi^2).$$

$P_i$  é o preço da firma  $i$ ;  $P$  é o índice de preço agregado;  $L_i$  é o insumo trabalho da firma  $i$ ;  $\xi$  mede a desutilidade marginal do trabalho;  $\alpha_i < 1$  é o retorno ao trabalho na tecnologia de produção da firma  $i$ ;  $\overline{M}_i$  é a quantidade de dinheiro que a firma deseja guardar;  $\theta$  é a constante elasticidade de substituição entre os bens, assumida ser maior que a unidade para assegurar a existência de equilíbrio; e  $m$  é o número de bens.

A condição de primeira ordem de da Equação (1), assumindo que o nível de preço agregado é log-normalmente distribuído,

$$\ln P = p \sim N(Ep, s_p^2),$$

Pode escrita como:

$$p_i = \psi_i(m + \phi_i) + (1 - \psi_i)Ep + c_i, \quad (2)$$

onde,

$$\psi_i = \frac{(\xi - \alpha_i)(1 - \chi)}{\xi - \alpha_i\chi},$$

$0 < \chi_i = \frac{\theta-1}{\theta} < 1$ , sendo  $\chi$  um indicador de intensidade da competição no mercado de bens, quanto maior  $\chi$ , maior é a competição; e  $c_i$  é uma constante específica da firma. Assuma adicionalmente que

$$\psi_i = \frac{(\xi - \alpha_i)(1 - \chi)}{\xi - \alpha_i\chi} \sim N(\psi, \sigma_\psi^2)$$

e que essa distribuição é conhecida pelas firmas. E a oferta monetária segue uma regra de crescimento estocástico com crescimento esperado  $g_t$ :

$$mg_t = m_t - m_{t-1} = g_t + \tilde{m}_t, \quad (3)$$

onde  $\tilde{m}_t \sim N(0, \sigma_{\tilde{m}}^2)$ . Seguindo Hercowitz (1981), Bakhshi (2002) resolveu para o nível agregado de preços pelo método dos coeficientes indeterminados e, então, pôde computar uma expressão para a variabilidade das taxas de mudança no preço individual no tempo  $t$ ,  $\gamma_t^2$ , a usual medida de VPR:

$$\gamma_t^2 \equiv \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m [(p_t^i - p_{t-1}^i) - (p_t - p_{t-1})]^2 \quad \forall m \text{ grande}$$

que, em termos do modelo,

$$\gamma_t^2 = 2 \left( (1 - \xi)^2 \sigma_\psi^2 + (\xi + \psi(1 - \xi))^2 \right) \sigma_\phi^2 + (1 - \xi)^2 \sigma_\psi^2 \left( \frac{\sigma_{\tilde{m}}^2 + (\sigma_\phi^2/\psi)}{\sigma_{\tilde{m}}^2 + \sigma_\phi^2} \right)^2 (\pi_t - E\pi_t)^2 \quad (4)$$

$$\text{onde } \xi = \frac{\sigma_{\bar{m}}^2}{\sigma_{\bar{m}}^2 + \left(\frac{1}{\psi}\right)\sigma_{\phi}^2}.$$

Os resultados das derivações em Hercowitz (1981) mostram que um aumento na inflação não antecipada aumenta a VPR, e a taxa em que isto ocorre aumenta com a variância *cross-sectional* das tecnologias na economia, ou seja, com a variância da elasticidade excesso de demanda dos mercados,  $\sigma_{\psi}^2$ . A micro fundamentação do modelo, contudo, permite novos resultados, entre eles se encontra o fato de uma maior competição implicar uma relação mais forte entre inflação não antecipada e VPR:

$$\frac{\partial^2 \gamma_t^2}{\partial(\pi_t - E\pi_t)\partial\chi} > 0.$$

Conforme definido por Cooper e John (1988), a complementariedade estratégica existe uma vez que um aumento na ação de todos os agentes exceto o agente  $i$  aumenta o retorno marginal da ação do agente  $i$ . A Equação (2) mostra que o preço que maximiza o lucro da firma  $i$  esta aumentando com o ajustamento de preços das outras firmas, então, os preços são complementos estratégicos. O grau de complementariedade estratégica está aumentando em  $\chi$ , ou seja, quanto mais intensa é a competição, maior a probabilidade das decisões de preços das firmas responderem a mudanças percebidas no nível agregado de preços. E, dado que a relação entre inflação e VPR aumenta com a má percepção do nível de preço agregado, existe uma forte relação entre inflação não antecipada e VPR.

## Modelos de Custo de Menu

Os modelos com informação perfeita, mas com ajustamento de preço escalonado também prediz uma relação positiva entre inflação e VPR. De acordo com Rotemberg (1983), as firmas monopolisticamente competitivas se deparam com a curva de demanda familiar na Equação (1). Não existe heterogeneidade na função de produção, ou seja, as firmas incorrem em um custo fixo comum quando ajustam seus preços. A oferta monetária cresce a uma taxa determinística,  $g$ , e não existe incerteza nesse modelo. Assume ainda que a função de produção é quadrática:

$$\frac{1}{2}UP_tY_i^2, \quad (5)$$

onde  $U$  é uma constante positiva. Na ausência de custos de *menu*, as firmas deveriam ajustar seus preços,  $P_i^*$ , de tal forma a maximizar os lucros esperados. Entretanto, face aos custos de ajustamento dos preços nominais, o preço real se distancia do preço de maximização do lucro instantâneo. Rotemberg (1982, 1983) mostra que a perda instantânea de lucro da cobrança de  $p_i$  ao invés de  $p_i^*$  é de aproximadamente:

$$B(p_i - p_i^*)^2 \quad (6)$$

onde,

$$B = \left\{ \theta \log \left( \frac{\theta}{\theta - 1} \right) \right\} \left\{ \frac{2\theta U}{\theta - 1} \right\}^{-\frac{2\theta}{1+\theta}} \left( \frac{M_t}{P_t} \right)^{\frac{2}{1+\theta}}$$

Ao ajustar os preços, os agentes escolhem tanto o novo preço quanto o período sobre o qual eles manterão os preços fixos tal que o lucro líquido, ou seja, descontados os custos de ajustamento, fosse maximizado. Assumindo que os agentes são uniformemente distribuídos ao longo do tempo do último reajuste de preços, Rotemberg prova que a taxa de crescimento monetário,  $g$ , é também a taxa de inflação, caso no qual os saldos reais monetários são constantes.

A simetria do modelo significa que todos os agentes adotam a mesma política de ajustamento de preços. Em particular, assumindo que  $A > 0$  denota o custo fixo de



ajustamento de preços, Mussa (1981) mostra que nesses modelos a duração ótima dos períodos em que os agentes mantêm os seus preços nominais constantes é:

$$T = \left(\frac{6A}{B}\right)^{\frac{1}{3}} g^{-\frac{2}{3}} \quad (7)$$

Denotando a duração do tempo entre as observações de preços dos pesquisadores como  $h$ , no caso onde se assume que cada agente aumenta seu preço no máximo uma vez entre as sucessivas observações, Danziger (1987) mostra que a variância das taxas de mudança de preço,  $V$ , entre sucessivas observações é dada por:

$$V = \left(\frac{6A}{B}\right)^{\frac{1}{3}} hg^{\frac{4}{3}} - g^2 h^2 \quad (8)$$

Esta relação é não linear e depende do valor de  $h$ . De fato Danziger (1987) mostra que tal relação pode ser negativa para alguns valores de inflação:

$$\frac{\partial^2 V}{\partial g \partial \theta} < 0 \quad (9)$$

Dependendo dos valores dos parâmetros e do intervalo onde a inflação é observada, a relação observada entre inflação esperada e VPR pode ser positiva, ter forma de U invertido, ou ter o formato de V.

A relação entre inflação e VPR no modelo de custo de menu de Rotemberg (1982) é decrescente no grau de competição do mercado de bens. Intuitivamente, um ambiente com maior competição significa que as firmas optam por um intervalo de manutenção dos preços constantes,  $T$ , com menor duração. Assim sendo, esse ajuste mais rápido significa uma relação mais fraca entre inflação e VPR.

## ANEXO B – Tabelas

**Tabela B1:** Mudanças das Estruturas de Ponderação do IPCA

Estruturas de Pesos	POF	Número de Subitens
Agosto 1999 - Junho 2006	1995-1996	512
Julho 2006 - Dezembro 2011	2002-2003	383
Janeiro 2012	2008-2009	365

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela B2:** Teste Dickey – Fuller Aumentado (ADF) de Estacionariedade

Séries	Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita $H_0$ Raiz Unitária
			5%	10%	
$\pi$	-6,02	0	-2,87	-2,57	Sim
$\pi^e$	-5,88	0	-2,87	-2,57	Sim
$\pi^{ne}$	-12,36	0	-2,87	-2,57	Sim
VPR	-8,70	0	-2,87	-2,57	Sim

Fonte: Elaboração própria

Notas:  $\pi$  é o valor absoluto da inflação

**Tabela B3:** Estatísticas Descritivas da série de Inflação para o período completo e os referentes às quebras estruturais.

	<i>Inflação (IPCA)</i>			
	1995-2012	1995-1998	1998-2002	2002-2012
<b>Média</b>	0.59	0.86	0.60	0.48
<b>Mediana</b>	0.48	0.54	0.56	0.45
<b>Máximo</b>	3.02	2.67	1.61	2.25
<b>Mínimo</b>	-0.51	-0.12	-0.51	-0.21
<b>Desvio Padrão</b>	0.51	0.71	0.54	0.34
<b>Observações</b>	213	43	52	118

Fonte: Elaboração própria

**Tabela B4:** Estatísticas Descritivas da série de VPR para o período completo e os referentes às quebras estruturais.

	<i>VPR</i>			
	<b>1995-2012</b>	<b>1995-1998</b>	<b>1998-2002</b>	<b>2002-2012</b>
<b>Média</b>	5.95	11.35	5.63	4.11
<b>Mediana</b>	4.28	8.05	4.39	3.74
<b>Máximo</b>	40.43	40.43	24.58	9.19
<b>Mínimo</b>	1.34	2.02	2.12	1.33
<b>Desvio Padrão</b>	5.55	9.55	3.68	1.70
<b>Observações</b>	213,00	43	52	118

Fonte: Elaboração própria

**Tabela B5:** Regressão do modelo linear com quebra estrutural em Dezembro de 1997 e Julho de 2003 com a variável dependente defasada.

<b>Parâmetro</b>	<b>1995 - 1998</b>	<b>1998 - 2002</b>	<b>2002 - 2012</b>
$\alpha$	2,83 (0,95) [0,003]	1,47 (1,25) [0,241]	2,64 (0,68) [0,000]
$\beta$	8,85 (0,87) [0,000]	5,88 (0,99) [0,000]	1,27 (1,12) [0,257]
$\gamma$	0,08 (0,06) [0,237]	0,08 (0,19) [0,669]	0,19 (0,14) [0,190]
<b><math>R^2</math>:0,611</b>	<b><math>DW</math>:2,032</b>	<b><math>F(9, 204)</math>:35,634</b>	<b><math>N</math>: 213</b>
<b><math>\hat{T}_1</math> = Jul/98 [Mai/98;Fev/01]</b>	<b><math>\hat{T}_2</math> = Nov/02 [Jan/02; Jul/03]</b>		

Fonte: Elaboração própria

Notas:

O erro padrão de cada variável se encontra entre parênteses. Dentro dos colchetes se encontram os p-valores para os coeficientes estimados e os intervalos de confiança ao nível de 95% para as estimativas das quebras.

**Tabela B6:** Regressão do modelo quadrático com quebra estrutural em Junho de 1998 e Novembro de 2002 com a variável dependente defasada.

<i>Parâmetro</i>	<i>1995 - 1998</i>	<i>1998 – 2002</i>	<i>2002 – 2012</i>
$\alpha$	1,68 (1,33) [0,207]	3,13 (1,40) [0,027]	2,60 (1,11) [0,020]
$\beta$	11,78 (2,56) [0,000]	1,16 (2,32) [0,617]	1,38 (2,41) [0,566]
$\phi$	-1,25 (1,02) [0,226]	1,95 (0,89) [0,029]	-0,07 (1,33) [0,959]
$\gamma$	0,09 (0,06) [0,185]	0,09 (0,20) [0,618]	0,20 (0,16) [2,224]
$R^2$ :0.623	$DW$ :2,027	$F(9, 204)$ :27,621	$N$ : 213
$\hat{T}_1 = \text{Jun/98}$ [Mai/98;Out/00]	$\hat{T}_2 = \text{Nov/02}$ [Set/01;Abril/03]		

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

O erro padrão de cada variável se encontra entre parênteses. Dentro dos colchetes se encontram os p-valores para os coeficientes estimados e os intervalos de confiança ao nível de 95% para as estimativas das quebras.

**Tabela B7:** Regressão do modelo quadrático com quebra estrutural em Dezembro de 1997 e Julho de 2003 para os componentes esperados e não esperados da inflação.

<i>Variável</i>	<i>1995 - 1997</i>	<i>1997 - 2003</i>	<i>2003 - 2012</i>
$\alpha$	1,38 (2,10) [0,514]	4,52 (1,45) [0,002]	3,67 (2,51) [0,145]
$\sigma$	11,62 (4,81) [0,017]	1,24 (3,21) [0,669]	-0,28 (10,39) [0,979]
$\delta$	3,05 (7,12) [0,669]	-3,58 (3,38) [0,290]	-2,20 (8,27) [0,791]
$\eta$	-0,39 (2,23) [0,859]	0,36 (1,57) [0,816]	2,21 (10,81) [0,838]
$\psi$	0,66 (6,87) [0,923]	6,87 (2,17) [0,002]	2,76 (19,31) [0,886]
$R^2:0,568$	$DW:2,109$	$F(15,198):17,390$	$N: 213$
$\hat{T}_1 = \text{Dez/97}$ [Jun/98; -]	$\hat{T}_2 = \text{Jul/03}$ [Jul/03; -]		

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

O erro padrão de cada variável se encontra entre parênteses. Dentro dos colchetes se encontram os p-valores para os coeficientes estimados e os intervalos de confiança ao nível de 95% para as estimativas das quebras.

O símbolo “-“ no limite superior do intervalo de confiança substitui um valor encontrado fora da amostra considerada.

**Tabela B8:** Regressão do modelo linear com quebra estrutural em Julho de 1997 e Junho de 2003 para os componentes esperados e não esperados da inflação com variável dependente defasada.

<i>Variável</i>	<i>1995 - 1997</i>	<i>1997 - 2003</i>	<i>2003 - 2012</i>
$\alpha$	1,85 (1,64) [0,260]	3,04 (0,95) [0,002]	2,47 (1,48) [0,097]
$\sigma$	12,02 (1,80) [0,000]	1,96 (1,44) [0,175]	1,19 (2,27) [0,614]
$\delta$	4,08 (2,53) [0,109]	6,09 (1,48) [0,000]	-0,94 (3,36) [0,779]
$\gamma$	-0,12 (0,09) [0,206]	-0,04 (0,14) [0,758]	0,25 (0,25) [0,309]
<b><math>R^2</math>:0,552</b>	<b>DW:2,015</b>	<b>F (15,198):20,626</b>	<b>N: 213</b>
$\hat{T}_1 = \text{Jul}/97$ [Abr/97; Jun/98]	$\hat{T}_2 = \text{Jun}/03$ [Out/02; Jan/05]		

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

O erro padrão de cada variável se encontra entre parênteses. Dentro dos colchetes se encontram os p-valores para os coeficientes estimados e os intervalos de confiança ao nível de 95% para as estimativas das quebras.