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

ENSAIOS SOBRE A META DE INFLAÇÃO ÓTIMA PARA O BRASIL

(versão corrigida)

Marcelo Gaspari Cirne de Toledo

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves
Coorientador: Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte

SÃO PAULO
2011

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Denisard Cnéio de Oliveira Alves
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

MARCELO GASPARI CIRNE DE TOLEDO

ENSAIOS SOBRE A META DE INFLAÇÃO ÓTIMA PARA O BRASIL

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Doutor em Teoria Econômica.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves

Coorientador: Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte

SÃO PAULO

2011

FICHA CATALOGRÁFICA
Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Toledo, Marcelo Gaspari Cirne de
Ensaios sobre a meta de inflação ótima para o Brasil / Marcelo Gaspari Cirne de Toledo. -- São Paulo, 2011.
112 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2011.
Orientador: Carlos Eduardo Soares Gonçalves.

1. Inflação – Brasil 2. Política monetária – Brasil 3. Salários I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 332.41

Aos meus pais, irmãos e amigos,
pelo apoio e incentivo.

Agradeço à Faculdade de Administração, Economia e Contabilidade da Universidade de São Paulo, onde iniciei meus estudos em Economia, aos seus professores e funcionários. Ao meu orientador, Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves, e ao meu coorientador, Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte, que me motivaram e me guiaram ao longo da elaboração dessa tese. Meus agradecimentos também à banca de qualificação pelas críticas e sugestões.

Ao Octavio de Barros e ao Banco Bradesco, instituição na qual sou economista, pelo apoio ao longo do curso de doutorado.

Aos meus amigos, em especial, Klênio Barbosa, Luiz Cláudio Barcelos, Nathan Batista, Rafael Paulillo e Sérgio Minguez pelas inúmeras discussões desde os estudos de graduação.

Aos meus pais e irmãos pelo apoio e incentivo em momentos cruciais.

RESUMO

O regime de meta para a inflação foi adotado por um amplo conjunto de países nos últimos anos. Evidentemente, a definição da meta de inflação a ser perseguida é parte essencial do regime. O presente trabalho pretende contribuir para o debate sobre a meta ótima para o Brasil. O trabalho está dividido em três ensaios que, por caminhos diversos, buscam estimar quantitativamente os custos e benefícios de diferentes metas de inflação para a economia brasileira. O foco é sobre os efeitos de longo prazo de diferentes metas, uma vez que esses são mais relevantes do que os possíveis custos de ajustamento para uma eventual nova meta de inflação.

O primeiro artigo aborda a questão sobre a meta de inflação ótima para o Brasil por meio da perda de bem estar medida pela demanda de moeda, um canal clássico considerado pela literatura. O segundo avalia a relação entre o nível e a incerteza sobre a inflação futura, utilizando para tanto modelos para a estimação da variância condicional da inflação, as expectativas de inflação relatadas por analistas econômicos e medidas de inflação implícita em preços de ativos. O terceiro artigo apresenta um enfoque mais teórico e estrutural, apresentando um modelo no qual existe um trade-off para a meta de inflação e calibrando esse modelo para obter estimativas da meta ótima para a economia brasileira. O modelo considera, de um lado, a perda de bem estar causada pela inflação através da demanda de moeda e, de outro, o benefício pela redução da perda de eficiência econômica ocasionada pela rigidez dos salários nominais.

Concluímos que a análise exposta no presente trabalho sugere que, tendo em vista a redução da incerteza macroeconômica na economia brasileira nos últimos anos, haveria motivos também para uma redução gradual da meta de inflação. Contudo, também aponta que não se deve buscar metas muito baixas, uma vez que o benefício adicional em se reduzir a meta de inflação é relativamente pequeno quando já se está em um nível de inflação baixo.

ABSTRACT

Inflation targeting regimes have been adopted by a large number of countries in recent years. Obviously, the definition of the actual inflation target to be pursued is an essential part of this regime. This work aims to make a contribution to the debate about the optimal target for Brazil. The three essays follow different paths in an attempt to estimate the quantitative costs and benefits of the different inflation targets for the Brazilian economy. The focus is on the long-term effects of the different targets as these are more important than the possible costs during the transition towards the new inflation target.

The first article discusses the optimal inflation target based on the welfare loss measured by the money demand function, a classic channel highlighted in the literature. The second assesses the relation between the level and uncertainty of future inflation. We investigate this issue with the use of econometric models to estimate the conditional variance of inflation, of inflation expectations reported by professional economic analysts and of break-even inflation rates. The third article presents a more theoretical and structural focus. We present a model in which there is a trade-off for the inflation target and this model is calibrated to obtain estimates of the optimal target for the Brazilian economy. On one hand, the model considers the welfare loss caused by inflation through money demand and, on the other, the benefit from the reduced frequency of periods in which a downward nominal wage restriction binds.

Our conclusion is that the analysis presented suggests that, considering the lower macroeconomic uncertainty observed in Brazil in the recent years, there would be reasons for a gradual reduction in the inflation target. However, it also suggests that very low targets should not be set as the additional benefit in reducing the inflation target is relatively small once the inflation target has already been set at a low level.

SUMÁRIO

Lista de Tabelas
Lista de Gráficos

1. Meta de inflação ótima e a perda de bem estar medida pela demanda de moeda 4
1.1. Introdução 6
1.2. Revisão da literatura 9
1.3. Perda de bem estar pela demanda de moeda 14
1.3.1. Modelo teórico 14
1.3.2. Base de dados 17
1.3.3. Estimação e resultados 24
1.4. Conclusão 36
1.5. Referências bibliográficas 37
2. Inflação e incerteza inflacionária no Brasil 40
2.1. Introdução 42
2.2. Revisão da literatura 43
2.3. Modelos ARCH e suas extensões 47
2.3.1. Base de dados 47
2.3.2. Estimação e resultados 49
2.4. Expectativas dos agentes 55
2.4.1. Base de dados 57
2.4.2. Estimação e resultados 58
2.5. Inflação implícita nos preços de ativos negociados em mercado 63
2.5.1. Base de dados 63
2.5.2. Estimação e resultados 65
2.6. Conclusão 67
2.7. Referências bibliográficas 68
3. Meta de inflação ótima para o Brasil: um modelo no qual há benefício em se ter uma inflação positiva 73
3.1. Introdução 75
3.2. Revisão da literatura 76
3.3. Um modelo ilustrativo de rigidez nominal de salários 82
3.4. Um modelo no qual existe *trade-off* para a inflação de longo prazo 86
3.4.1. Calibragem dos parâmetros do modelo 90
3.4.2. Simulação do modelo 93
3.5. Modelo considerando uma inflação variável com base na função de reação de política monetária 100
3.6. Conclusão 104
3.7. Referências bibliográficas 105

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Estimação das duas especificações para a demanda por moeda 25
Tabela 1.2 – Impacto sobre o bem estar (medido com o excedente do consumidor da demanda de moeda) de diferentes metas de inflação - % do PIB..... 26
Tabela 1.3 – Fator multiplicativo para obter o valor presente do impacto sobre o bem estar em estado estacionário 27
Tabela 1.4 – Impacto sobre o bem estar e sobre a receita de *seigniorage* de diferentes metas de inflação - % do PIB 28
Tabela 1.5 – Estimativa dos coeficientes do vetor de cointegração das duas especificações para a demanda de moeda 29
Tabela 1.6 – Impacto sobre o bem estar a partir das estimativas do modelo de cointegração - % do PIB 30
Tabela 1.7 – Estimativa para as duas especificações de demanda de moeda incluindo a variável de tecnologia bancária e a alíquota de compulsórios 32
Tabela 1.8 – Impacto sobre o bem estar com base nos parâmetros estimados incluindo a variável de tecnologia bancária 33
Tabela 1.9 – Estimativa considerando o agregado Divisia como variável dependente 34
Tabela 1.10 – Impacto sobre o bem estar com base nos parâmetros estimados considerando como variável dependente o agregado Divisia..... 34
Tabela 2.1 – Resumo dos testes de raiz unitária para a inflação trimestral..... 49
Tabela 2.2 – Resultados do modelo do tipo curva de Phillips para a inflação mensal 51
Tabela 2.3 - Resultados do modelo com especificação GARCH(1,1) para a variância condicional 52
Tabela 2.4 – Correlação simples entre o nível da inflação e as três medidas de variância condicional 54
Tabela 2.5 - Regressões individuais entre os desvios padrão condicionais pelos diferentes métodos e o IPCA 55
Tabela 2.6 - Testes de causalidade de Granger 55
Tabela 2.7 – Resumo dos testes de raiz unitária para a média e desvio padrão das projeções 12 meses à frente suavizadas para o IPCA..... 59
Tabela 2.8 – Regressão OLS para a média e o desvio padrão das expectativas 60
Tabela 2.9 – Regressão OLS para a média e variância das expectativas incluindo variáveis de controle (desvio padrão da taxa de câmbio, variação da taxa de câmbio e surpresa com a inflação corrente)..... 62
Tabela 2.10 – Regressão OLS para o desvio padrão da inflação implícita e o IPCA acumulado em 12 meses 66
Tabela 3.1 – Estimação dos parâmetros da função de produção..... 90
Tabela 3.2 – Relação de estado estacionário entre juros nominais, taxa de crescimento e taxa de inflação 91
Tabela 3.3 – Calibragem de referência..... 92
Tabela 3.4 – Calibragem de referência..... 94

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1.1 – Meios de pagamento (M1), depósitos de poupança, agregado Divisia e soma de M1+poupança – dessazonalizados (% PIB) – dados trimestrais (1996Q1 – 2008Q4) 19
Gráfico 1.2 – Meios de pagamento M1 – dessazonalizados (% PIB) – e CDI (% AA) – dados trimestrais (1996Q1 – 2008Q4)..... 20
Gráfico 1.3 – Agregado Divisia – dessazonalizado (% PIB) – e CDI (% aa) – dados trimestrais (1996Q1 – 2008Q4)..... 20
Gráfico 1.4 - Número de transações com cartões de crédito no Brasil – dados anuais (2000 – 2009)..... 22
Gráfico 1.5 – Índice de tecnologia de transações – construído a partir do número de transações com cartões de crédito e da tendência do PIB real dessazonalizado (obtida pelo filtro Hodrick-Prescott)..... 23
Gráfico 1.6 – Taxa média dos recolhimentos compulsórios – valor total dos depósitos compulsórios como proporção dos depósitos bancários 24
Gráfico 2.1 – Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – série mensal (jan/1996 a jun/2010) 48
Gráfico 2.2 – Variância condicional do Modelo GARCH(1,1) e IPCA mensal 53
Gráfico 2.3 – Variância condicional estimada com base nos modelos TGARCH(1,1) e EGARCH(1,1)..... 54
Gráfico 2.4 – Expectativas de inflação para os próximos 12 meses (suavizadas): média e desvio padrão..... 58
Gráfico 2.5 – Surpresas na inflação mensal 61
Gráfico 2.6 – Taxa de inflação implícita da data exibida no eixo até 2015 65
Gráfico 2.7 – IPCA acumulado em 12 meses e desvio da inflação implícita 66
Gráfico 3.1 – Utilidade esperada e metas de inflação – parâmetros de referência 95
Gráfico 3.2 – Utilidade esperada e metas de inflação – com γ igual a 2 96
Gráfico 3.3 – Utilidade esperada e metas de inflação – com γ igual a 2 e choque duas vezes maior do que no conjunto de referência 97
Gráfico 3.4 – Utilidade esperada e metas de inflação – com γ igual a 1,25 98
Gráfico 3.5 – Utilidade esperada e metas de inflação – com σ e γ iguais a 2..... 99
Gráfico 3.6 – Utilidade esperada e metas de inflação – modelo com função de reação de política monetária e parâmetros preferidos 100

1. Meta de inflação ótima e a perda de bem estar medida pela demanda de moeda

Resumo

Este artigo aborda a questão sobre a meta de inflação ótima para o Brasil por meio da perda de bem estar medida pela demanda de moeda, um canal clássico considerado pela literatura. Seguindo o trabalho de Lucas (2000), que fundamenta teoricamente a medida de bem estar proposta originalmente por Bailey (1956), estimamos uma demanda de moeda para o Brasil e computamos a perda de bem estar para diferentes valores da meta de inflação. Introduzimos uma modificação na especificação da demanda por moeda para levar em conta o fato de que a evolução da tecnologia de transações modifica a demanda por moeda ao longo do tempo. Além disso, apresentamos diferentes métodos para estimar a demanda por moeda. Os resultados indicam que quando a meta de inflação já é relativamente baixa (como é o caso da meta de 4,5% adotada no Brasil) variações da inflação em torno desse nível têm pouco impacto sobre o bem estar por meio da demanda de moeda. Isto significa que, apenas levando em conta o impacto sobre a perda de bem estar medida pela demanda de moeda, não haveria vantagens significativas em se reduzir a meta atualmente adotada no país.

Sumário

1. Meta de inflação ótima e a perda de bem estar medida pela demanda de moeda

1.1. Introdução

1.2. Revisão da literatura

1.3. Perda de bem estar pela demanda de moeda

1.3.1. Modelo teórico

1.3.2. Banco de dados

1.3.3. Estimação e resultados

1.4. Conclusão

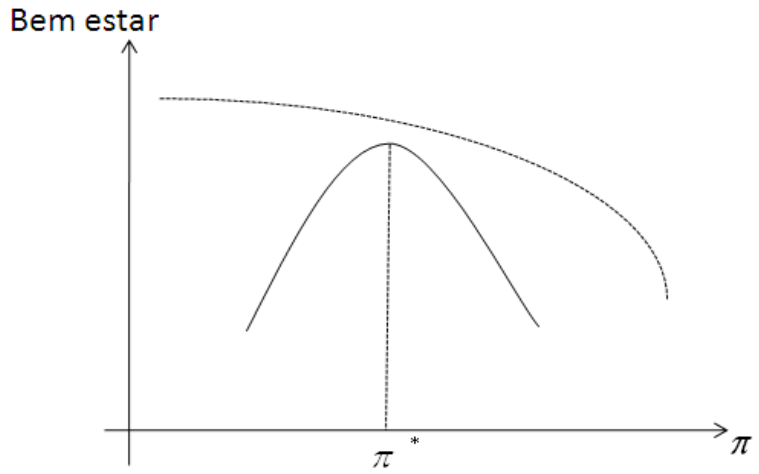
1.5. Referências bibliográficas

1.1. Introdução

O debate sobre os efeitos de taxas de inflação muito altas está decididamente superado e não será nosso objetivo voltar a essa discussão[1]. Uma questão mais sutil, mas bastante relevante para os países que adotam alguma forma de regime de meta para a inflação (o que vem a ser o caso para quase todas as economias mais importantes do mundo) é aquela sobre as vantagens e desvantagens de diferentes metas quando já são considerados níveis baixos de inflação. Poderíamos, mesmo assim, argumentar que também esse debate está superado tendo em vista que existe, na prática, certa convergência entre os países para metas de inflação entre 1% e 3% (os países desenvolvidos com metas ao redor de 1,5% e os emergentes ao redor de 3%). Entretanto, consideramos que, tendo em vista a importância econômica envolvida e as discussões presentes em alguns países para reduzir a meta de inflação, o debate ainda não está definido. Especialmente no caso do Brasil no qual ainda está em aberto o debate sobre a conveniência da redução da meta de inflação (atualmente em 4,5%), essa questão é de significativa importância. A princípio, a inflação pode ter efeitos substanciais sobre o bem estar no longo prazo, o que implica dizer que a escolha da meta de inflação deve ser feita da forma mais rigorosa possível. Esse é o objetivo do projeto de pesquisa mais geral que engloba o presente trabalho: analisar qual seria a uma meta de inflação de longo prazo mais adequada para o Brasil.

Nossa investigação pode ser resumida pelo diagrama abaixo. Estaremos interessados em mapear localmente (ao redor do nível atual da meta de inflação) a relação entre o bem estar e a inflação e determinar, por assim dizer, um ponto de máximo local sempre considerando os efeitos de longo prazo.

[1] Veja, por exemplo, Bruno e Easterly (1998) para um estudo de episódios de inflação bastante elevada e seus efeitos danosos sobre o crescimento econômico.



A primeira preocupação advém do formato dessa curva. A curva pontilhada ilustra o resultado teórico padrão da literatura, conhecido como a regra de Friedman, que implica que a inflação ótima é igual ou inferior a zero[2]. A curva sólida reflete a observação empírica (o comportamento dos bancos centrais) de que os países estabelecem metas de inflação positivas com base na consideração de que existe um ponto a partir do qual uma redução da meta de inflação diminui o bem estar.

O que queremos dizer com "mapear localmente" é que nossa abordagem ao longo do projeto de pesquisa restringirá o intervalo de busca de uma meta de inflação ótima. Adotaremos duas abordagens complementares: (1) avaliação através de argumentos de equilíbrio parcial de mudanças marginais da meta de inflação (por exemplo, qual o ganho de bem estar de uma redução da inflação em 1 ponto percentual medido pela demanda de moeda) e (2) um modelo de equilíbrio geral que contemple os *trade-offs* mais importantes de diferentes metas de inflação. Em geral, estaremos preocupados, uma vez que esse é o debate, com a avaliação de uma redução da meta de inflação em 1 ou 2 pontos percentuais. Não temos o objetivo de desenvolver um modelo único que por si só possa nos dar como resultado uma meta de inflação ótima. Mesmo modelos complexos deixarão de fora efeitos importantes da inflação sobre o bem estar. Assim, adotaremos diversos ângulos na abordagem do problema. O presente artigo começa explorando a perda de bem estar da inflação medida pelo seu impacto sobre a demanda de moeda.

[2] Rigorosamente, a regra de Friedman diz que a taxa de juros nominal ótima é igual a zero, ou seja, que a taxa de deflação deve ser igual à taxa de juros real. Os problemas introduzidos pela deflação implicam, em geral, que se considere que a meta ótima de inflação seja igual a zero.

A taxa de inflação é, evidentemente, o custo mais relevante para os agentes carregarem saldos monetários reais. Na medida em que o custo de produção da moeda é desprezível e que maiores saldos monetários reais aumentam o bem estar (pois poupam recursos reais despendidos para a realização de transações), a inflação representa apenas um custo e não há qualquer benefício por meio desse canal. Nesse sentido, como não há *trade-off* na ótica da demanda de moeda, mas apenas custos, nosso objetivo não será avaliar qual é a meta de inflação ótima, mas sim avaliar a relevância econômica deste custo em particular.

O trabalho está organizado da seguinte forma. Na seção 2, apresentamos uma revisão da literatura, destacando o trabalho de Lucas (2000), que fundamenta as estimativas de perda de bem estar originalmente propostas por Bailey (1956), e outros trabalhos relacionados. A seção 3 apresenta o modelo teórico de Lucas que servirá de referência para a parte empírica. A seguir, descrevemos os dados utilizados na seção 4. A seção 5 apresenta a estimação e os resultados empíricos, destacando a perda de bem estar provocada por variações da meta de inflação. Concluiremos, na seção 6, discutindo se nossos resultados sustentam uma defesa das propostas para a redução da meta de inflação adotada no Brasil.

1.2. Revisão da literatura

O custo da inflação certamente mais discutido pela literatura e que tem como referências os trabalhos de Bailey (1956) e Friedman (1969) é aquele sobre os saldos monetários reais detidos pelos indivíduos. A utilização de moeda afeta indiretamente o bem estar ao elevar o dispêndio de recursos para realizar transações, desviando recursos produtivos de outras atividades. O custo incorrido por deter saldos monetários é dado pela taxa de juros nominal, uma vez que estes não rendem juros. Quanto mais elevada a inflação maior é a taxa de juros nominal e, portanto, menor a utilização de saldos monetários reais pelos indivíduos, o que implica em redução do bem estar. Como os custos de produção de moeda são desprezíveis, a política monetária deveria ser executada de tal forma a "satisfazer completamente" a demanda de moeda dos os indivíduos por moeda, como argumenta Friedman. Disso segue que a política monetária ótima deveria implicar em uma taxa de juros nominal igual a zero e, portanto, uma deflação igual à taxa real de juros. Esse é o argumento básico do custo gerado pela inflação através de seu efeito sobre a demanda de saldos monetários.

O artigo de Bailey (1956)[3] é considerado o primeiro a analisar formalmente esse tipo de custo. A perda de excedente do consumidor medida pela demanda de moeda é a forma como Bailey mede o custo da inflação. A essência desse método permanece sendo uma referência importante para a literatura de custos da inflação. Bailey argumenta que o benefício marginal de se utilizar um determinado montante de saldos monetários reais é medido pelo custo de oportunidade de deter tais saldos (o preço pago pelos agentes para carregar moeda). Em analogia ao excedente do consumidor tradicional, o benefício proveniente do "consumo" de saldos monetários poderia ser medido pela área sob a curva de demanda de moeda. Utilizando os dados e a forma funcional da demanda de moeda fornecidos por Cagan (1956) em seu estudo sobre as hiperinflações, Bailey calcula a área sob a função inversa da demanda de moeda (o custo de bem estar da inflação) para diferentes países. O objetivo do autor é comparar a perda de bem estar dos indivíduos com a receita que o governo consegue obter através de uma determinada taxa de inflação[4]. Com isso, estabelece um argumento mais rigoroso contra a política deliberada de financiamento por meio da inflação que estava sendo empreendida por alguns países à época.

[3] A motivação de Bailey vem do debate se os EUA e outros países deveriam recorrer à inflação como forma de financiamento dos orçamentos públicos no esforço de reconstrução pós-II Guerra.
[4] Bailey utiliza o imposto inflacionário e não a *seigniorage* propriamente dita nessa comparação.

O conhecido trabalho de Friedman (1969), analisa qual deveria ser a trajetória ótima da oferta de moeda. Contrapondo-se à discussão de que haveria um *trade-off* entre produto e a inflação não-antecipada, Friedman está preocupado em analisar as implicações de longo prazo de uma trajetória da oferta monetária que seja antecipada pelos indivíduos. No que ficou conhecido como a "regra de Friedman", o autor argumenta que a oferta de moeda deveria cair de tal forma a provocar uma taxa de queda do nível de preços igual à taxa de juros real, o que tornaria o custo de oportunidade para os indivíduos carregarem moeda igual a zero. É importante notar que Friedman estava ciente de outros problemas gerados por uma queda do nível geral de preços, que implicariam que uma deflação propriamente dita não seria adequada como prescrição de política econômica. Como política de longo prazo, o autor conclui que uma meta de inflação em torno de 2% representaria uma aproximação suficiente em relação ao ótimo teórico.

Há, naturalmente, uma série de trabalhos sobre o tema que seguiram esses artigos pioneiros. Contudo, o trabalho de Lucas (2000) se destaca ao compatibilizar os argumentos tradicionais e de equilíbrio parcial com modelos de equilíbrio geral construídos a partir de microfundamentos. O aspecto mais relevante do trabalho de Lucas é mostrar que a medida originalmente proposta por Bailey (1956), seguida por outros autores em alguma medida, é uma aproximação razoável do custo de bem estar da inflação obtido em modelos de equilíbrio geral microfundamentados. Assim, ele justifica as medidas tradicionais dentro do arcabouço teórico moderno que surgiu a partir do final dos anos 70. O autor utiliza dois modelos conhecidos para derivar uma medida de bem estar baseada na demanda de moeda: uma variação do modelo de Sidrauski, no qual a moeda aparece diretamente na função utilidade, e uma versão do modelo de McCallum e Goofriend (1987) (no qual a moeda é um argumento da função que descreve a tecnologia de transações). Para esses dois modelos, Lucas mostra que a medida de perda de bem estar provocada pela inflação é aproximadamente equivalente ao excedente do consumidor medido pela demanda de moeda. O interesse é avaliar qual é o impacto de diferentes taxas de juros (e, portanto, também de diferentes taxas de inflação) para o bem estar em estado estacionário. Utilizando duas especificações para a demanda de moeda, Lucas utiliza a medida do excedente do consumidor para avaliar a perda de bem estar provocada pela inflação nos EUA. A partir de séries históricas contemplando o período entre 1900 a 1994, o autor estima que o ganho, através do aumento da utilização de moeda, proveniente de uma redução da inflação de 10% aa para zero é equivalente a um aumento do

PIB pouco inferior a 1%[5]. Contudo, Lucas considera que os modelos monetários disponíveis não conseguem prever bem como a demanda de moeda se comporta para taxas de juros bastante baixas. Isso implica que as estimativas para a curva de demanda por moeda e, conseqüentemente, as medidas de perda de bem estar derivadas dela não são precisas para baixas taxas de inflação. O motivo é que esses modelos parecem não capturar a não-linearidade da demanda de moeda, especialmente no intervalo de taxas de juros baixas. O autor chama atenção para o artigo de Mulligan e Sala-i-Martin (1996), que argumenta que parece existir um custo fixo relevante para os indivíduos adquirirem ativos que rendem juros. Essa conclusão é extraída da observação de que uma parcela substancial das famílias norte-americanas detêm apenas papel moeda e depósitos bancários como ativos financeiros. Isto sugere que o comportamento dos indivíduos para taxas de juros muito baixas seria diferente daquele obtido pelos modelos tradicionais. O ponto essencial é que, como haveria um custo fixo para deter ativos que rendem juros, mesmo a uma taxa de juros nominal positiva (baixa) os indivíduos já não perceberiam custo algum de reter moeda e não haveria perda de bem estar. Isso diminuiria substancialmente o benefício de se reduzir a inflação uma vez já alcançado um nível baixo[6].

Dotsey e Ireland (1996) ampliam a possibilidade dos efeitos da inflação sobre o bem estar considerando que uma redução da demanda por saldos monetários reais gera outras distorções sobre a economia. Os autores utilizam um modelo de equilíbrio geral no qual os agentes podem realizar transações com moeda ou com crédito (a utilização de crédito também é custosa, exigindo intermediários financeiros). Nesse tipo de modelo de *cash-credit goods*, o esforço dos indivíduos para economizar saldos monetários implica que os indivíduos elevam em termos relativos o consumo dos bens de crédito e, portanto, despendem mais recursos para efetuar suas transações. Ainda, os autores consideram uma função de produção com retornos crescentes em termos agregados, seguindo Romer (1986), o que implica que há crescimento balanceado no estado estacionário dessa economia. Uma inflação mais alta induz os indivíduos a modificarem a composição da sua cesta de consumo (substituindo bens que compram com moeda por bens que compram com crédito), a reduzirem a oferta total de

[5] No modelo de equilíbrio geral, isto equivale a uma comparação entre dois estados estacionários da economia, um com 10% de inflação e outro com zero. Para que o nível de utilidade do agente representativo fosse o mesmo, seria necessário aumentar em 1% o consumo (=PIB) no caso com a inflação mais alta.

[6] Naturalmente, a aplicação dessa discussão para o Brasil precisa ser modificada pelo evidente fato de que as taxas de juros nominais são bastante elevadas, enquanto não parece haver diferença importante no custo de adquirir ativos que rendem juros em comparação com outros países (aplicações em contas de poupança são quase automáticas). Portanto, quando discutirmos o impacto de uma mudança da meta de inflação para a demanda de moeda (e seu efeito sobre o bem estar) estaremos trabalhando em um trecho no qual não se aplica o potencial problema de imprecisão da demanda de moeda para níveis bastante baixos de taxas de juros.

trabalho e a desviarem recursos – força de trabalho – para o setor financeiro em resposta à menor utilização de moeda. Por conta da função de produção de bens de consumo do tipo de Romer, a redução da oferta de trabalho para a produção de bens de consumo não afeta apenas o nível de consumo em estado estacionário como também a sua taxa de crescimento. Maiores taxas de inflação, portanto, reduzem a utilidade dos indivíduos pela mudança de composição do consumo e pelo menor nível e crescimento do consumo em estado estacionário. Considerando esses outros efeitos, a perda de bem estar é significativamente maior do que aquela obtida somente pela demanda de moeda. Apesar de individualmente as distorções geradas pela inflação serem pequenas, quando combinadas elas resultam em uma perda substancial. Os resultados indicam que uma inflação de 4% aa custa à economia norte-americana o equivalente a 0,41% do PIB por ano quando a base monetária é identificada como o conceito relevante de moeda e 1% do PIB quando o agregado M1 é utilizado como a medida empírica de moeda. De todo modo, o canal primário considerado pelos autores ainda é o fato de que a inflação leva os indivíduos a reduzirem sua demanda por saldos monetários e, assim, a despenderem mais recursos produtivos para fazer suas transações. A diferença entre esta análise e a avaliação tradicional do custo pela demanda de moeda é que em Dotsey e Ireland (1996) a redução da demanda de moeda provoca efeitos adicionais sobre a acumulação de capital e a composição da cesta de consumo.

Um ponto importante na análise da perda de bem estar por meio da demanda de moeda, que nem sempre é levado em consideração, é o conceito de moeda que se utiliza como correspondente empírico para os saldos monetários reais. Em geral, utiliza-se ou a base monetária ou algum outro agregado monetário, como o M1. Cysne (2003)[7] amplia a análise do tipo de Lucas (2000) para considerar a existência de ativos com diferentes graus de liquidez (ou seja, com diferentes graus de substituição em relação à moeda), mostrando a correspondência, sob determinadas circunstâncias, entre os agregados do tipo Divisia e medidas de bem estar que aparecem em modelos de equilíbrio geral.

Mais recentemente, Ireland (2008) retoma a abordagem da estimativa de perda de bem estar pela demanda de moeda para os EUA. Gupta e Uwilingiye (2008) realizam exercício semelhante para a África do Sul e Bae e Jong (2007) propõe a estimação da demanda de

[7] Veja também Simonsen e Cysne (2001) que incluem depósitos bancários remunerados, que podem ser considerados substitutos imperfeitos para o papel moeda e os depósitos à vista.

moeda por cointegração não-linear. No Brasil, Rossi (2003) e Polato e Fava (2003) também seguem esta abordagem.

1.3. Perda de bem estar pela demanda de moeda

Nosso foco será a estimação para o Brasil da perda de bem estar gerada pela inflação decorrente da redução da demanda de moeda. Apresentamos brevemente o modelo de Lucas (2000), que formaliza a correspondência aproximada entre medidas de perda de bem estar pelo excedente do consumidor e medidas que são deduzidas a partir de modelos microfundamentados de equilíbrio geral.

1.3.1. Modelo teórico

A abordagem pioneira de Bailey para estimar o custo de bem estar pela demanda de moeda consistia em calcular a perda de "excedente do consumidor", a área abaixo da função de demanda inversa (sendo que a demanda de moeda era especificada como proporção do produto nominal) entre a taxa de juros nominal considerada e uma taxa igual a zero. Lucas (2000) mostra que sob determinadas condições essa medida é uma aproximação da "compensação de renda" necessária para deixar o indivíduo indiferente, no equilíbrio de estado estacionário, entre uma taxa de juros nominal positiva e uma igual a zero. Mais especificamente, considere os estados estacionários da economia com taxa de juros nominal igual a zero e outro com uma taxa de juros igual a *r*. A pergunta é: quanto da renda os consumidores estariam dispostos a abrir mão de forma a passar da segunda para a primeira situação (seguindo Lucas, chamaremos essa função de *w(r)*); esse será o custo em termos de bem estar de uma taxa de juros positiva.

Lucas mostra essa equivalência entre o que poderíamos chamar da perda de bem estar medida pelo "excedente do consumidor" e o custo medido pela "renda compensatória" em dois modelos: o primeiro, uma versão do modelo de Sidrauski (moeda diretamente na função utilidade) e o segundo um modelo no qual o papel da moeda decorre de uma tecnologia de transações baseado em McCallum e Goodfriend (1987).

Lucas considera duas especificações para a demanda de moeda. Uma inspirada em Meltzer (1963), que relaciona o logaritmo de *m*, a razão entre os saldos monetários e o produto nominal, ao logaritmo natural de *r*, a taxa de juros de curto prazo, de acordo com

$$\ln(m) = \ln(A) - \eta \ln(r)$$

na qual $A > 0$ é uma constante e $\eta > 0$ é a elasticidade da demanda de moeda à taxa nominal de juros. Essa é a especificação log-log. A outra especificação é uma variante de Cagan (1956),

$$\ln(m) = \ln(B) - \xi r$$

na qual $B > 0$ é uma constante e $\xi > 0$ mede a semi-elasticidade da demanda de moeda em relação à taxa nominal de juros.

Utilizando dados anuais para o agregado monetário M1 entre 1900-94 nos EUA, Lucas argumenta que a melhor especificação para essas funções estabelece $\eta = 0{,}5$ e $\xi = 7$ (não há estimação desses parâmetros, mas apenas seleção dos valores considerados mais adequados entre três alternativas por meio de inspeção visual dos gráficos). As constantes A e B são ajustadas de forma que as funções passem pela média das observações.

Essas duas funções apresentam diferenças substanciais quando consideramos taxas de juros próximas de zero. A especificação log-log implica que a demanda de moeda cresce sem limite, enquanto a especificação semi-log implica que existe um ponto de saciedade (igual a B). Dessa forma, a medida de perda de bem estar por conta de uma taxa de juros nominal acima de zero é bastante sensível às diferentes especificações. Lucas defende que a especificação log-log é a mais adequada.

Ireland (2008) estende os dados de saldos monetários até 2006 e argumenta que a especificação preferida por Lucas para os EUA não é a mais adequada. O autor utiliza testes de cointegração para selecionar a forma funcional e estimar os parâmetros. Seus resultados indicam que a especificação semi-log é a mais adequada e a elasticidade da demanda de moeda é menor do que aquela especificada por Lucas, reduzindo o ganho de bem estar decorrente de uma taxa de juros nominal mais baixa. Simonsen e Cysne (2001) estendem o trabalho de Lucas (2000) incluindo depósitos bancários remunerados, que podem ser considerados substitutos imperfeitos para o papel moeda e os depósitos à vista.

Com base nas estimativas para os parâmetros das duas especificações para a demanda de moeda, podemos calcular a perda de bem estar provocada por uma alteração da taxa de juros de r_1 para r_2. Para cada especificação da demanda por moeda, desejamos calcular a perda de excedente do consumidor. Seja $\emptyset(m)$ a função demanda inversa de $m(r)$. A medida de perda de bem estar é

$$w(r) = \int_{m(r_2)}^{m(r_1)} \emptyset(x)dx = \int_{r_1}^{r_2} m(x)dx - [xm(x)]_{r_1}^{r_2}$$

Para cada uma das especificações para a demanda por moeda temos (simplesmente substituímos para $m(x)$ na expressão acima e realizamos a integração):

Especificação (1):

$$w(r) = A\frac{\eta}{1-\eta}\left[r_1^{1-\eta} - r_2^{1-\eta}\right]$$

Especificação (2):

$$w(r) = \frac{B}{\xi}\left[(1+\xi r_2)e^{-\xi r_2} - (1+\xi r_1)e^{-\xi r_1}\right]$$

Nosso objetivo é obter uma estimativa semelhante da perda de bem estar pelo canal da demanda de moeda para o Brasil. De início, como a taxa de juros é substancialmente distante de zero e estaremos interessados apenas na comparação de reduções de 1 ou 2 pontos percentuais da inflação, o comportamento para taxas de juros próximas de zero de diferentes funções de demanda por moeda não será um problema significativo, ao contrário da discussão acima para os EUA. Nossa tarefa será, portanto, selecionar uma especificação para a demanda de moeda e estimar seus parâmetros. Além disso, deveremos discutir qual é o agregado monetário relevante para construir a medida de perda de bem estar.

A nosso ver as especificações discutidas acima deixam de fora a importante mudança na tecnologia de transações dos últimos 20 anos. Isto é, parece-nos que possa existir uma omissão da variável "tecnologia de transações" nas funções de demanda por moeda estimadas pela literatura discutida. A segunda modificação relevante refere-se ao referencial de medida de moeda utilizada para a mensuração da perda de bem estar. Como apontado no próprio trabalho de Lucas, o agregado M1 pode ser uma medida inadequada dos saldos monetários. O método Divisia, cuja referência original é Barnett (1980), é sugerido pela literatura como uma alternativa. Tendo em vista que, no Brasil, os depósitos de poupança são uma importante "quase-moeda" que rende juros, será interessante considerar as medidas alternativas do tipo Divisia.

1.3.2. Base de dados

Tendo em vista a elevada inflação até 1994 e as distorções que isso provocava no sistema financeiro, utilizamos apenas o período pós-estabilização na discussão que se segue. De fato, seria quase impossível argumentar pela estabilidade da demanda de moeda em regimes de inflação tão diferentes. Por conta de limitações de dados, em geral as estimações levam em conta amostras com início em 1997 ou 1998. Particular foco será dado aos resultados obtidos com base no período posterior à adoção do regime de metas para a inflação, 1999, uma vez que a mudança de regime implica em modificação relevante da estrutura da economia e, portanto, também da demanda por moeda.

Precisamos obter contrapartidas empíricas para os saldos monetários reais e para a taxa de juros que represente o custo de oportunidade de carregar moeda. A taxa de juros que serve de referência para o sistema financeiro brasileiro desde 1986 é a taxa média dos certificados de depósitos interbancários, o CDI.

A contrapartida empírica para a moeda, como discutimos acima, não é consensual entre os autores, existindo trabalhos que consideram a base monetária, o M1 ou um agregado monetário do tipo Divisia. Os agregados do tipo Divisia são uma média ponderada dos diferentes componentes de algum agregado monetário, no qual se utiliza como fator de ponderação a proximidade daquele componente com o papel moeda. Em geral, considera-se que quanto maior é a taxa de juros sobre um determinado componente monetário, menor é sua utilidade como meio de troca. Dito de outra maneira, os agregados do tipo Divisia consideram que os diversos componentes monetários não são substitutos perfeitos. A medida do grau de substituição é dada pelo diferencial da taxa de juros que remunera cada componente em relação à taxa de remuneração da moeda. Ou seja, os agregados Divisia são construídos ponderando os componentes de um determinado agregado monetário pelo inverso da taxa de juros de remuneração do componente.

Para o caso brasileiro, a importância do instrumento “caderneta de poupança” como quase-moeda é o motivo principal para se considerar a utilização de um agregado do tipo Divisia. De fato, durante o período estudado era comum a utilização de mecanismos dentro do sistema financeiro que permitiam aos depositantes aplicarem e resgatarem seus saldos nas contas de poupança automaticamente, tornando essas contas praticamente um substituto perfeito dos depósitos à vista. Dada a importância desses saldos para o sistema financeiro nacional,

construímos um índice do tipo Divisia que agrega o M1 e os depósitos de poupança, considerando a taxa de remuneração da poupança dentro do fator de ponderação para o cálculo do agregado Divisia.

Para a construção do agregado Divisia, combinando o M1 e os depósitos de poupança, adotamos um procedimento em duas etapas. Em primeiro lugar, como os agregados Divisia são números índices de quantidade, precisamos estabelecer uma base inicial. Adotamos como forma de agregação uma média ponderada entre o M1 e os depósitos de poupança, considerando como pesos o custo de oportunidade por reter cada um dos tipos de ativos. Assim, computamos o agregado Divisia para o início de nosso período como

$$D_0 = M1_0 \frac{R_0}{1+R_0} + Poup_0 \frac{(R_0 - r)}{1+R_0}$$

na qual R_0 é a taxa de juros do CDI líquida de impostos no período inicial[8], $Poup_0$ é o montante de depósitos de poupança e r é a taxa de remuneração da poupança[9].

A segunda etapa segue a construção formal do índice Divisia, ponderando a variação de cada agregado monetário pela participação de cada agregado no custo de oportunidade total.

$$\ln D_t - \ln D_{t-1} = \sum_{i=1}^{2} s_{it}(\ln m_{it} - \ln m_{it})$$

com $s_{it} = \frac{1}{2}(s_{it} - s_{it-1})$ e $s_{it} = \frac{\left(\frac{R-r_i}{R}\right)m_{it}}{\sum_{i=1}^{2}\left(\frac{R-r_i}{R}\right)m_{it}}$

na qual m_{it} correspondem aos dois agregados monetários e s_{it} é a participação de cada agregado no custo de oportunidade total.

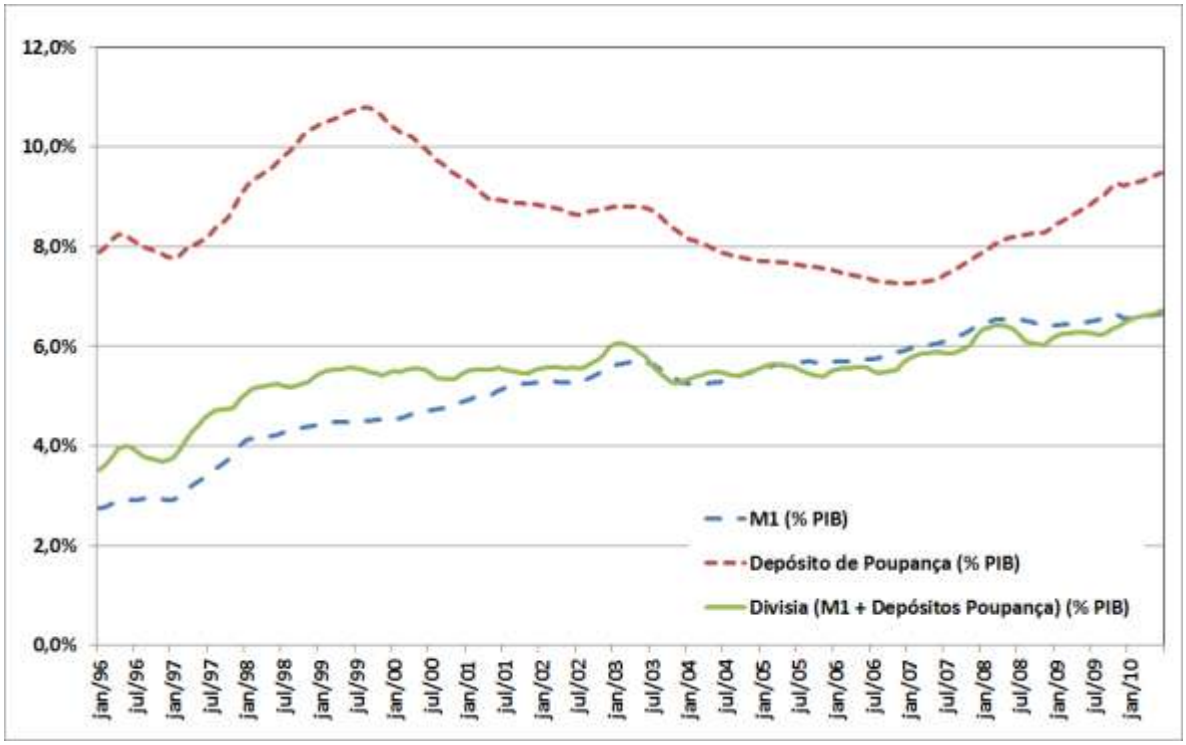
Uma última observação bastante pertinente é que alguns autores (veja Cysne (2003)) sugerem que os depósitos à vista também deveriam ser ajustados para reconhecer que os bancos tenderiam a oferecer serviços em troca destes depósitos e, portanto, que de fato haveria algum retorno também desses depósitos. O fato de que os compulsórios representam um custo substancial para os bancos no Brasil para este tipo de depósitos levou-nos a manter a

[8] Consideremos uma taxa de imposto de renda de 20% para calcular a taxa líquida do CDI.
[9] Note que os depósitos de poupança não recolhem imposto de renda, ao contrário dos demais títulos de renda fixa, como aqueles remunerados pelo CDI.

abordagem que considera igualmente custosos o papel moeda e os depósitos à vista. Por isso, adotamos como conceito base o M1.

O gráfico abaixo exibe os dados trimestrais de M1 como proporção do PIB nominal para o Brasil entre 1996 e 2010. Mostra também os depósitos de poupança como proporção do PIB e o agregado monetário do tipo Divisia discutido.

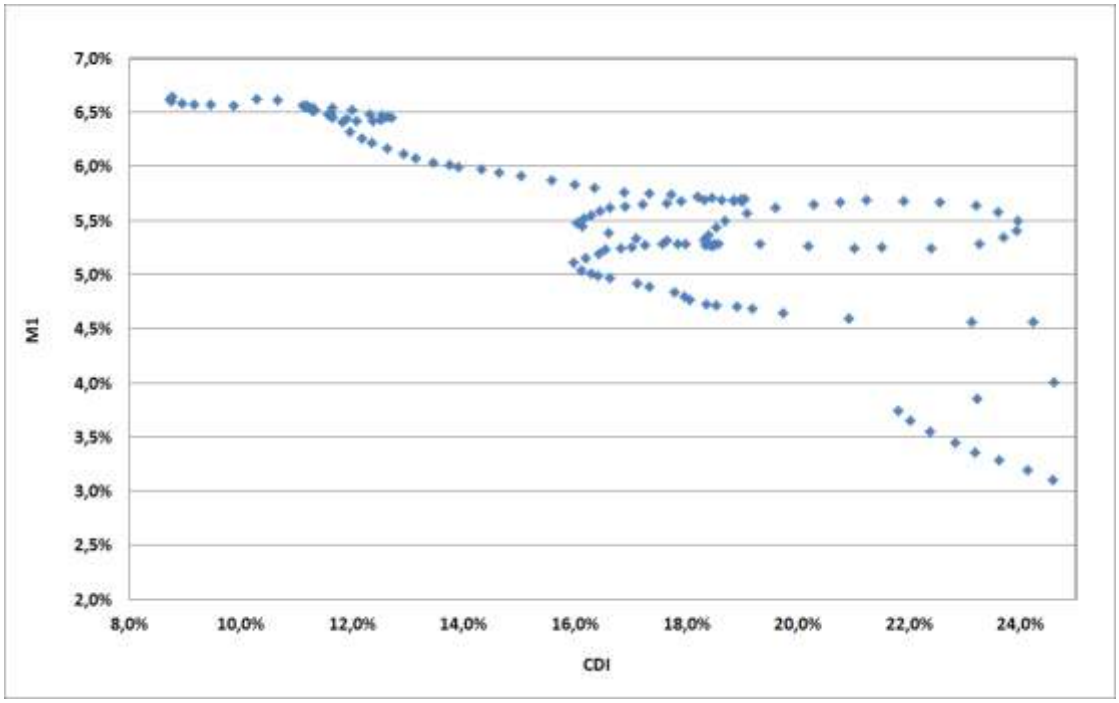
Gráfico 1.1 – Meios de pagamento (M1), depósitos de poupança e o agregado Divisia – dessazonalizados (% PIB) – média em 12 meses (1996M1 – 2010M6)



Fonte: Banco Central

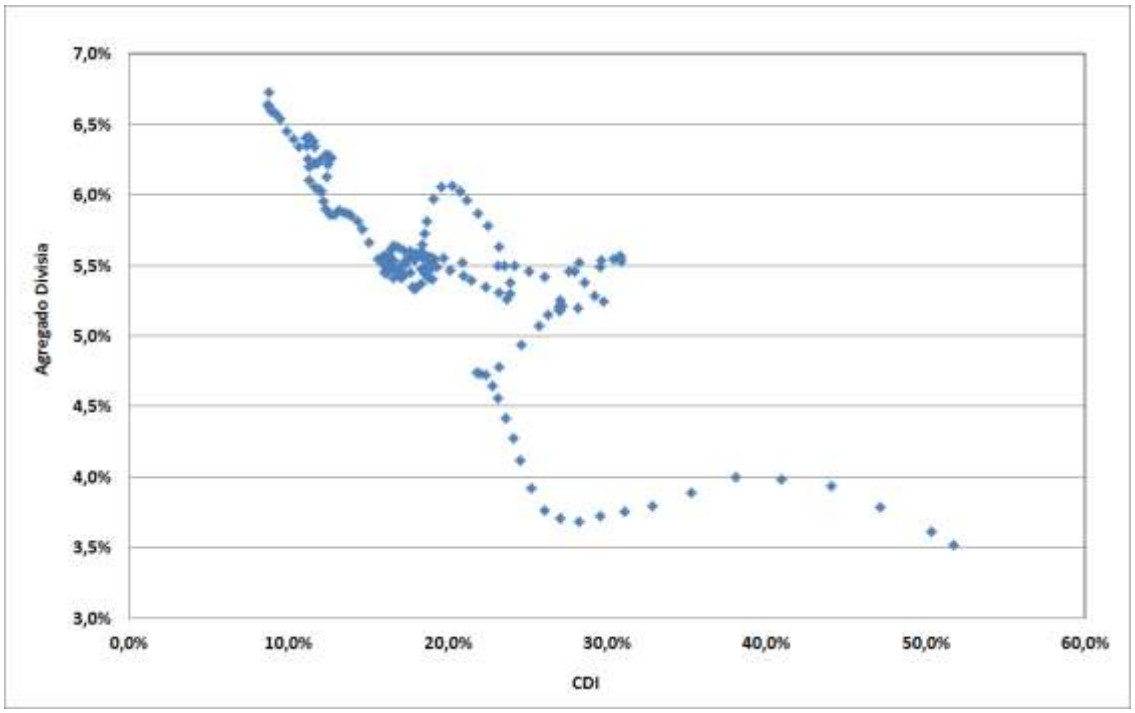
Como primeira abordagem da relação entre a demanda por moeda e suas variáveis explicativas, os gráficos abaixo trazem o diagrama de dispersão entre a taxa de juros de curto prazo (a taxa do CDI líquida de imposto de renda) e a demanda por moeda medida pelo M1 e pelo agregado Divisia (M1 e depósitos de poupança ponderados).

Gráfico 1.2 – Meios de pagamento M1 dessazonalizados (% PIB) e CDI (% aa) – dados mensais (1996M1 – 2010M6)



Fonte: Banco Central

Gráfico 1.3 – Agregado Divisia dessazonalizado (% PIB) e CDI (% aa) – dados mensais (1996M1 – 2010M6)



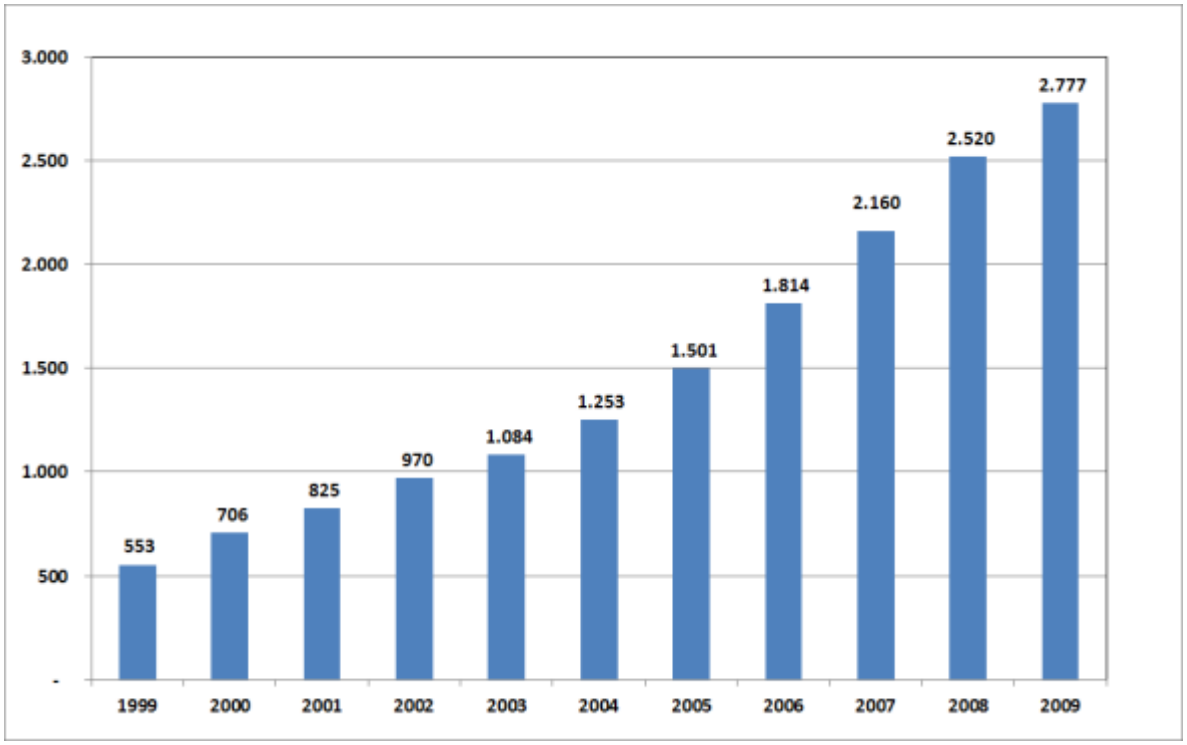
Fonte: Banco Central

Apesar de em princípio o agregado do tipo Divisia exibido acima ser mais próximo ao conceito de moeda teórico, devemos observar que a decisão das famílias sobre o valor detido sob a forma de depósitos em poupança é afetada também pelas condições de oferta desse instrumento pelo sistema bancário[10]. Com a mudança de regulamentação do FCVS (fundo de compensações de variações salariais), a partir de 2004, o sistema bancário brasileiro reduziu os incentivos para aplicação em depósitos de poupança. Dessa forma, acreditamos que, apesar de teoricamente mais adequado, o procedimento de agregar o M1 e os depósitos de poupança poderá apresentar distorções significativas. Isso nos leva a adotar como referência para a estimação da perda de bem estar da demanda de moeda o agregado M1 e a reportar os resultados para o agregado Divisia como informação adicional.

O segundo problema levantado diz respeito ao fato de que a mudança da tecnologia de transações deve ter exercido impacto significativo sobre a demanda de moeda das famílias. Isto é, mesmo quando se controla as variações da demanda de moeda pela taxa de juros nominal, a mudança de tecnologia de transações bancárias teria permitido às famílias economizarem em seus saldos monetários. Como estamos considerando o M1 ou o agregado Divisia, interessa-nos a mudança de tecnologia que possa ter permitido às famílias substituírem esses agregados por outros ativos financeiros. Por esse motivo, adotamos como *proxy* para a tecnologia bancária o número de transações com cartões de crédito.

[10] Rigorosamente essa observação também se aplica à oferta de depósitos à vista. Pode, por exemplo, ser oferecida alguma redução das tarifas bancárias caso o cliente mantenha determinado saldo à vista.

Gráfico 1.4 - Número de transações com cartões de crédito no Brasil – dados anuais (2000 – 2009)

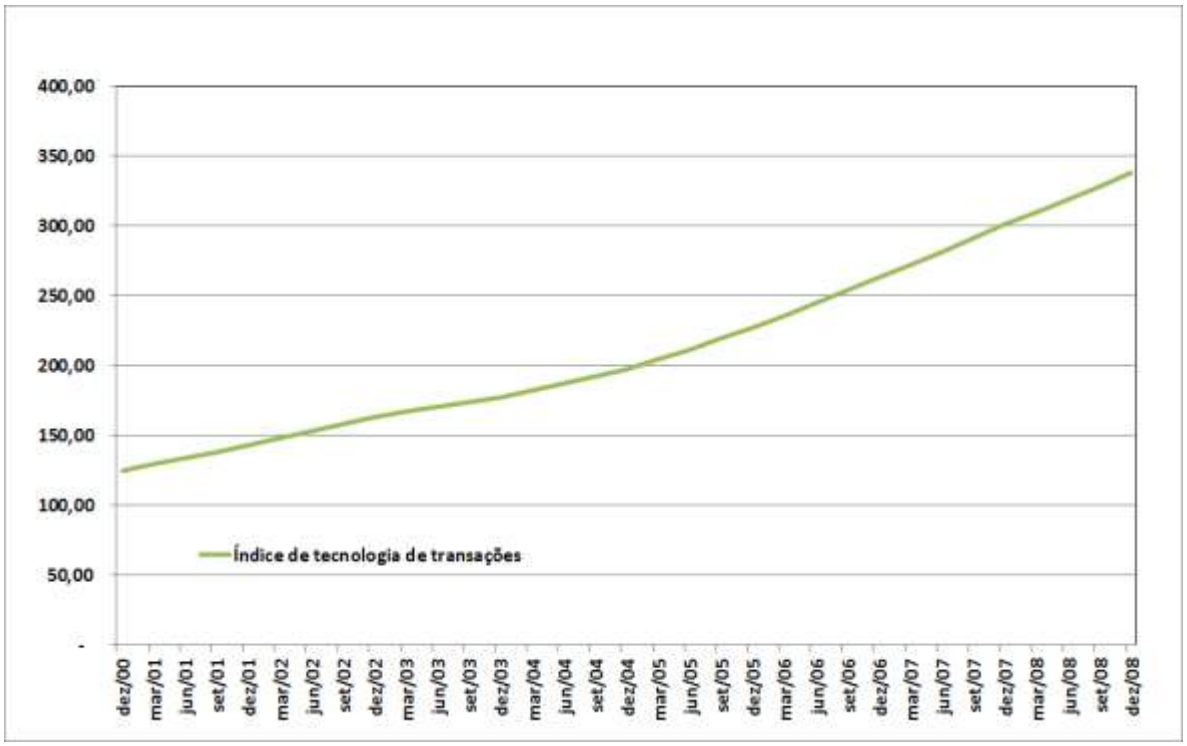


Fonte: Banco Central do Brasil

Os dados anuais de transações com cartões de crédito são convertidos em dados trimestrais por interpolação linear. Construímos um índice a partir da razão entre a taxa de variação trimestral do número de cartões de crédito e a variação do PIB real[11], de forma a controlar a expansão da rede de atendimento bancária pelo crescimento real da economia. O índice resultante, mostrado abaixo, será a variável *proxy* para a alteração da tecnologia de transações. Nossas estimativas da função de demanda por moeda serão realizadas com e sem a inclusão dessa variável *proxy* para que possamos comparar os resultados.

[11] Utilizamos a série do PIB real dessazonalizada e filtrada para remover a parte cíclica. Utilizamos o filtro Hodrick-Prescott.

Gráfico 1.5 – Índice de tecnologia de transações – construído a partir do número de transações com cartões de crédito e da tendência do PIB real dessazonalizado (obtida pelo filtro Hodrick-Prescott)



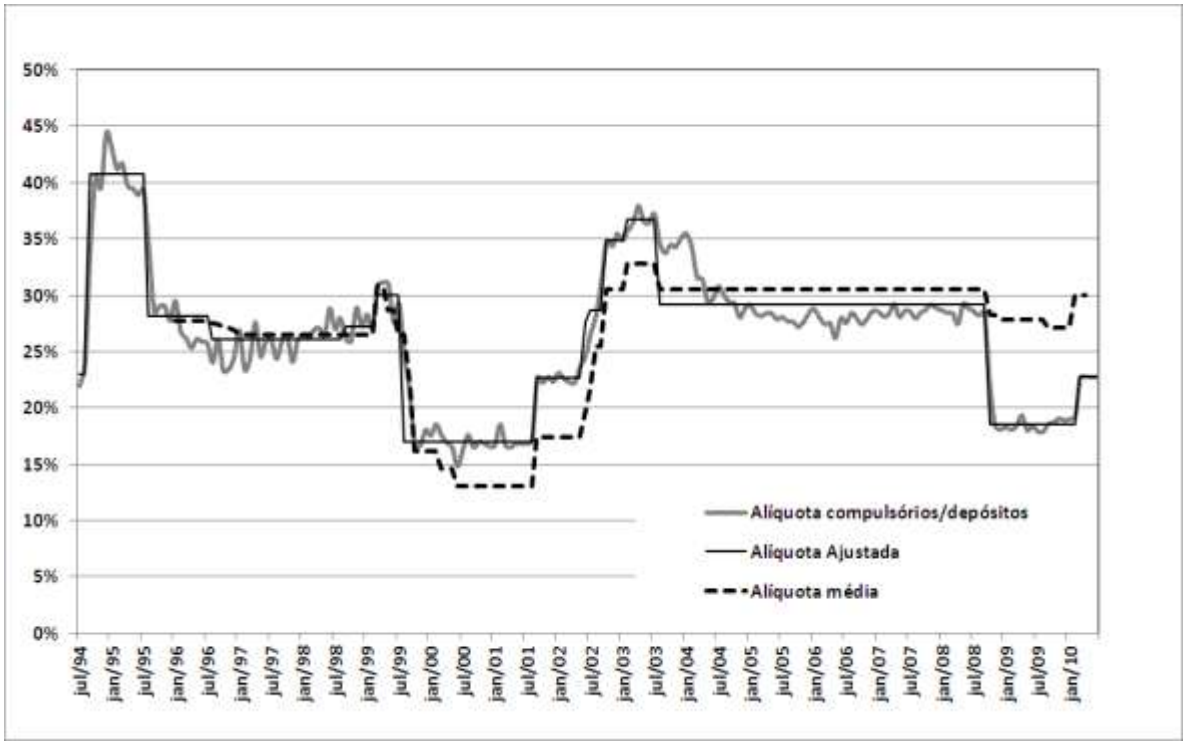
Fonte: Banco Central do Brasil, IBGE

A estimativa da demanda de moeda também requer, a princípio, que tenhamos variáveis para controlar os deslocamentos da oferta de moeda. De um lado, no período analisado o instrumento de política monetária do banco central é a taxa de juros, o que torna a oferta de moeda – pelo menos da base monetária – perfeitamente elástica a uma dada taxa de juros. De outro lado, alterações nas condições de oferta monetária, como no caso dos compulsórios bancários, por exemplo, alteram os multiplicadores monetários e, assim, devem também alterar a curva de oferta de moeda quando consideramos, como fazemos, o agregado M1 ou o agregado Divisia. Utilizaremos, assim, a taxa média dos depósitos compulsórios (total de recolhimento compulsórios como proporção dos depósitos bancários) como variável de controle para deslocamentos da curva de oferta de moeda[12]. O gráfico abaixo exibe esta variável e também a alíquota média calculada com base nas alíquotas individuais ponderadas

[12] Identificamos apenas os pontos de mudança das alíquotas, considerando que as mudanças dos agregados são suaves e das alíquotas são descontínuas. Vale notar que essa medida é melhor do que a alíquota média porque existem outras normas sobre os compulsórios não capturadas nas alíquotas.

pela mediana da participação de cada agregado no total para o período de nossa amostra. O Banco Central do Brasil é também a fonte dos dados.

Gráfico 1.6 – Taxa média dos recolhimentos compulsórios – valor total dos depósitos compulsórios como proporção dos depósitos bancários



Fonte: Banco Central do Brasil

1.3.3. Estimação e resultados

1.3.3.1. Equações excluindo a variável de tecnologia de transações bancárias e controles para a oferta de moeda

Começaremos pela estimação do modelo mais simples, sem a variável de tecnologia de transações ou a variável de deslocamento da oferta de moeda. Apesar dos testes de raiz unitária rejeitarem a hipótese de tendência estocástica para a série de taxa de juros (CDI) e para a série de M1 como proporção do PIB também estimaremos um modelo de cointegração, tendo em vista que tais testes possuem baixo poder. Nos testes de raiz unitária, as variáveis se mostraram estacionárias em torno de uma constante mais uma tendência determinística. Assim, aplicaremos o método de mínimos quadrados e o de vetor de correção de erros na

estimação das duas especificações abaixo para a demanda por moeda (na estimação de mínimos quadrados incluímos uma tendência determinística na regressão).

Especificação (1) (log-log):

$$\ln(m) = \ln(A) - \eta \ln(r)$$

Especificação (2) (semi-log):

$$\ln(m) = \ln(B) - \xi r$$

A série M1 como proporção do PIB foi dessazonalizada pelo método X-12 ARIMA padrão. Começamos pela estimação das duas especificações sem qualquer outra modificação que não seja o ajuste sazonal do M1. Vamos considerar a estimação para o período completo, entre 1997 e 2010, e para a subamostra pós-regime de metas para a inflação, considerando o período entre 2000 e 2010.

Tabela 1.1 – Estimação das duas especificações para a demanda por moeda

Especificação (1) (log-log)

Período Amostral	1997Q1 2010Q2	2000Q1 2010Q2
A	0,022	0,029
	(41,60)	*(43,20)*
η	(0,442)	(0,317)
	(9,58)	*(8,12)*
Obs	54	42
R^2	0,64	0,62

Obs: Série M1 como proporção do PIB dessazonalizada pelo X-12.
Estatística t em itálico.

Especificação (2) (semi-log)

Período Amostral	1997Q1 2010Q2	2000Q1 2010Q2
B	0,083	0,079
	(49,15)	*(55,90)*
ξ	(3,059)	(2,527)
	(9,37)	*(7,40)*
Obs	54	42
R^2	0,63	0,58

Obs: Série M1 como proporção do PIB dessazonalizada pelo X-12.
Estatística t em itálico.

Com base nas estimativas, podemos calcular a perda de bem estar para uma redução da taxa de juros nominal de r_1 para r_2. Como argumentamos acima, a adoção do regime de metas para inflação em 1999 representa uma importante mudança estrutural na economia, cujas implicações também se fariam sentir sobre a demanda de moeda. Por esse motivo, adotaremos como referência os resultados obtidos para o período amostral entre 2000 e 2010. Como referência para r_1 consideramos uma taxa de juros nominal de 11,5% (uma aproximação para uma taxa real de juros de 7% e uma meta de inflação de 4,5%). Computamos a perda de bem estar também para outros valores de r_1. Para r_2, consideramos variações entre 1 e 4 p.p. tanto para cima quanto para baixo a partir de r_1. Interpretamos esses movimentos como uma redução da meta de inflação de 4,5% para 3,5%, 2,5% e assim por diante até 0,5%.

Tabela 1.2 – Impacto sobre o bem estar (medido como o excedente do consumidor da demanda de moeda) de diferentes metas de inflação (% do PIB)

Especificação 1 (log-log)

		r_1				
Nova Meta de Inflação	r_2	9,50%	10,50%	11,50%	12,50%	13,50%
3,5%	10,50%	-0,02%	0,00%	**0,02%**	0,03%	0,05%
2,5%	9,50%	0,00%	0,02%	**0,03%**	0,05%	0,06%
1,5%	8,50%	0,02%	0,03%	0,05%	0,07%	0,08%
0,5%	7,50%	0,04%	0,05%	0,07%	0,08%	0,10%

Especificação 2 (semi-log)

		r_1				
Nova Meta de Inflação	r_2	9,50%	10,50%	11,50%	12,50%	13,50%
3,5%	10,50%	-0,01%	0,00%	**0,01%**	0,02%	0,04%
2,5%	9,50%	0,00%	0,01%	**0,02%**	0,03%	0,05%
1,5%	8,50%	0,01%	0,02%	0,03%	0,04%	0,06%
0,5%	7,50%	0,02%	0,03%	0,04%	0,05%	0,06%

A interpretação desses resultados é que, por exemplo, para a especificação log-log, uma redução da meta de inflação de 4,5% para 2,5% a partir de uma taxa de juros de 11,50% (isto é, uma nova taxa de juros de equilíbrio de 9,50%) resultaria em um ganho de 0,03% do PIB para os detentores de moeda. Como já discutimos, essa perda deve ser interpretada como a perda de bem estar em um estado estacionário, o que requer que computemos o valor presente

desse fluxo de custo de bem estar. Para tanto, precisamos considerar valores para a taxa de crescimento do PIB (de estado estacionário) e uma taxa de desconto apropriada. A tabela abaixo exibe o fator pelo qual devemos multiplicar as estimativas acima para calcularmos o valor presente do ganho de bem estar para diferentes hipóteses sobre a taxa de crescimento do PIB e a taxa de desconto. Assim, por exemplo, seguindo a especificação log-log, para uma taxa de crescimento de 3,5% e uma taxa de desconto real de 7%, o ganho de bem estar decorrente de uma redução da meta de inflação em 2 p.p. (partindo de uma taxa de juros de 11,5%) é igual a 0,03%x31=1,00% do PIB corrente.

Tabela 1.3 – Fator multiplicativo para obter o valor presente do impacto sobre o bem estar em estado estacionário

Cresimento do PIB	2,5%	3,5%	4,5%	3,5%	3,5%
Taxa real de desconto	7,0%	7,0%	7,0%	6,0%	10,0%
Fator Multiplicativo	24	31	43	42	17

O ganho de bem estar de uma redução da meta de inflação de 4,5% para 2,5% partindo de uma taxa de juros de 11,50%, portanto, estaria entre 0,66% e 1,40% do PIB corrente (consideramos a estimativa na especificação semi-log com crescimento de 3,5% do PIB no primeiro caso e a estimativa na espeficicação log-log com crescimento de 4,5% do PIB para o intervalo superior). Esse ganho refere-se ao valor presente de bem estar dos consumidores por conta de uma maior utilização de saldos monetários.

É interessante compararmos essa perda de bem estar decorrente da menor utilização de saldos monetários reais com a arrecadação de *seigniorage*. Isto é, podemos medir a perda de bem estar por unidade arrecadada com um determinado nível de inflação. Seguindo a versão de Lucas (2000) do modelo de Sidrauski, que justifica nossas interpretações da perda de bem estar acima, podemos calcular a receita de *seigniorage* em estado estacionário da seguinte forma:

$$s = \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t y_t} =$$

$$= \frac{M_t}{P_t y_t} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1} y_{t-1}} \frac{P_{t-1} y_{t-1}}{P_t y_t} = m(r) - m(r) \frac{P_{t-1}}{P_t} \frac{y_{t-1}}{y_t} =$$

$$= m(r)\left[1 - \frac{1}{(1+\pi)(1+g)}\right]$$

na qual π é a taxa de inflação (que pode ser implementada nesse modelo com uma determinada taxa de expansão da moeda) e g é a taxa de crescimento do PIB (considerada exógena nesse modelo). Podemos substituir as especificações consideradas para a demanda de moeda em $m(r)$ e obter a receita de *seigniorage*, s, em função de π (uma vez que a taxa de juros nominal r depende da inflação). Com isso, podemos calcular a perda de bem estar entre duas taxas de inflação em relação ao aumento da receita de *seigniorage* para essas duas taxas de inflação. Para esse exercício consideraremos a taxa de juros real de referência igual a 7% e a meta de inflação inicial de 4,5%.

Tabela 1.4 – Impacto sobre o bem estar e sobre a receita de *seigniorage* de diferentes metas de inflação (% do PIB)

Especificação 1 (log-log)

Nova Meta de Inflação	Ganho bem estar (a)	Queda receita *seigniorage* (b)	(a)/(b)
3,5%	0,02%	0,04%	37%
2,5%	0,03%	0,09%	36%
1,5%	0,05%	0,14%	35%
0,5%	0,07%	0,20%	35%

Especificação 2(semi-log)

Nova Meta de Inflação	Ganho bem estar (a)	Queda receita *seigniorage* (b)	(a)/(b)
3,5%	0,01%	0,05%	24%
2,5%	0,02%	0,10%	22%
1,5%	0,03%	0,15%	21%
0,5%	0,04%	0,21%	19%

Dessa forma, partindo de uma meta de inflação de 4,5% e considerando uma taxa real de juros igual a 7%, o ganho de bem estar equivale a cerca de 20% a 35% da queda da arrecadação com *seigniorage*. Isso implica em uma distorção moderada dessa forma de arrecadação.

1.3.3.2. Análise de cointegração

A taxa de juros nominal é considerada, em geral, como uma variável não estacionária. O mesmo se aplica ao logaritmo de agregados monetários. Por esse motivo, devemos estender a análise anterior para estimar os coeficientes das funções de demanda de moeda utilizando a análise de cointegração. Devemos notar uma deficiência desse tipo de análise para estimar a especificação log-log e semi-log sob as mesmas hipóteses. Uma vez que admite-se que a taxa de juros no nível é não estacionário, seu logaritmo será estacionário. Bae e Jong (2007) constroem um estimação não-linear de cointegração para dar conta desse problema e aplicam sua técnica aos dados dos EUA. Não seguiremos esta abordagem. Portanto, nossa abordagem será, rigorosamente, somente válida para a função semi-log. Ireland (2008) também realiza uma análise de cointegração para estimar as funções de demanda por moeda.

Realizamos o teste de cointegração de Johansen e estimamos as duas especificações anteriormente discutidas. Nosso interesse está na relação de cointegração, que descreverá a demanda de moeda de longo prazo. Como visto acima, com base nos parâmetros estimados computamos a perda de bem estar, mais uma vez mantendo o foco nas estimativas obtidas para o período posterior à adoção do regime de metas para a inflação.

Tabela 1.5 – Estimativa dos coeficientes do vetor de cointegração das duas especificações para a demanda de moeda

Especificação (1) (log-log)

Período Amostral	1998Q2 2010Q2	2000Q1 2010Q2
A	0,024	0,025
η	(0,41)	(0,39)
Obs	49	36

Obs: Série M1 como proporção do PIB dessazonalizada pelo X-12.

Especificação (2) (semi-log)

Período Amostral	1998Q2 2010Q2	2000Q1 2010Q2
B	0,087	0,086
ξ	(3,187)	(3,217)
Obs	49	42

Obs: Série M1 como proporção do PIB dessazonalizada pelo X-12.

Tabela 1.6 – Impacto sobre o bem estar a partir das estimativas do modelo de cointegração (% do PIB)

Especificação 1 (log-log)

		r_1				
Nova Meta de Inflação	r_2	9,50%	10,50%	11,50%	12,50%	13,50%
3,5%	10,50%	-0,02%	0,00%	**0,02%**	0,04%	0,06%
2,5%	9,50%	0,00%	0,02%	**0,04%**	0,06%	0,08%
1,5%	8,50%	0,02%	0,04%	0,06%	0,08%	0,10%
0,5%	7,50%	0,05%	0,07%	0,09%	0,11%	0,13%

Especificação 2 (semi-log)

		r_1				
Nova Meta de Inflação	r_2	9,50%	10,50%	11,50%	12,50%	13,50%
3,5%	10,50%	-0,01%	0,00%	**0,01%**	0,03%	0,05%
2,5%	9,50%	0,00%	0,01%	**0,03%**	0,04%	0,06%
1,5%	8,50%	0,01%	0,03%	0,04%	0,06%	0,07%
0,5%	7,50%	0,02%	0,04%	0,05%	0,07%	0,09%

Como podemos observar, os valores estimados para os parâmetros da demanda de moeda com base no modelo de correção de erros implicam em uma perda de bem estar bastante próxima daquela resultante dos coeficientes estimados por mínimos quadrados.

1.3.3.3. Especificações incluindo a variável de tecnologia de transações bancárias e a alíquota de compulsórios

As estimativas acima desconsideraram o fato de que a demanda de moeda, tomando M1 como a medida relevante, deve ter sofrido alteração ao longo do tempo por conta da evolução da tecnologia de transações bancárias. Isto é, possivelmente a maior facilidade em se converter

outros ativos em depósitos à vista ou papel moeda modificaram ao longo do tempo a demanda por M1, mantidos constantes os demais determinantes da demanda por moeda. A introdução da tecnologia de transações bancárias em nossas equações será feita a partir do índice explicado anteriormente, baseado na razão entre o número de transações com cartões de crédito e o PIB real (mais precisamente, o número índice construído a partir dessas duas séries). Além disso, mudanças nas alíquotas dos depósitos compulsórios, que são bastante elevados no Brasil, como discutido anteriormente, podem também resultar em mudanças na demanda de moeda. Discutiremos apenas os resultados obtidos com base nas estimativas de mínimos quadrados.

Denominando o índice de tecnologia de transações de T e a alíquota de compulsórios de C, as equações a serem estimadas passam a ser:

Especificação (1') (log-log):

$$\ln(m) = \ln(A) - \eta \ln(r) + \beta_1 \ln T + \beta_2 C$$

Especificação (2') (semi-log):

$$\ln(m) = \ln(B) - \xi r + \beta_1 \ln T + \beta_2 C$$

Teoricamente deveríamos esperar que os coeficientes tanto da variável que descreve a tecnologia de transações quanto para os compulsórios apresentassem sinal negativo na equação de demanda de moeda. Um aumento da variável de tecnologia de transações significa que se tornou menos custoso transformar ativos de M1 em outros ativos com maior rendimento, mas menor capacidade de servir como meio de transação. Um aumento dos compulsórios, que tende a incidir principalmente sobre depósitos à vista, portanto sobre um componente do M1, reduz o interesse dos bancos em incentivar a manutenção de depósitos. Dessa forma, isso implicaria que o custo de carregamento de M1 deveria aumentar, o que reduziria a demanda por saldos monetários reais.

Para efetuar o cômputo da perda de bem estar, utilizaremos o último valor de T e C para calcular a área abaixo da curva de demanda inversa por moeda. Os resultados para as duas especificações são resumidos nas tabelas abaixo. A perda de bem estar correspondente é mostrada na tabela seguinte. Como pode ser observado, os coeficientes para a taxa de juros são substancialmente menores do que aqueles obtidos pela especificação padrão discutida.

Entretanto, os sinais de ambas as novas variáveis apresentam sinal oposto ao esperado, o que coloca em dúvida tais resultados.

Tabela 1.7 – Estimativa para as duas especificações de demanda de moeda incluindo a variável de tecnologia bancária e a alíquota de compulsórios

Especificação (1) (log-log)

Período Amostral	**2000Q1 2010Q2**
A	0,014
	(80,03)
η	(0,094)
	(3,33)
Log(tecnologia)	0,21
	11,34
Compulsórios	0,27
	3,44
Obs	42
R^2	0,96

Obs: Série M1 como proporção do PIB dessazonalizada pelo X-12.
Estatística t em itálico.

Especificação (2) (semi-log)

Período Amostral	**2000Q1 2010Q2**
B	0,017
	(35,75)
ξ	(0,621)
	(2,70)
Log(tecnologia)	0,22
	12,18
Compulsórios	0,24
	2,97
Obs	42
R^2	0,95

Obs: Série M1 como proporção do PIB dessazonalizada pelo X-12.
Estatística t em itálico.

Tabela 1.8 – Impacto sobre o bem estar com base nos parâmetros estimados incluindo as variáveis de tecnologia bancária e para a alíquota de compulsórios

Especificação 1 (log-log)

		r_1				
Nova Meta de Inflação	r_2	9,50%	10,50%	11,50%	12,50%	13,50%
3,5%	10,50%	0,00%	0,00%	**0,00%**	0,00%	0,00%
2,5%	9,50%	0,00%	0,00%	**0,00%**	0,00%	0,01%
1,5%	8,50%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,01%
0,5%	7,50%	0,00%	0,00%	0,01%	0,01%	0,01%

Especificação 2 (semi-log)

		r_1				
Nova Meta de Inflação	r_2	9,50%	10,50%	11,50%	12,50%	13,50%
3,5%	10,50%	0,00%	0,00%	**0,00%**	0,00%	0,00%
2,5%	9,50%	0,00%	0,00%	**0,00%**	0,00%	0,00%
1,5%	8,50%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
0,5%	7,50%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

1.3.3.4. Agregado Divisia excluindo a variável de tecnologia de transações bancárias e controles para a oferta de moeda

Como exercício adicional, computamos a perda de bem estar quando consideramos como agregado monetário o tipo Divisia discutido anteriormente que combina o M1 e os depósitos de poupança. Voltaremos às especificações mais simples consideradas no início desta seção. A única alteração será que ao invés de termos o M1 como variável dependente, teremos o agregado Divisia. Os resultados são apresentados nas duas tabelas a seguir.

Tabela 1.9 – Estimativa considerando o agregado Divisia como variável dependente

Especificação (1) (log-log)

Período Amostral	1997Q1 2010Q2	2000Q1 2010Q2
A	0.038	0.037
	(65.37)	*(82.47)*
η	(0.204)	(0.213)
	(8.08)	*(11.16)*
Obs	54	42
R^2	0.56	0.76

Obs: Série Divisia como proporção do PIB dessazonalizada pelo X-12.
Estatística t em itálico.

Especificação (2) (semi-log)

Período Amostral	1997Q1 2010Q2	2000Q1 2010Q2
B	0.083	0.079
	(49.15)	*(55.90)*
ξ	(3.059)	(2.527)
	(9.37)	*(7.40)*
Obs	54	42
R^2	0.63	0.58

Obs: Série Divisia como proporção do PIB dessazonalizada pelo X-12.
Estatística t em itálico.

Tabela 1.10 – Impacto sobre o bem estar com base nos parâmetros estimados considerando como variável dependente o agregado Divisia

Especificação 1 (log-log)

		r_1				
Nova Meta de Inflação	r_2	9,50%	10,50%	11,50%	12,50%	13,50%
3,5%	10,50%	-0,01%	0,00%	**0,01%**	0,02%	0,03%
2,5%	9,50%	0,00%	0,01%	**0,02%**	0,03%	0,04%
1,5%	8,50%	0,01%	0,02%	0,03%	0,04%	0,05%
0,5%	7,50%	0,02%	0,03%	0,04%	0,05%	0,06%

Especificação 2 (semi-log)

		r_1				
Nova Meta de Inflação	r_2	9,50%	10,50%	11,50%	12,50%	13,50%
3,5%	10,50%	-0,01%	0,00%	**0,01%**	0,02%	0,04%
2,5%	9,50%	0,00%	0,01%	**0,02%**	0,03%	0,05%
1,5%	8,50%	0,01%	0,02%	0,03%	0,04%	0,06%
0,5%	7,50%	0,02%	0,03%	0,04%	0,05%	0,06%

Como seria esperado, tendo em vista que o agregado Divisia tem como componente mais relevante o próprio M1, os resultados não diferem substancialmente daqueles obtidos para nossa estimação de referência. As elasticidades da demanda de moeda são um pouco mais baixas àquelas obtidas quando consideramos o M1 como a correspondente empírica para os saldos monetários reais, implicando em perdas de bem estar um pouco inferiores.

1.4. Conclusão

Como primeira etapa do projeto de pesquisa mais amplo sobre a meta de inflação ótima para o Brasil, avaliamos a perda de bem estar pela demanda de moeda que poderia ser poupada caso a meta de inflação fosse reduzida do patamar atual de 4,5%. A primeira observação é que as estimativas dos coeficientes da demanda de moeda são razoavelmente imprecisas e variáveis ao longo do tempo. Contudo, mesmo considerando diferentes períodos e diferentes modelos econométricos, uma redução de 2 pontos percentuais na meta de inflação resultaria em um ganho de não mais de 0,04% do PIB corrente ou, a valor presente, próximo a 1,80% do PIB corrente, portanto, uma magnitude bastante modesta. Caso considerássemos, como é comum na literatura, uma redução da inflação de 10% para zero, o maior incremento de bem estar que encontramos equivale a 0,20% do PIB corrente em estado estacionário (ou 8,7% do PIB a valor presente).

Nossos resultados afastam-se daqueles obtidos por Lucas (2000) que estima a perda de bem estar causada pela inflação através da demanda de moeda para os EUA. Seus resultados indicam um ganho de bem estar ao se reduzir a taxa de inflação de 10% para zero pouco inferior a 1% do PIB corrente em estado estacionário, substancialmente maior do que nossos resultados. Por outro lado, Ireland (2008) obtém resultados próximos aos nossos. Também comparando uma redução da taxa de inflação de 10% para zero, o autor encontra um ganho de bem estar entre 0,20% e 0,23% do PIB corrente em estado estacionário.

A “regra de Friedman” estabelece que a taxa de juros nominal ótima é igual a zero, o que implica que a taxa de deflação deva ser igual à taxa de juros real. Contudo, empiricamente, considerando apenas o impacto sobre o bem estar resultante do efeito da inflação sobre a demanda de moeda, os benefícios de se reduzir a taxa de inflação em um ou dois pontos percentuais são bastante modestos para uma economia que já apresenta taxa de inflação baixa. A conclusão, portanto, é que por esse canal não há razões fortes o suficiente para justificar uma redução da meta de inflação dos atuais 4,5%.

1.5. Referências bibliográficas

AIYAGARI, S. Rao; BRAUN, R. Anton; ECKSTEIN, Zvi (1998), Transaction Services, Inflation and Welfare, Journal of Political Economy, vol. 106, no. 6.

ANDERSON, Richard G.; JONES, Barry E.; NESMITH, Travis D. (1997), Building New Monetary Services Indexes: Concepts, Data and Methods, Federal Reserve Bank of St, Louis.

ANDERSON, Richard G.; JONES, Barry E.; NESMITH, Travis D. (1997), Monetary Aggregation Theory and Statistical Index Numbers, Federal Reserve Bank of St, Louis.

BAE, Youngsoo; JONG, Robert M. (2007), Money Demand Function Estimation by Nonlinear Cointegration, Journal of Applied Econometrics, 22, 767-793.

BAILEY, Martin J. (1956), The Welfare Cost of Inflationary Finance, Journal of Political Economy, 64, 93-110.

BALL, Laurence (1998), Another Look at Long-Run Money Demand, Johns Hopkins University Working Paper.

BARNETT, William A. (1980), Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory, Journal of Econometrics, 14, 11-48.

BAUMOL, William J. (1952), The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach, Quartely Journal of Economics, 66, 545-556.

CAGAN, Phillip (1956), The Monetary Dynamics of Hyperinflation, in Milton Friedman, ed. Studies of the Quantity Theory of Money, Chicago.

CYNAMON, Barry Z.; DUTKOWSKY, Donald H.; JONES, Barry E. (2006), Redefining the Monetary Aggregates: A Clean Sweep, Eastern Economic Journal, 32, p. 661-672.

CYSNE, Rubens Penha (2003), Divisia index, inflation and welfare, Journal of Money, Credit and Banking, v. 35, issue 2, pg. 221-239.

DOTSEY, Michael; IRELAND, Peter (1996), The Welfare Cost of Inflation in General Equilibrium, Journal of Monetary Economics, vol. 37, pg. 29-47.

FRIEDMAN, Milton (1969), The Optimum Quantity of Money, em Friedman, The Optimum Quantity of Money and Other Essays, Chicago.

GUPTA, Rangan; UWILINGGIYE, Josine (2008), Measuring the Welfare Cost of Inflation in South Africa, South African Journal of Economics, vol. 76:1.

IRELAND, Peter N. (2008), On the Welfare Cost of Inflation and the Recent Behavior of Money Demand, NBER, Working Paper nº 14098.

LUCAS, Robert E. (2000), Inflation and Welfare, Econometrica, vol. 68, nº 2, março de 2000.

MELTZER, Allan H. (1963), The Demand for Money: The Evidence from the Time Series, The Journal of Political Economy, Vol. 71, No. 3 (Jun., 1963), pp. 219-246.

McCALLUM, Bennett T.; GOODFRIEND, Marvin S. (1987), Money: Theoretical analysis of the demand for money, NBER, Working Paper nº 2157.

MULLIGAN, Casey B.; SALA-I-MARTIN, Xavier (1996), Adoption of Financial Technologies: Technologies and Implications for Money Demand and Monetary Policy, NBER, Working Paper, nº .

PASTORE, Afonso Celso (1997), Senhoriagem e inflação: o caso brasileiro, Revista Economia Aplicada, v.1, n.4.

POLATO E FAVA, Ana Cláudia; ROCHA, Fabiana (2003), Custos de bem-estar da inflação no Brasil: uma comparação das estimativas de equilíbrio parcial e geral, Revista Economia Aplicada, v.7, n.3.

ROMER, Paul M. (1986), Increasing Returns and Long-Run Growth, The Journal of Political Economy, Vol. 94, No. 5 (Oct., 1986), pp. 1002-1037.

ROSSI, José (1993), Agregação monetária com o índice de Divisia: aplicação ao caso brasileiro, Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 23, n. 2, p. 251-268.

ROSSI, José (2003),Shoe-leather costs of inflation: some estimates for Brazil, Revista Economia Aplicada, v. 7, n.3.

ROSSI, José W. (2008), O custo de bem-estar da inflação; cálculo tentativo com o uso de um modelo de equilíbrio geral, Estudos Econômicos, São Paulo, v. 38.

SERLETIS, Apostolos; YAVARI, Kazem (2004), The welfare cost of inflation in Canada and the United States, Economics Letters, 84, 199-204.

SIDRAUSKI, Miguel (1967), Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy, American Economic Review, 57, 534-544.

SIMONSEN, Mario Henrique; CYSNE, Rubens Penha (2001), Welfare Costs of Inflation and Interest-Bearing Money, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 33, no. 1 (Feb. 2001), pp. 90-100.

STRACCA, Livio (2004), Does Liquidity Matter? Properties of a Divisia Monetary Aggregate in the Euro Area, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 66, 3.

2. Inflação e incerteza inflacionária no Brasil

Resumo

Este artigo avalia em que medida o nível da inflação está associado à incerteza sobre a inflação futura. Há diversos argumentos que sustentam a afirmação de que quanto maior é a incerteza sobre a inflação, tanto maior é a perda de bem estar. Além disso, a análise sobre a relação entre o nível e a incerteza da inflação permitirá incorporar posteriormente tal relação a um modelo mais amplo que possibilite avaliar diretamente o impacto sobre o bem estar. São utilizadas três abordagens: (1) a análise tradicional dos modelos GARGH e suas extensões; (2) o estudo das expectativas de agentes que realizam previsões de inflação, coletadas pelo Banco Central do Brasil e (3) a avaliação da inflação implícita em ativos negociados em mercado. As três abordagens são consensuais em indicar a presença de uma substancial relação positiva entre o nível e a incerteza da inflação no Brasil. Nesse sentido, representam um argumento a favor de uma redução da meta de inflação.

Sumário

2. Inflação e incerteza inflacionária no Brasil

2.1. Introdução

2.2. Revisão da literatura

2.3. Modelos ARCH e suas extensões

2.3.1. Banco de dados

2.3.2. Estimação e resultados

2.4. Expectativas dos agentes

2.4.1. Banco de dados

2.4.2. Estimação e resultados

2.5. Inflação implícita nos preços de ativos negociados em mercado

2.5.1. Banco de dados

2.5.2. Estimação e resultados

2.6. Conclusão

2.7. Referências bibliográficas

2.1. Introdução

Neste artigo exploramos a associação entre o nível e a incerteza sobre a inflação. Em geral, a literatura sobre os custos da inflação concentra-se em avaliar as implicações sobre o bem estar proveniente de diferentes *níveis* da inflação. Contudo, a prática dos bancos centrais sugere que tão ou mais importante que o nível da inflação é a sua *previsibilidade*[13]. A redução da incerteza sobre a inflação futura amplia o horizonte de planejamento das empresas e famílias, reduz os prêmios de risco embutidos nas taxas de juros de longo prazo e facilita o estabelecimento de contratos públicos e privados de longo prazo. O presente artigo tem justamente o objetivo de identificar a relação entre o nível e a incerteza da inflação no Brasil.

Adotaremos três abordagens. A primeira segue a literatura dos modelos GARCH e suas extensões. De fato, o artigo clássico de Engel (1982) que apresentou o modelo ARCH explorava a inflação como exemplo de aplicação dessa classe de modelos. A segunda abordagem utiliza as expectativas de inflação de agentes privados coletadas em pesquisa do Banco Central do Brasil. Por último, consideraremos a inflação implícita nos preços de ativos para estudar a relação entre o nível e a incerteza da inflação.

O artigo está organizado em cinco seções, além desta introdução. A segunda apresenta uma breve revisão da literatura relevante. Os modelos GARCH e suas extensões serão analisados na terceira seção, enquanto as expectativas de inflação e a inflação implícita em preços de ativos negociados em mercado serão objeto de discussão nas seções quatro e cinco. A última seção conclui o artigo.

[13] Veja, por exemplo, o discurso de 10 de julho de 2007 do presidente do Federal Reserve, Ben Bernanke.

2.2. Revisão da literatura

Em geral, a literatura concentra a discussão sobre a perda de bem estar na análise das implicações de diferentes níveis da inflação. Existem razões teóricas e evidência empírica que sustentam a proposição de que o nível da inflação e a incerteza sobre a inflação futura caminham juntas. Friedman (1977) é uma referência clássica para essa proposição. Quando se decide sobre um determinado nível para a meta de inflação, portanto, também se está decidindo sobre a incerteza ou "intervalo de confiança" para a inflação. Ou seja, a decisão sobre o nível da inflação deve levar em conta também o efeito sobre a capacidade preditiva dos agentes econômicos e como isso pode afetar o bem estar econômico. De fato, isso parece explicar em boa medida a correlação positiva entre a meta central e a banda verificada nos países que adotam regimes formais de metas para a inflação.

A estratégia para a investigação consiste, em geral, em duas etapas: (1) obter uma estimativa da incerteza sobre a inflação e (2) comparar a relação dessa medida com o nível da inflação. Uma distinção relevante deve ser feita entre o que se pode chamar de variabilidade da inflação em torno da tendência (incerteza de curto prazo) e a incerteza sobre a tendência futura da inflação (a incerteza de longo prazo)[14]. Os estudos que utilizam a abordagem de modelos do tipo GARCH estão relacionados à primeira medida de incerteza, enquanto outros procuram construir modelos que permitam uma separação entre as incertezas sobre a projeção de curto e a de longo prazos[15]. Os resultados daqueles que utilizam a medida de incerteza de curto prazo tendem a ser ambíguos, enquanto os daqueles que fazem uso das medidas de incerteza de longo prazo encontram de forma mais consistente uma relação positiva entre o nível e a incerteza da inflação.

Desde o trabalho clássico de Engel (1982), que introduziu os modelos de heterocedasticidade condicional, diferentes estudos têm analisado a relação entre o nível e a variabilidade da inflação. Trabalhos anteriores a essa nova classe de modelos econométricos também são abundantes, tendo como referência Okun (1971) (veja também Logue e Willett (1976)). Em geral, a conclusão desses estudos mostra que existe uma relação positiva entre o nível e a variabilidade da inflação, mas que essa relação não é estável, nem ao longo do tempo nem entre países.

[14] Veja Ball, Cecchetti e Gordon (1990) para um boa discussão nessa direção. Klein (1976) também discute a distinção entre os dois tipos de incerteza.
[15] Veja nota 14.

Há uma ampla literatura que investiga a questão do nível e da incerteza sobre a inflação utilizando modelos do tipo ARCH e suas extensões. Engle (1983) faz uma aplicação para os EUA do modelo ARCH, encontrando pouca evidência a favor de uma relação positiva entre o nível e a incerteza da inflação. Bollerslev (1986), no artigo no qual apresenta os modelos GARCH, também faz uma aplicação para a inflação dos EUA. Nelson (1991) contempla a possibilidade de assimetria no modelo EGARCH (*exponential* GARCH). Brunner e Hess (1993) desenvolvem um modelo de heterocedasticiade condicional estado-dependente que engloba os modelos ARCH e GARCH e aplicam esse modelo para testar a proposição de relação positiva entre o nível e a incerteza da inflação. O modelo permite tratar a volatilidade condicional como dependente do nível da inflação, além da abordagem padrão de dependência dos erros passados de previsão. Contudo, encontram que modelos EGARCHresultam em estimativas muito próximas para a variância condicional àquelas obtidas com base no modelo proposto pelos autores.

Mais recentemente, alguns estudos que adotam abordagem semelhante são: Conrad e Karanasos (2005); Daar, Naka e Sanchez (2005); Henry, Olekalns e Suardi (2007); Caporale, Onorante e Paesani (2009). Hwang (2001) adota modelos do tipo ARFIMA-FIGARCH, abordagem seguida por Figueiredo e Marques (2009) que aplicam esta classe de modelos para o Brasil. Elder (2004) adota um modelo VAR com heterocedasticidade condicional.

Evans (1991) adota uma abordagem que procura distinguir entre a variabilidade de curto prazo da inflação e a incerteza de longo prazo. O autor constrói um modelo no qual existe heterocedasticidade condicional, mas também incerteza sobre os parâmetros do modelo que descreve a tendência da inflação. Isto permite analisar separadamente a relação entre o nível e a incerteza sobre a inflação no curto e longo prazos. A análise conclui que o nível da inflação afeta a incerteza de longo prazo, mas não a de curto prazo, o que poderia explicar a divergência de resultados presente na literatura. Caporale e Kontonikas (2009) é um exemplo mais recente desse tipo de abordagem.

Outra estratégia seguida pela literatura é construir medidas de incerteza sobre a inflação com base em pesquisas junto a analistas econômicos, consumidores ou empresários. Wachtel (1977), Carlson (1977) e Cukierman e Wachtel (1979) encontram uma correlação positiva entre o nível e a incerteza da inflação com base em pesquisas de projeção de inflação para os EUA. Mais recentemente, Giordani e Söderlind (2003) e Arnold e Lemmen (2008) aplicam essa abordagem para a Área do Euro.

Uma revisão interessante de uma literatura correlata é oferecida por Holland (1993), que reporta diversos estudos que analisam a relação entre a variabilidade da inflação e a atividade econômica. Quatro estudos encontram uma relação positiva ou inexistente entre a variabilidade da inflação e o crescimento, enquanto quatorze encontram uma relação negativa.

Ball (1990) analisa teoricamente a causa dessa relação positiva entre o nível e a incerteza da inflação. Seu modelo sugere que uma inflação alta cria incerteza sobre a política monetária futura, uma vez que os agentes, ao não conhecerem as preferências dos gestores de política monetária, não sabem se e quando o banco central combaterá a inflação ou a acomodará. Utilizando um modelo do tipo de Barro e Gordon (1983), Ball formaliza esse raciocínio.

Encontra-se também na literatura a preocupação com as possíveis consequências de uma inflação mais incerta. Ou seja, qual é a possível perda de bem estar que aparece em uma economia com uma taxa de inflação mais volátil em relação a outra com menor variabilidade e mesma taxa média de inflação? Dotsey e Sarte (1997) argumentam com base em um modelo teórico que o aumento da variabilidade da inflação eleva a poupança dos indivíduos por um motivo precaucional e, assim, eleva o crescimento do produto. Huizinga (1993) defende que uma maior incerteza sobre a inflação aumenta a incerteza sobre o retorno futuro de projetos de investimento e, assim, deve reduzir o investimento agregado. O autor também investiga empiricamente essa questão para o setor industrial nos EUA. Entretanto, outros modelos teóricos mostram que a relação entre incerteza sobre a inflação e o investimento pode ser positiva, ao contrário da análise de Huizinga (veja, por exemplo, Caballero (1991) ou Bertola (1988) para resultados na outra direção).

Outro tema relacionado ao da incerteza sobre a inflação é aquele sobre a dispersão de preços relativos. Um aumento do nível da inflação provoca, em geral, uma maior dispersão de preços relativos. Ou seja, os preços relativos tendem a flutuar mais tanto ao longo do tempo quanto em termos inter-setoriais ou geográficos. Isso pode também provocar perda de bem estar.

Parks (1978), por exemplo, analisa séries de preços para os EUA e a Holanda e encontra uma relação positiva entre o nível da inflação e a dispersão de preços relativos, sendo que essa relação se dá fundamentalmente pela maior dispersão de preços relativos seguindo variações não-antecipadas da inflação. Debelle e Lamont (1997) estudam a dispersão de preços dentro de cidades nos EUA e também concluem que regiões com maior taxa de inflação apresentam maior dispersão de preços relativos.

Hayek (1945) e Alchian e Demsetz (1972) enfatizam a importância da estabilidade de preços para economizar informação, ou seja, reduzir os custos associados à atividade de busca por bens. Nesse sentido, um aumento na variabilidade de preços gera desperdício de recursos que serão gastos na pesquisa pelos melhores preços de produtos. Uma maior variabilidade de preços relativos (e também de incerteza sobre a inflação futura) leva a um encurtamento ótimo dos contratos e, assim, a um aumento dos custos incorridos com a formulação e revisão de contratos (Gray (1978)). Blejer e Leiderman (1980) encontram evidência de que o aumento da variabilidade de preços relativos nos EUA está associado a um menor nível de produto e a uma maior taxa de desemprego.

Em suma, há razões teóricas e empíricas para se considerar que quanto maior o nível da inflação, maior também será a incerteza sobre a inflação e a dispersão de preços relativos na economia. Tanto o aumento da incerteza quanto a maior dispersão de preços relativos resultam em perda de bem estar, reduzindo o investimento, dificultando a elaboração de contratos de longo prazo e reduzindo a eficiência alocativa do sistema de preços.

2.3. Modelos ARCH e suas extensões

Como discutido acima, os modelos de heterocedasticidade condicional nos permitem obter uma estimativa da incerteza preditiva da inflação e nos permite flexibilidade para contemplar diversas hipóteses. A proposição de que o nível da inflação e a incerteza preditiva estão positivamente associados pode ser formalizada da seguinte forma. Seja $E(\pi_{t+1}|\Omega_t, \pi_t)$ a previsão ótima da inflação um passo à frente dado o conjunto de informação Ω_t e a inflação π_t (separamos a inflação corrente das demais variáveis do conjunto de informação). A esperança condicional do quadrado do erro de previsão é dada por

$$E[(\pi_{t+1} - E(\pi_{t+1}|\Omega_t, \pi_t))^2|\Omega_t, \pi_t] = Var(\pi_{t+1}|\Omega_t, \pi_t)$$

ou seja, pela variância condicional de π_{t+1} dado o conjunto de informação. A proposição é que $Var(\pi_{t+1}|\Omega_t, \pi_t)$ é crescente em π_t, a inflação corrente. Assim, quanto maior o nível corrente da inflação, maior é a incerteza preditiva.

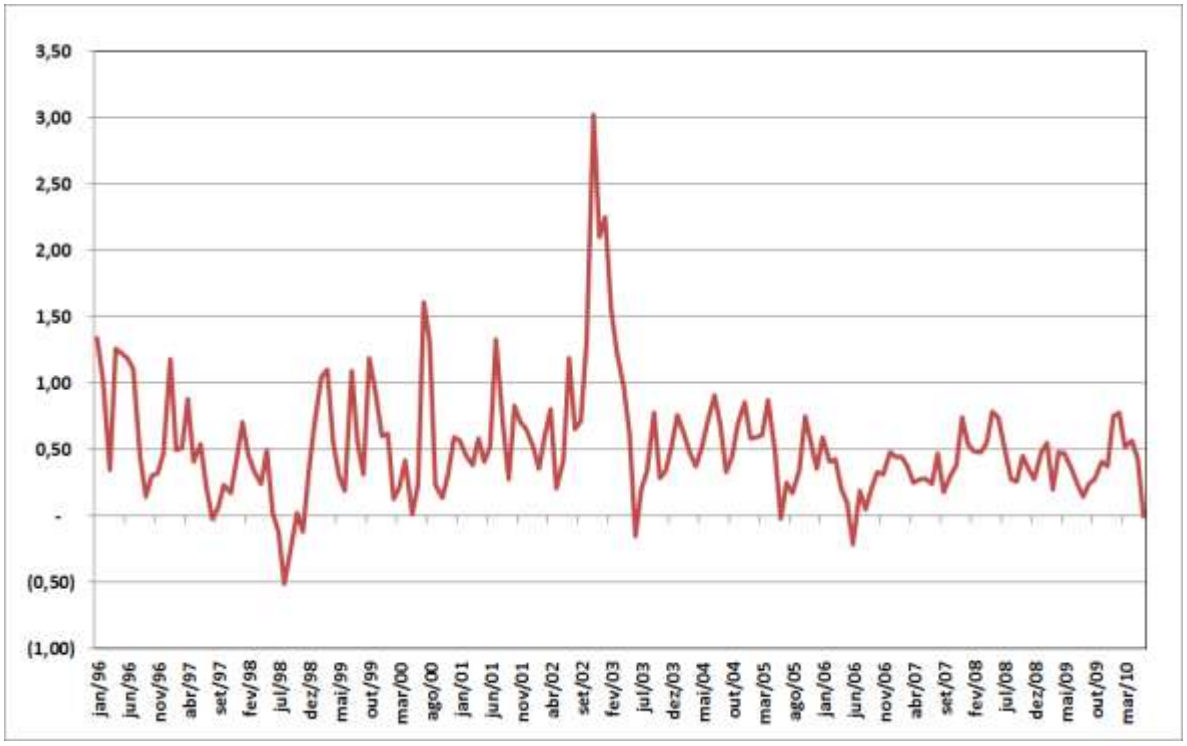
Para nossa investigação, aplicaremos os modelos econométricos GARCH, TGARCH e EGARCH. Os dois últimos nos permitem considerar que existe assimetria no efeito de choques na inflação sobre a variância condicional. Seguimos a literatura ao utilizar como medida para a inflação o índice de preços ao consumidor[16].

2.3.1. Base de dados

Aplicaremos os modelos ao índice de preços ao consumidor que serve de referência para o regime de metas de inflação no Brasil, o IPCA. O índice é calculado mensalmente pelo IBGE e compreende a cesta de consumo representativa de famílias com rendimentos entre 1 e 40 salários mínimos. Utilizamos dados mensais e investigamos dois períodos: 1996-2010 e 2000-2010, este último período posterior à introdução do regime de metas para a inflação (junho de 1999). Tendo em vista a mudança de regime, teremos como foco o segundo período.

[16] Diversos estudos que testam os modelos para outras medidas de inflação (como o deflator do PIB ou índices de preços ao produtor) obtêm resultados muito semelhantes àqueles obtidos com os índices de preços ao consumidor.

Gráfico 2.1 – Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – série mensal (jan/1996 a jun/2010)



Fonte: IBGE

Adicionalmente, como discutiremos abaixo, utilizaremos um conjunto de variáveis para a formulação do modelo para a esperança condicional da inflação: a taxa de câmbio real/dólar divulgada pelo Banco Central do Brasil, o índice de preços no atacado (IPA-DI) da FGV (cujo objetivo é capturar o efeito de preços de *commodities*) e uma medida de hiato do produto construída com base nos dados da produção industrial do IBGE. A justificativa para utilizar os dados de produção industrial e não o próprio PIB é que as estatísticas das contas nacionais são divulgadas com grande atraso enquanto os dados da produção industrial são divulgados com pouco mais de 30 dias de defasagem. Será considerada a variação mensal da taxa de câmbio e do IPA-DI e o hiato mensal da produção industrial construído através do filtro Hodrick-Prescott.

2.3.2. Estimação e resultados

Preliminarmente existem duas preocupações: estacionariedade e sazonalidade da série, uma vez que os métodos empregados requerem que a série não apresente tais características. Os testes para raiz unitária para a inflação mensal são resumidos na tabela abaixo e nos permitem estimar os modelos com a variável no nível. Ainda que os testes para sazonalidade não sejam todos conclusivos, optamos por utilizar a série original, uma vez que os métodos mais usuais de dessazonalização, como o ARIMA X-12, podem modificar a série introduzindo autocorrelações antes inexistentes. Todos os testes e modelos serão inicialmente aplicados ao período jan/2000 a jun/2010. Os resultados contemplando o período a partir de 1996 foram analisados e estão disponíveis, mas não serão discutidos para que possamos concentrar-nos no período de maior relevância para a análise.

Primeiro aplicamos o teste de Dickey e Pantula para duas raízes unitárias na diferença do logaritmo do número índice do IPCA mensal. Depois, aplicamos os demais testes que contemplam apenas a hipótese de no máximo uma raiz unitária.

Tabela 2.1 – Resumo dos testes de raiz unitária para a inflação mensal

Teste	P-valor	Resultado	Observação
Dickey e Pantula		Não tem 2 RU	Teste para mais de uma RU
Augmented Dickey-Fuller	0,0023	Não tem RU	
Phillips-Perron	-	Não tem RU	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		Não tem RU	Com base valor crítico 5%

O modelo econométrico GARCH(q,p) pode ser resumido pelas seguintes equações para a esperança e variância condicionais da variável de interess:

$$y_t = X_t'\Theta + \varepsilon_t$$

que é a equação para a esperança condicional ao vetor de variáveis X_t (o que pode significar apenas um modelo ARIMA).

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

que estabelece que a variância condicional de ε_t , σ_t^2, é função de seus valores defasados (até a ordem q) e do quadrado dos erros de previsão do modelo para o nível da variável. Esse modelo tem a desvantagem de tratar os choques na equação para a variância condicional de forma simétrica, o que nos leva a empregar também os modelos TGARCH e EGARCH que permitem assimetria na resposta aos choques, uma característica encontrada pela literatura nas séries de inflação (em especial veja Brunner e Hess (1993)).

Na estimação de um modelo de heterocedasticidade condicional, é fundamental que tenhamos um modelo adequado para a variável objetivo, uma vez que é a partir desse modelo que serão gerados os resíduos para os testes e especificações dos componentes GARCH. É interessante notar como os estudos que estimam a variância condicional da inflação são, por um lado, complexos na descrição da especificação para a variância condicional e por outro, adotam especificações simples no modelo para a esperança condicional. Como nossa preocupação é verificar se os agentes erram mais em suas previsões quando a inflação é alta, torna-se imprescindível que toda a informação disponível seja utilizada na construção da projeção um passo à frente. Adotaremos uma especificação do tipo curva de Phillips para a esperança condicional da inflação, incluindo o hiato da produção industrial, o índice de preços no atacado (IPA-DI) e a taxa de câmbio, como discutimos acima.

Na estimação do GARCH, primeiro selecionamos um modelo para a inflação mensal incluindo defasagens das variáveis mencionadas. Contudo, o hiato da produção industrial não se mostrou significante[17]. O modelo selecionado possui uma constante, um termo auto-regressivo de ordem 1, uma *dummy* para a crise do processo eleitoral de 2002 (último trimestre) e três defasagens da variação do câmbio e do IPA-DI. Os testes para os resíduos mostraram ausência de autocorrelação e os demais critérios de ajuste do modelo se mostraram satisfatórios. Assim, temos o seguinte modelo inicial para a inflação mensal:

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \Delta IPA_{t-1} + \beta_2 \Delta IPA_{t-2} + \beta_3 \Delta IPA_{t-3} + \delta_1 \Delta Cambio_{t-1} + \delta_2 \Delta Cambio_{t-2} + \delta_3 \Delta Cambio_{t-3} + \varphi D_{4T2002} + \gamma \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

[17] Os resultados sugerem uma correlação contemporânea, com pouca significância ou sinais contrários ao esperado para as defasagens dessa variável.

Tabela 2.2 – Resultados do modelo do tipo curva de Phillips para a inflação mensal

Variável dependente: IPCA Período: 2000M01 2010M06			
	Coeficiente	Estatística t	P-valor
α	0,37	8,02	-
β_1	0,11	2,73	0,01
β_2	0,03	0,70	0,49
β_3	0,06	1,95	0,05
δ_1	0,01	1,18	0,24
δ_2	0,00	0,38	0,71
δ_3	0,01	0,81	0,42
φ	0,55	2,23	0,03
γ	0,27	2,62	0,01
R^2	0,57		
Nº obs.	126		
Estatística F	19,21		

Os testes para os resíduos ao quadrado mostraram que não podemos rejeitar a hipótese de heterocedasticidade condicional. Portanto, procedemos à estimação do modelo GARCH. Considerando-se as restrições necessárias sobre os parâmetros da equação para a variância condicional, os testes sobre os resíduos, o critério de parcimônia e as estatísticas complementares, o modelo GARCH(1,1) mostrou-se mais adequado. A equação estimada para a variância condicional pode ser representada por:

$$h_t = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \omega_2 h_{t-1}$$

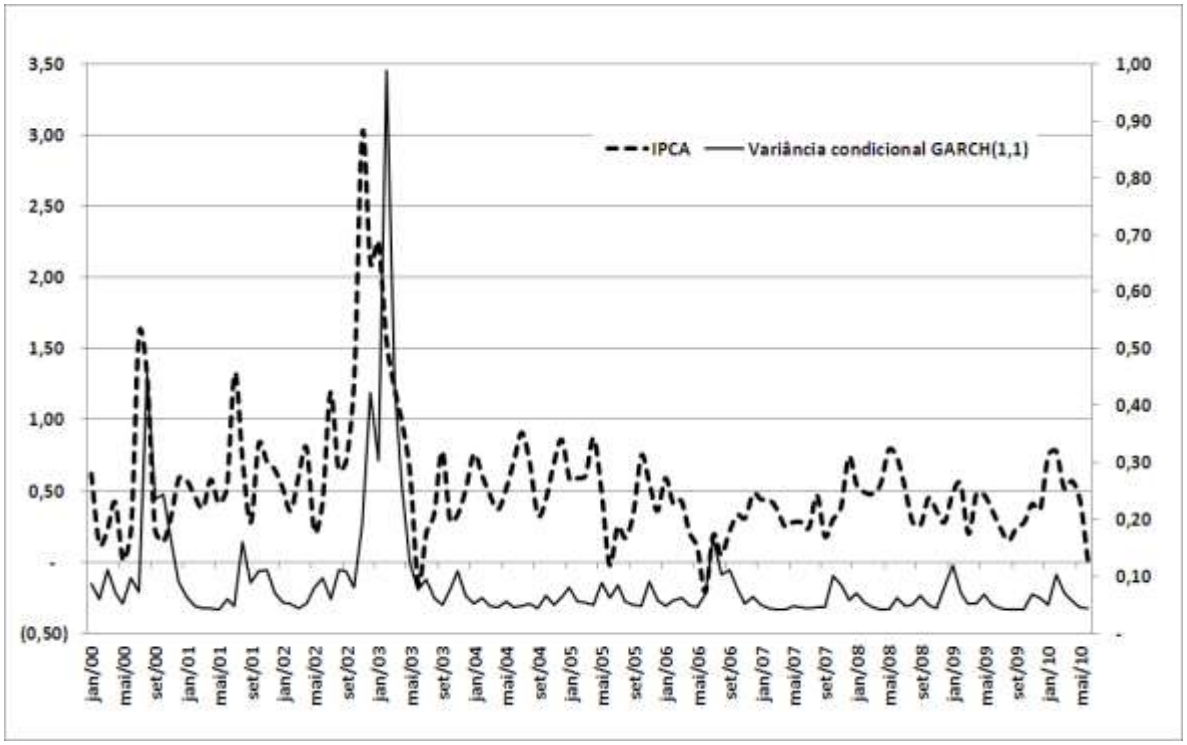
na qual h_t denota a variância condicional do termo de erro da equação para a inflação mensal.

Tabela 2.3 - Resultados do modelo com especificação GARCH(1,1) para a variância condicional

Variável dependente: IPCA			
Período: 2000M01 2010M06			
Equação inflação mensal			
	Coeficiente	Estatística t	P-valor
α	0,42	9,55	-
β_1	0,11	3,57	0,00
β_2	(0,01)	(0,33)	0,74
β_3	0,03	0,96	0,34
δ_1	(0,00)	(0,09)	0,93
δ_2	0,02	2,17	0,03
δ_3	0,00	0,52	0,60
φ	0,98	6,79	-
γ	0,24	2,06	0,04
Equação variância condicional			
	Coeficiente	Estatística t	P-valor
ω_0	0,03	1,45	0,15
ω_1	0,37	1,67	0,09
ω_2	0,36	1,12	0,26
R^2	0,52		
Nº obs.	126		
Estatística F	11,38		

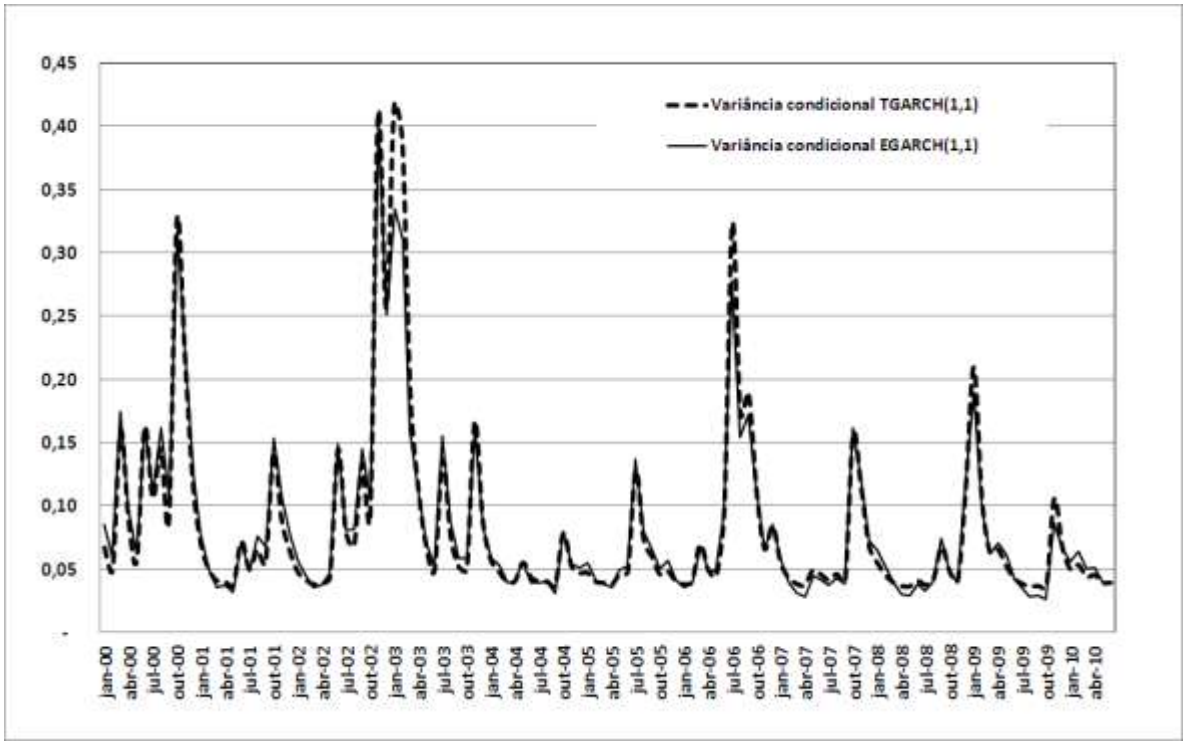
Com base nesse modelo, obtivemos a variância condicional estimada. No gráfico abaixo, ela é exibida junto com a inflação trimestral no nível, sugerindo a relação positiva entre o nível da inflação e sua variância condicional que será testada posteriormente.

Gráfico 2.2 – Variância condicional do modelo GARCH(1,1) (escala direita) e IPCA mensal (escala esqueda)



Antes de passar ao teste da relação entre o nível e a variância condicional – nossa medida de incerteza para a inflação – vamos estimar modelos que levam em conta a provável assimetria dos choques na inflação sobre a variância condicional. De fato, a proposição discutida na introdução estabelece que os choques negativos deveriam reduzir a volatilidade condicional e que apenas os positivos deveriam elevar a variância condicional. Estimamos dois modelos, o TGARCH e o EGARCH. O primeiro utiliza *dummies* para modelar um efeito assimétrico, enquanto o segundo adota uma especificação log-linear com o valor absoluto dos choques (veja Glosten, Jagannathan e Runkle (1994) e Nelson (1991) para as referências originais). Mantemos para os dois modelos a presença de um termo auto-regressivo para a variância condicional e um termo com o resíduo ao quadrado (isto é, teremos um TGARCH(1,1) e um EGARCH(1,1)). Ao contrário do esperado, os termos de assimetria sinalizam que choques negativos sobre a expectativa de inflação tendem a elevar a variância condicional. Isto dificulta a interpretação dos resultados obtidos. Levando em conta essa importante ressalva, também exibimos no gráfico abaixo a variância condicional estimada com base nesses dois modelos. Podemos observar que não há praticamente diferença entre as duas séries obtidas.

Gráfico 2.3 – Variância condicional estimada com base nos modelos TGARCH(1,1) e EGARCH(1,1)



Dispomos agora de três estimativas para a incerteza preditiva sobre a inflação que podem ser comparadas ao nível da inflação para responder nossa questão inicial. A correlação entre o nível da inflação e as três séries de variância condicional geradas é pouco inferior a 0,5. Regressões entre as séries de variância como variáveis dependentes e o IPCA e testes de causalidade de Granger também sustentam a relação positiva entre o nível e a incerteza da inflação.

Tabela 2.4 – Correlação simples entre o nível da inflação e as três medidas de variância condicional

GARCH	0,47
TGARCH	0,48
EGARCH	0,47

Tabela 2.5 - Regressões individuais entre os desvios padrão condicionais pelos diferentes métodos e o IPCA

	Coeficiente IPCA	Estatística t	R^2
GARCH	0,12	6,23	0,24
TGARCH	0,10	5,27	0,18
EGARCH	0,09	5,12	0,17

Tabela 2.6 - Testes de causalidade de Granger

Observações: 120

			Estatística F	P-valor
GARCH	não Granger causa	IPCA	1,09	0,3717
IPCA	não Granger causa	GARCH	16,51	0,0000
TGARCH	não Granger causa	IPCA	1,88	0,0905
IPCA	não Granger causa	TGARCH	5,36	0,0001
EGARCH	não Granger causa	IPCA	2,08	0,0618
IPCA	não Granger causa	EGARCH	3,92	0,0014

A conclusão desses exercícios é que existe evidência de que há relação positiva entre o nível da inflação e a incerteza preditiva. Essa evidência aparece no modelo GARCH padrão e em algumas de suas extensões. A literatura que realiza esse tipo de teste para outros países encontra resultados ambíguos. Por este motivo, consideraremos a seguir duas outras abordagens para testar a proposição de que o nível e a incerteza da inflação caminham juntas, de forma a obter evidências alternativas.

2.4. Expectativas dos agentes

Tendo em vista que os resultados dos modelos GARCH, como mostra a literatura aplicada a outros países, estão sempre sujeitos a críticas, vamos aplicar uma abordagem alternativa com base na pesquisa de projeções de inflação junto a analistas econômicos realizada pelo Banco

Central do Brasil. A pesquisa do Banco Central junto a instituições financeiras e não-financeiras teve início em maio de 1999 quando da implantação do regime de metas para a inflação no país. Atualmente, cerca de 100 instituições participam da pesquisa, sendo que 70 instituições fornecem projeções em bases regulares. Com isto, temos, semanalmente, a distribuição das expectativas de inflação de uma amostra significativa de instituições para diversos horizontes. O procedimento desta seção será bastante direto: verificar em que medida o nível da inflação (poderemos usar tanto a inflação corrente quanto a inflação esperada) está relacionado positivamente à dispersão da distribuição de expectativas para a inflação.

Uma questão preliminar importante é que estamos identificando a incerteza sobre a inflação futura com a variância da distribuição da expectativa para a inflação informada pelos analistas. Considere que cada analista divulgue a média de sua distribuição de probabilidade individual para a inflação. Então, teremos uma distribuição das médias e estaremos calculando a variância das médias das distribuições individuais de probabilidade. Idealmente, a incerteza sobre a inflação seria medida pelas distribuições individuais de probabilidade. Para colocar de outra forma, nossa medida é a variância das médias, enquanto idealmente teríamos a média das variâncias da distribuição de cada analista. É possível que a variância das distribuições individuais aumente e que a média de cada distribuição permaneça constante (um *spread* que preserva a média). Assim, a incerteza medida pela distribuição individual poderia aumentar sem que a nossa medida – a variância da distribuição das médias informadas – sofresse alteração.

Uma possível justificativa para nossa medida seria como se segue (claro, esta não é uma condição necessária). Suponha que cada analista utilize N modelos para realizar projeções de inflação, baseados em diferentes variáveis e especificações. Considere que cada analista tenha um viés aleatório com média zero e que sua distribuição individual de probabilidade seja dada pela composição dos modelos com esse viés. Cada analista informaria a média de sua distribuição. Nesse caso, a variância das médias reportadas pelos analistas seria positivamente relacionada à variância da distribuição da inflação projetada pelos N modelos e também à variância do viés[18]. Desde que o viés de cada analista permaneça relativamente constante ao longo do tempo, mudanças na variância das médias reportadas seriam relacionadas a mudanças na variância dos N modelos. Isso nos permitiria interpretar mudanças na variância

[18] Estamos simplesmente dizendo que a distribuição individual é a soma da variável aleatória que descreve a distribuição dos N modelos e do viés individual. A esperança tomada com relação ao viés do analistas dessa nova distribuição é igual à média dos N modelos, enquanto a variância é igual à soma das duas variâncias.

das médias reportadas como modificações na variância dos N modelos, ou seja, na incerteza sobre a inflação.

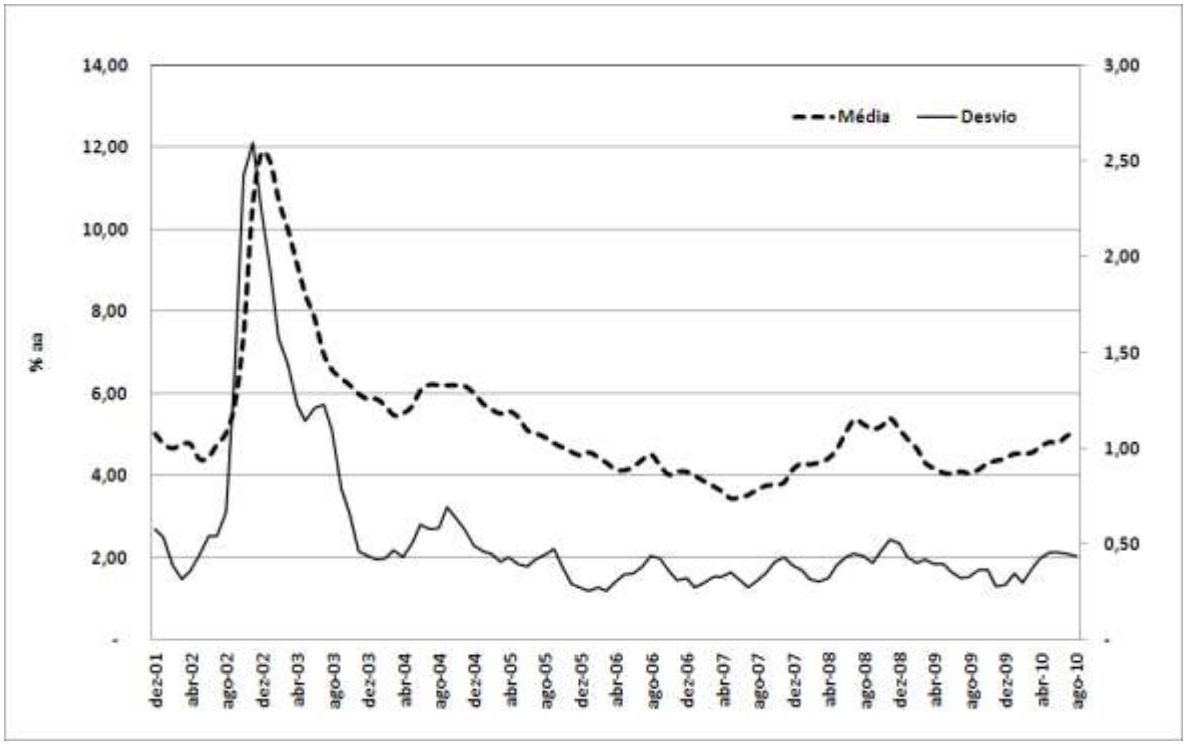
2.4.1. Base de dados

Como dissemos, cerca de 70 instituições participam da pesquisa do Banco Central com regularidade semanal. As projeções mais confiáveis[19] são aquelas para o ano corrente e para os próximos 12 meses. Os dados estão disponíveis com freqüência semanal a partir de março de 2000. Contudo, para algumas séries, como a inflação 12 meses à frente suavizada, dispomos de dados somente a partir de dezembro de 2001. Por esse motivo, utilizaremos janeiro de 2002 como data de início para a análise que se segue.

O gráfico abaixo exibe o desvio padrão e a média das projeções informadas pelos analistas para o índice de inflação IPCA 12 meses à frente[20]. Como dissemos, também consideramos que as expectativas para o ano corrente são bem elaboradas e, portanto, passíveis de serem utilizadas em exercício semelhante.

[19] Estas previsões são consideradas para o *ranking* das instituições e, portanto, existe um incentivo mais efetivo para que elas forneçam expectativas bem elaboradas.
[20] Especificamente, consideramos o critério suavizado do Banco Central, que interpola a expectativa para o mês corrente e para o mês seguinte ao longo das semanas.

Gráfico 2.4 – Expectativas de inflação para os próximos 12 meses (suavizadas): média (escala esquerda) e desvio padrão (escala direita)



Fonte: Banco Central do Brasil

2.4.2. Estimação e resultados

Como dissemos acima, queremos identificar uma relação de causalidade entre o nível da inflação e a incerteza sobre a inflação futura medida pela dispersão das expectativas de inflação. Começamos por uma regressão OLS simples entre a média e o desvio padrão das expectativas. Como o gráfico acima já levava a crer, de fato há relação positiva e significativa entre o nível e o desvio padrão das expectativas. A regressão nas diferenças também indica relação positiva e significativa.

Tabela 2.7 – Regressão OLS para a média e o desvio padrão das expectativas

Período: 2001M12 2010M08 **Variável dependente: Desvio padrão das expectativas**			
	Coeficiente	Estatística t	P-valor
Constante	(0,66)	(9,43)	-
Média expectativas	0,23	18,07	-
R-squared	0,76		
Obs:	105		

Naturalmente, a simples observação de que o nível das projeções e seu desvio padrão caminham juntas não é suficiente para afirmar que existe uma relação de causalidade entre o nível e a incerteza da inflação. Uma possível e importante razão é que essa relação poderia ser resultado de surpresas na inflação corrente que elevam ao mesmo tempo a média e a dispersão das projeções (ou seja, haveria um problema de endogeneidade em uma regressão do nível e dispersão das projeções de inflação).

Tendo também em vista a possibilidade de existência de não estacionariedade nas séries, realizamos testes de raiz unitária para cada uma delas. Os resultados são exibidos na tabela abaixo. Em geral, os testes rejeitam a hipótese de raiz unitária para a média, mas não para o desvio padrão das expectativas. Assim, sugerem que os choques sobre a inflação têm maior persistência sobre a incerteza do que sobre o nível das expectativas. Para levar em conta a possibilidade de que as séries sejam integradas de ordem 1, realizaremos também uma análise de cointegração.

Tabela 2.8 – Resumo dos testes de raiz unitária para a média e desvio padrão das projeções 12 meses à frente suavizadas para o IPCA

Testes para a média das expectativa

Teste	P-valor	Resultado	Observação
Dickey e Pantula		Não tem 2 RU	Teste para mais de uma RU
Augmented Dickey-Fuller	0,094	Não tem RU	
Phillips-Perron	0,1954	Tem RU	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		Não tem RU	

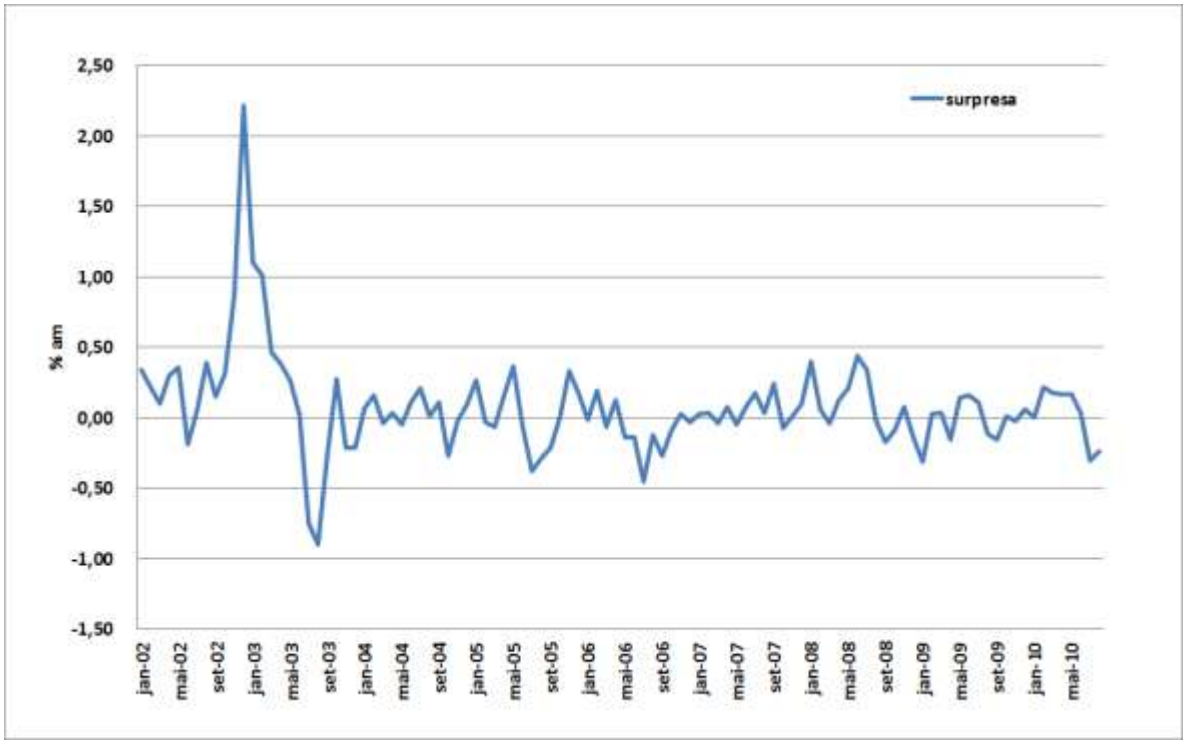
Testes para o desvio padrão das expectativas

Teste	P-valor	Resultado	Observação
Dickey e Pantula		Não tem 2 RU	Teste para mais de uma RU
Augmented Dickey-Fuller	0,0456	Não tem RU	
Phillips-Perron	0,1844	Tem RU	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		Não tem RU	

Para controlar pela possibilidade de que poderia haver um problema de omissão de variáveis na regressão de referência por OLS acima, adicionamos dois controles: as surpresas correntes com a inflação (diferença entre a taxa esperada um mês antes e a verificada para o mês) e a taxa de câmbio (variação no mês e desvio padrão no mês).

Construímos uma série para as surpresas com a inflação corrente da seguinte forma. Tomamos a expectativa média para a inflação do mês de referência no mês anterior (após a divulgação do dado para o mês anterior ao de referência). Como o resultado mensal é divulgado por volta do dia 10 do mês seguinte ao de referência, a surpresa em um determinado mês é igual ao resultado efetivo do mês anterior (referência) menos a expectativa para esse mês de referência. O gráfico abaixo exibe essas surpresas.

Gráfico 2.5 – Surpresas na inflação mensal



Fonte: IBGE

Incluindo as variáveis de controle, a relação positiva entre o nível e o desvio padrão da inflação se mantém (o mesmo resultado é obtido quando tomamos a diferença das variáveis que possivelmente são integradas de ordem 1). A relação também se mantém quando consideramos diferentes períodos.

Tabela 2.9 – Regressão OLS para a média e variância das expectativas incluindo variáveis de controle (desvio padrão da taxa de câmbio, variação da taxa de câmbio e surpresa com a inflação corrente)

Período: 2002M02 2010M08			
Variável dependente: Desvio padrão expectativas			
	Coeficiente	Estatística t	P-valor
Constante	(0,61)	(7,71)	-
Média expectativa	0,20	12,58	-
Desvio padrão câmbio	2,15	3,04	0,00
Variação câmbio	0,45	0,87	0,39
Surpresa (ao quadrado)	0,07	1,38	0,17
R^2	0,80		
Obs:	103		

Para explorar se essa relação pode ser interpretada com o sentido de causalidade na direção do nível da inflação para o desvio padrão das projeções, realizamos um teste de causalidade de Granger. A inclusão do ano de 2002 mostra-se crucial para os resultados: considerando o ano de 2002, a causalidade é no sentido contrário; excluindo esse ano temos a causalidade no sentido da proposição, isto é, do nível para a incerteza da inflação.

Finalmente, a possibilidade de presença de não estacionariedade levou-nos a testar se há cointegração (com evidência a favor) e a especificar um vetor de correção de erros (incluímos no modelo também as variáveis de controle como variáveis exógenas). Existe diferença entre as estimativas quando excluímos os anos de 2002 e 2003 (de forte desvalorização e depois valorização), mas a relação positiva se sustenta (mostramos apenas os resultados para o período posterior a 2004).

O vetor de cointegração estimado com base no modelo VEC é (endógenas: desvio padrão das expectativas e média expectativas; exógenas: desvio padrão taxa de câmbio, variação taxa de câmbio e surpresa com inflação corrente – estatística *t* entre parênteses):

$$Desvio = \underset{(7,14)}{-0,05} \quad \underset{}{+0,095 * Média}$$

Em suma, apesar da estimativa para o coeficiente do nível da inflação ser sensível principalmente ao período amostral, a relação entre o nível e a incerteza sobre a inflação futura é positiva e significante. Do ponto de vista de sua importância econômica, as estimativas indicam que cada 1 p.p. de aumento no nível da inflação eleva o desvio padrão das projeções em 0,1 p.p. a 0,25 p.p. À primeira vista, este impacto parece pouco relevante do ponto de vista econômico. Contudo, devemos observar que o desvio padrão das projeções da pesquisa do Banco Central é em geral baixo (ao redor de 0,4%), o que provavelmente é explicado pela tendência dos analistas a realizarem projeções próximas umas das outras. Portanto, levando isto em conta, parece-nos que há um efeito econômico relevante entre o nível e a incerteza sobre a inflação futura também nessa abordagem. Vale notar que estas estimativas indicariam que caso a meta de inflação fosse reduzida em 1 p.p. seria razoável também reduzir o intervalo ao redor da meta central em algo como 0,50 pp.

2.5. Inflação implícita nos preços de ativos negociados em mercado

A existência de ativos indexados ao IPCA no Brasil, em particular os títulos do Tesouro Nacional, nos permite obter uma segunda fonte de informação sobre as expectativas dos agentes. O procedimento é semelhante ao adotado acima substituindo-se as expectativas das instituições coletadas na pesquisa do Banco Central pela expectativa implícita nos preços dos ativos. Contudo, não há opções negociadas sobre a inflação implícita e, assim, precisaremos considerar que a incerteza sobre a inflação futura pode ser medida pela variância ao longo do tempo da inflação implícita nos preços de ativos.

2.5.1. Base de dados

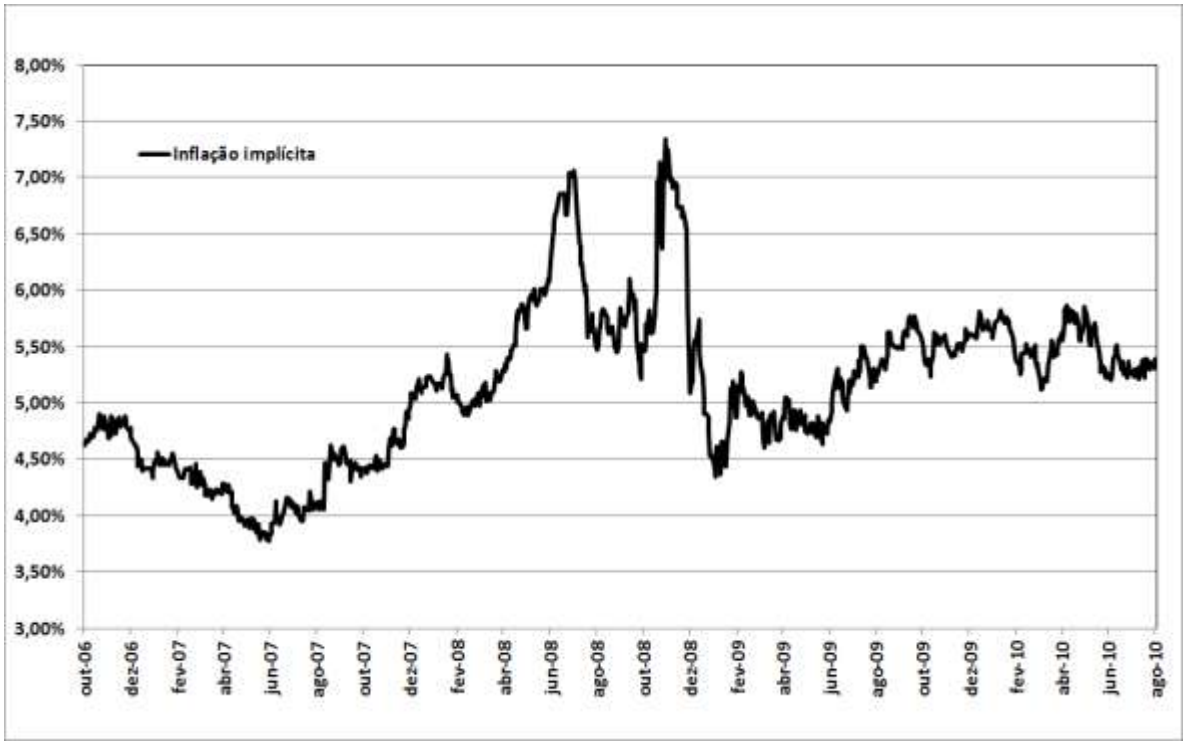
A existência de títulos de longo prazo indexados ao IPCA nos permite realizar um teste mais direto da relação entre o nível e a incerteza da inflação de longo prazo. Como medida do nível da inflação tomaremos o IPCA dos últimos 12 meses efetivo (ao contrário da expectativa utilizada na seção anterior). Como medida para a incerteza sobre a inflação de longo prazo tomaremos a variância da inflação implícita em uma janela de 60 dias úteis. Para construir a inflação implícita de longo prazo utilizamos dois títulos do Tesouro Nacional, um indexado

ao IPCA (NTN-B principal com vencimento em 2015) e um prefixado (NTN-F com vencimento em 2014). Apesar da diferença de vencimentos de cerca de 1 ano e meio entre os dois títulos, o fato de que os dois apresentam os mesmos componentes de liquidez e risco nos faz preferir esta estratégia a utilizar outras possibilidades (como a curva de *swap* do mercado de taxa de juros). Um problema é que a inflação implícita terá um prazo decrescente. Contudo, como outros títulos indexados ao IPCA apresentam histórico mais curto não há alternativa superior disponível.

Rigorosamente não podemos considerar a inflação implícita como sendo puramente igual à expectativa de inflação dos investidores. Quando calculamos a inflação implícita, tomamos a diferença entre uma taxa prefixada e uma taxa de juros real. A taxa prefixada é a combinação da taxa de juros real e uma compensação pela inflação no período. Assim, a taxa prefixada tem, de fato, dois componentes: a expectativa de inflação e o prêmio de risco pela inflação. Por isso, em geral, a inflação implícita superestima a inflação esperada. Em segundo lugar, como o mercado de títulos indexados ao IPCA é menos líquido do que o de títulos prefixados, existe um prêmio de liquidez nestes contratos. Esse prêmio deveria fazer com que a inflação implícita subestimasse a inflação esperada. Caso esses dois prêmios, de risco e de liquidez, sejam relativamente estáveis ao longo do tempo, podemos interpretar mudanças na inflação implícita como mudanças na expectativa de inflação. Existem alguns modelos que tentam separar a expectativa de inflação dos prêmios de risco de inflação e de liquidez, mas não exploraremos esse caminho aqui. A nosso ver, o período para o qual realizaremos a análise não apresenta mudanças estruturais que justificariam esperar por alterações significativas nesses dois prêmios.

O gráfico 2.6 apresenta a taxa de remuneração do título vinculado ao IPCA (a taxa adicional à inflação prevista no contrato) e a taxa de inflação implícita calculada pela diferença entre esta taxa e a taxa prefixada, sempre considerando o período da data do eixo do gráfico até 2015.

Gráfico 2.6 – Taxa de inflação implícita para o período entre a data exibida no eixo e maio/2015

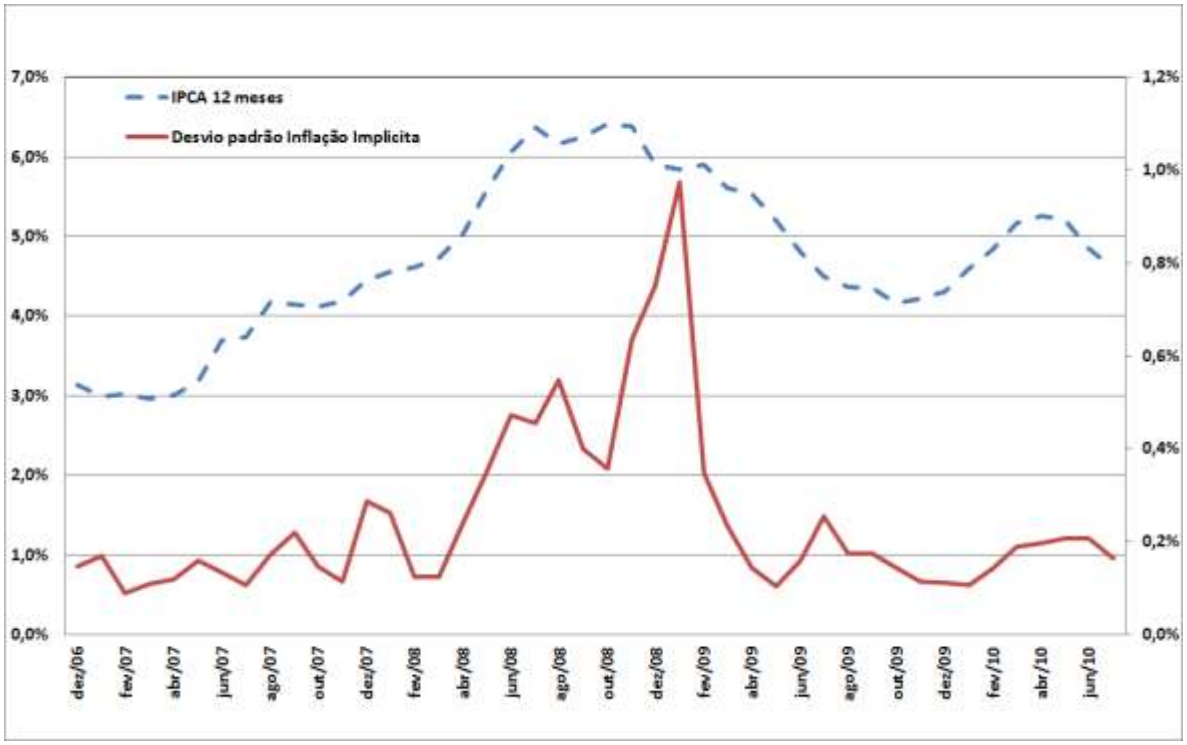


Fonte: Tesouro Nacional

2.5.2. Estimação e resultados

O procedimento descrito anteriormente nos permite obter uma série diária de expectativa de inflação implícita para o período entre a data corrente e maio de 2015. Nosso objetivo é avaliar em que medida um nível mais alto de inflação está relacionado à incerteza sobre a inflação de longo prazo. Propomos utilizar o desvio padrão da inflação implícita em uma janela de 60 dias úteis como uma medida de incerteza sobre a inflação futura. Nossa hipótese sob teste é que quanto maior é o nível da inflação maior será a volatilidade da inflação implícita. Como dissemos, consideraremos a inflação acumulada nos últimos 12 meses como a medida do nível da inflação.

Gráfico 2.7 – IPCA acumulado em 12 meses e desvio padrão da inflação implícita de longo prazo



O teste de Granger, regressões por mínimo quadrados e a análise de cointegração mostraram todos uma relação positiva entre o nível da inflação corrente (acumulada em 12 meses) e a incerteza sobre a inflação de longo prazo, medida pelo desvio padrão em uma janela de 60 dias da inflação implícita.

Tabela 2.10 – Regressão OLS para o desvio padrão da inflação implícita e o IPCA acumulado em 12 meses

Período: 2007M01 2010M07 **Variável dependente: Desvio padrão da inflação implícita**			
	Coeficiente	Estatística t	P-valor
Constante	(0,00)	(3,33)	0,00
IPCA 12 meses	0,13	5,75	-
R^2	0,45		
Obs:	43		

2.6. Conclusão

O resultado final da investigação sobre a relação entre o nível da inflação e a incerteza preditiva aponta para evidência favorável a essa proposição para o Brasil. Seguimos três caminhos diferentes, um estimando modelos para a variância condicional da inflação, outro avaliando as expectativas de inflação de analistas econômicos e um último considerando a inflação implícita nos preços de ativos. Cabe avaliar a importância quantitativa dessa relação.

A primeira pergunta é se a dispersão de expectativas é economicamente relevante. Excluindo o ano de 2002, o desvio padrão das expectativas de inflação 12 meses à frente implica em um intervalo de confiança de 95% de mais ou menos 1 pp para a inflação prevista. Esse valor é inferior ao intervalo da banda atual para a meta de inflação (de +/- 2 p.p.). A segunda questão relevante é qual seria o impacto de uma redução da meta de inflação sobre a incerteza das projeções. As regressões com base nas séries de expectativas implicam que uma queda de 1 p.p. da média das expectativas reduz o desvio padrão em valor próximo a 0,25 p.p. (considerando o impacto máximo estimado). Ou seja, para uma meta de 4,5% teríamos um intervalo de confiança de 95% entre 3,5% e 5,5% e, para uma meta de 3,5%, um intervalo entre 3% e 4% aproximadamente. Ainda que em um horizonte de um ano essa diferença possa ser pouco substancial, para horizontes mais longos a composição dessa incerteza sobre a inflação pode ter efeitos econômicos significativos. Essa seria, portanto, uma evidência favorável a uma redução da meta de inflação do nível atual de 4,5%.

2.7. Referências bibliográficas

ALCHIAN, Armen A.; DEMSETZ (1972), Production, Information Costs, and Economic Organization, The American Economic Review, Vol. 62, No. 5 (Dec., 1972), pp. 777-795. American Economic Association.

AOKI, Kosuke (2001), Optimal monetary policy responses to relative-price changes, Journal of Monetary Economics, 48, pg. 55-80.

ARNOLD, J. M.; LEMMEN, JAN J.G. (2008), Inflation Expectations and Inflation Uncertainty in the Eurozone: Evidence from Survey Data, Review of World Economics, vol. 144, nº 2, pg. 325-346.

BALL, Laurence (1990), Why does high inflation raise inflation uncertainty?, NBER Working Paper, nº 3224.

BALL, Laurence (1993), What determines the sacrifice ratio?, NBER, Working Paper nº 4306.

BALL, Laurence; CECCHETTI, Stephen G.; GORDON, Robert J. (1990), Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons, Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1990, No. 1 (1990), pp. 215-254.

BALL, Laurence; MANKIW, N. Gregory (1992), Relative-price changes as aggregate supply shocks, NBER, Working Paper nº 4168.

BARRO, Robert J.; GORDON, David B. (1983), A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural-Rate Model, NBER Working Paper No. 807.

BERTOLA, Giuseppe (1988), Adjustment costs and dynamic factor demands : investment and employment under uncertainty, Rudiger Dornbusch., Massachusetts Institute of Technology. Dept. of Economics., Massachusetts Institute of Technology. Dept. of Economics..

BLEJER, Mario I.; LEIDERMAN, Leonardo (1980), On the Real Effects of Inflation and Relative-Price Variability: Some Empirical Evidence, The Review of Economics and Statistics, Vol. 62, No. 4 (Nov., 1980), pp. 539-544. The MIT Press.

BOLLERSLEV, Tim (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31, pg. 307-327.

BRUNNER, Allan D.; HESS, Gregory D. (1993), Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State-Dependent Conditional Heteroscedasticity Approach, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 11, No. 2 (Apr., 1993), pp. 187-197. American Statistical Association.

BULKLEY, George (1984), Does Inflation Uncertainty Increase with the Level of Inflation?, European Economic Review, 25, pg. 213-221.

CABALLERO, Ricardo (1991), Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation, The American Economic Review, Vol. 81, No. 4 (Sep., 1991), pp. 859-871.

CAPORALE, Guglielmo Maria; KONTONIKAS, Alexandros (20089), The Euro and inflation uncertainty in the European Monetary Union, Journal of International Money and Finance, Volume 28, Issue 6, October 2009, Pages 954-971.

CAPORALE, Guglielmo Maria; ONORANTE, Luca; PAESANI, Paolo (2009), Inflation and Inflation Uncertainty in the Euro Area, CESifo Working Paper Series No. 2720, ECB Working Paper No. 1229.

CAPORALE, Tony; McKIERNAN (1997), High and variable inflation: Further evidence on the Friedman hypothesis, Economic Letters, 54, pg. 65-68.

CARLSON, John A. (1977), A Study of Price Forecasts, Annals of Economic and Social Measurement, Volume 6, number 1.

CONRAD, Christian; KARANASOS (2005), On the Inflation-Uncertainty Hypothesis in the USA, Japan and the UK: A Dual Long Memory Approach, Japan and the World Economy, Vol. 17, pp. 327-343, 2005.

COSIMANO, Thomas F.; JANSEN, Dennis (1988), Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model: Comment, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 20, nº 3, pg. 409-421.

CRAWFORD, Allan; KASUMOVICH, Marcel (1996), Does Inflation Uncertainty Cary with the Level of Inflation?, Bank of Canada, Working Paper.

Cukierman, Alex; WACHTEL, Paul (1979), Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation: Theory and Evidence, The American Economic Review, Vol. 69, No. 4 (Sep., 1979), pp. 595-609.

DAAR, Elton; NAKA, Atsuyuki; SANCHEZ, Benito (2005), Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries, Economics Letters, Volume 89, Issue 2, November 2005, Pages 180-186.

DAVIS, George K.; KANAGO, Bryce E. (2000), The Level and Uncertainty of Inflation: Results from OECD Forecasts, Economic Inquiry, Vol. 38, No. 1, 58-72.

DEBELLE, Guy; LAMONT, Owen (1997), Relative Price Variability and Inflation: Evidence from U.S. Cities, The Journal of Political Economy, Vol. 105, No. 1, pp. 132-152. The University of Chicago Press.

DOTSEY, Michael; SARTE, Pierre-Daniel G. (1997), Inflation Uncertainty and Growth in a Simple Monetary Model, May 1997, No. 97-5. Working Paper, Federal Reserve Richmond.

ELDER, John (2004), Another Perspective on the Effects of Inflation Uncertainty, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 36, nº 5, pg. 911-928.

ENGEL, Robert F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, vol. 50, pg. 987-1008.

ENGEL, Robert F. (1983), Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 15, nº 3, pg. 286-301.

EVANS, Martin (1991), Discovering the Link Between Inflation Rates and Inflation Uncertainty, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 23, nº 2, pg. 169-184.

EVANS, Martin; WACHTEL, Paul (1993), Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 25, No. 3.

FIGUEIREDO, Erik Alencar de; MARQUES, André M. (2009), Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo Arfima-Figarch, Estud. Econ. vol.39 no.2 São Paulo Apr./June 2009.

FRIEDMAN, Milton (1977), Nobel Lecture: Inflation and Unemployment , The Journal of Political Economy, Vol. 85, No. 3 (Jun., 1977), pp. 451-472.

GIODANI, Paolo; SÖDERLIND, Paul (2003), Inflation forecast uncertainty, European Economic Review, vol. 47, 6, pg. 1037-1059.

GLOSTEN, Lawrence R.; JAGANNATHAN, Ravi; RUNKLE, David (1993), On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, The Journal of Finance, Vol. 48, No. 5 (Dec., 1993), pp. 1779-1801.

GRAY, Jo Anna, (1978), On Indexation and Contract Length, The Journal of Political Economy, Vol. 86, No. 1 (Feb., 1978), pp. 1-18. The University of Chicago Press

GRIER, Kevin B.; PERRY, Mark J. (1996), Inflation, inflation uncertainty and relative price dispersion: Evidence from bivariate GARCH-M models, Journal of Monetary Economics, 38, pg. 391-405.

HAYEK, F. A. von (1945), The use of Knowledge in Society, American Economic Review, Vol. XXXV, No. 4, September 1945.

HENRY, Ólan T.; OLEKALNS, Nilss; SUARDI, Sandy (2007), Testing for rate dependence and asymmetry in inflation uncertainty: Evidence from the G7 economies, Economics Letters, Volume 94, Issue 3, March 2007, Pages 383-388.

HOLLAND, A. Steven (1993), UNCERTAIN EFFECTS OF MONEY AND THE LINK BETWEEN THE INFLATION RATE AND INFLATION UNCERTAINTY, Economic Inquiry, Volume 31, Issue 1, pages 39–51, January 1993.

HUIZINGA, John (1993), Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty, and Investment in U.S. Manufacturing, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 25, No. 3, Part 2: Inflation Uncertainty: A Conference Sponsored by the Federal Bank of Cleveland (Aug., 1993), pp. 521-549.

HUIZINGA, John; CECCHETTI, Stephen G.; SELODY, Jack (1993), Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty and Investment in U.S. Manufacturing, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 25.

HWANG, Y. (2001), Relationship between inflation rate and inflation uncertainty, Economic Letters, 73, pg. 179-186.

KLEIN, Benjamin (1976), The social costs of the recent inflation: The mirage of steady "anticipated" inflation, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1976, vol. 3, issue 1, pages 185-212.

LOGUE, Dennis E.; WILLETT, Thomas D. (1976), A Note on the Relation between the Rate and Variability of Inflation, Economica, New Series, Vol. 43, No. 170 (May, 1976), pp. 151-158. Blackwell Publishing.

NELSON, Daniel B. (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, Econometrica, Vol. 59, No. 2 (Mar., 1991), pp. 347-370. The Econometric Society.

OKUN, Arthur M. (1971), The Mirage of Steady Inflation , Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1971, No. 2 (1971), pp. 485-498. The Brookings Institution

PARKS, Richard W. (1978), Inflation and Relative Price Variability, The Journal of Political Economy, vol. 86, nº 1.

WACHTEL, Paul (1977), Survey Measures of Expected Inflation and Their Potential Usefulness, Analysis of Inflation: 1965-1974, NBER 1977.

3. Meta de inflação ótima para o Brasil: um modelo no qual há benefício em se ter uma inflação positiva

Resumo

A literatura é repleta de modelos e estudos empíricos que demonstram que existem diversos custos associados à inflação. Contudo, apesar de quase todos os bancos centrais do mundo perseguirem metas de inflação positivas (formais ou informais), são raros os estudos nos quais há um papel benéfico para a inflação. Como o objetivo do projeto de pesquisa do qual este artigo faz parte é obter uma inflação ótima, é evidentemente necessário que possamos estabelecer um *trade-off* decorrente de uma determinada taxa de inflação. O resultado padrão da regra de Friedman, de que a taxa de juros nominal ótima é igual a zero, não é suficiente para nossos propósitos. O presente artigo apresenta um modelo para elucidar por que uma inflação positiva pode ser desejável e nos permite avaliar quantitativamente a sensibilidade da inflação ótima a determinados fatores. Especificamente, a otimalidade de uma inflação positiva em nosso modelo decorre da hipótese de que os preços ou salários nominais são rígidos para baixo em alguma medida e que a economia está sujeita a choques (por exemplo, de produtividade) que modificam os valores reais de equilíbrio de preços ou salários. No caso de choques "negativos" que requerem reduções de preços e salários para que seja restabelecido um equilíbrio ótimo da economia, o bem estar para uma taxa de inflação positiva será superior àquele obtido com uma taxa de inflação igual a zero, ainda que isso represente custos sobre a economia quando não há choques negativos. O modelo, apesar de estilizado, pode ser avaliado quantitativamente e aponta que é desejável reduzir gradualmente a meta de inflação adotada correntemente pelo Brasil, de 4,5%.

Sumário

3. Meta de inflação ótima para o Brasil: um modelo no qual há benefício em se ter uma inflação positiva

3.1. Introdução

3.2. Revisão da literatura

3.3. Um modelo ilustrativo de rigidez nominal de salários

3.4. Um modelo no qual existe trade-off para a inflação de longo prazo

3.4.1. Calibragem dos parâmetros do modelo

3.4.2. Simulação do modelo

3.5. Modelo considerando uma inflação variável com base na função de reação de política monetária

3.6. Conclusão

3.7. Referências bibliográficas

3.1. Introdução

A literatura que trata dos impactos da inflação sobre o bem estar é repleta de estudos e modelos que discutem os custos da inflação, mas há poucos que exploram seus benefícios. A maior parte dos trabalhos que contemplam benefícios da inflação discute o tema sob a ótica da taxação ótima. Neste caso, a inflação é considerada apenas como mais um imposto (um imposto sobre saldos monetários) e, tendo em vista que existem outros impostos que provocam distorções, a inflação também deveria fazer parte dos instrumentos de arrecadação do governo. Nosso objetivo neste artigo é apresentar um modelo, reconhecidamente simplificado, que nos permita elucidar qualitativa e quantitativamente outro motivo clássico pelo qual uma taxa de inflação positiva pode ser desejável – a rigidez para baixo de preços e salários.

Consideramos uma economia que está sujeita a choques que modificam os preços e salários reais de equilíbrio. A hipótese de que os preços e salários nominais são em algum grau rígidos para baixo faz com que haja um papel benéfico para a inflação, uma vez que uma taxa mais alta facilita o ajuste de preços e salários reais. O modelo nos permite investigar a sensibilidade da perda de bem estar a fatores que descrevem a estrutura de nossa economia. Nossa discussão é semelhante àquela apresentada por Akerlof, Dickens e Perry (1996) que investigam os benefícios em se ter uma taxa de inflação positiva em um contexto de rigidez para baixo de preços e salários.

Este artigo tem quatro seções, além desta introdução. A segunda traz uma breve revisão da literatura. Na seção seguinte, apresentamos um modelo ilustrativo para ressaltar porque uma taxa de inflação positiva pode ser desejável. Na quarta seção, apresentamos um modelo mais completo no qual existe um *trade-off* explícito para a inflação e apresentamos simulações numéricas para obter a relação entre a meta de inflação e o bem estar. A quinta seção conclui o artigo.

3.2. Revisão da literatura

O debate de política econômica aponta, em geral, para uma extrapolação para o longo prazo do *trade-off* de curto prazo entre a taxa de inflação e o crescimento do PIB. Argumenta-se que perseguir uma inflação muito baixa requer que se mantenha em nível baixo o crescimento do PIB através de uma taxa de juros nominal (e real) elevada. A resposta dos bancos centrais, apoiada na teoria e evidências acadêmicas, há muito formulada, é que não existe um *trade-off* de longo prazo entre inflação e crescimento[21]. Isto é, apenas uma inflação crescente (ou crescente a taxas crescentes) pode provocar um aumento do crescimento do PIB. Existe consenso que, se é que existem, os benefícios de uma inflação elevada (de dois dígitos) são extremamente baixos (note que estamos falando dos benefícios considerados isoladamente, não em benefícios líquidos). A grande dificuldade teórica e empírica é com relação aos benefícios da inflação quando consideramos taxas de inflação moderadas.

É difícil encontrar modelos monetários nos quais sequer existe algum papel benéfico para a inflação. Existem três argumentos principais para que a inflação tenha algum benefício: (1) que a inflação coloca "graxa" nas engrenagens da economia; tecnicamente, uma inflação positiva facilita o ajuste de preços e salários reais tendo em vista sua rigidez nominal para baixo; (2) que a inflação pode ser um imposto que provoca distorções tão ou menos importantes que outros disponíveis (ao menos quando se considera a distorção gerada em baixos níveis de inflação) e (3) que um pouco de inflação permite à política monetária distanciar-se do limite inferior de zero para a taxa de juros nominal, permitindo que a taxa de juros real possa ser negativa quando se faz necessário (isto é, em situações de grandes choques desfavoráveis sobre a economia). Este último argumento também pode ser colocado em termos do risco de deflação que uma taxa de inflação muito baixa pode criar. O primeiro argumento refere-se principalmente a como uma inflação mais elevada pode reduzir a rigidez de salários. O segundo argumento requer uma análise da estrutura tributária e do *trade-off* em termos de bem estar de diferentes mecanismos de tributação. O terceiro requer modelos monetários estocásticos, de forma que se possa medir o ganho de bem estar que ocorreria em recessões caso a meta de inflação fosse positiva, permitindo a redução da taxa real de juros até

[21] Naturalmente, estamos nos referindo ao debate sobre a curva de Phillips.

o nível ótimo, *vis-à-vis* à perda de bem estar incorrida nas outras circunstâncias decorrente da menor utilização de saldos monetários reais[22].

A presença de rigidez nominal ou real de preços e salários pode implicar em um papel benéfico para a inflação (Tobin (1972)). Caso se considere que existe rigidez nominal para baixo dos salários, o ajuste da economia a um choque qualquer que torne necessária uma queda dos salários reais será tanto mais próximo do ponto ótimo em termos de bem estar (equilíbrio de *first best* – ou seja, equilíbrio Pareto ótimo sem considerar a rigidez de salários) quanto maior a taxa de inflação. De forma mais geral, caso possamos considerar que uma inflação maior reduz a rigidez *real* de salários, também haveria um efeito benéfico da inflação quando se considera uma economia sujeita a choques que tornem necessários ajustes dos salários reais (como em Blanchard e Galí (2007)).

A rigidez nominal de salários é um debate presente desde, pelo menos, os ensaios de Keynes e não será nosso objetivo analisar o papel dessa hipótese na história do pensamento econômico. Mesmo empiricamente, o debate ainda não está totalmente resolvido.

Estudos baseados em dados microeconômicos de salários (por exemplo, Bewley (1995) e Campbell e Kamlani (1997)) tendem a apontar para uma distribuição de variações de salários truncada em zero. Bewley (1995) entrevista empresários e gestores de recursos humanos e identifica uma substancial aversão a cortes de salários, a não ser em circunstâncias extremas (quando a empresa está próxima da falência). Outros estudos, como os de Card e Hyslop (1996), encontram uma frequência relativamente elevada de quedas de salários nominais, o que seria contrário à hipótese. Akerlof, Dickens e Perry (1996) realizam um interessante balanço de estudos sobre a evidência de rigidez nominal de salários. Um interessante estudo de Elsby (2009) argumenta que a rigidez de salários nominais para baixo é relevante, mas que essa característica leva as empresas a conterem os aumentos de salários em ciclos econômicos favoráveis fazendo com que exista rigidez em ambas as direções; isto reduz o efeito de longo prazo sobre os salários provocado pela rigidez para baixo (os salário tendem a responder menos ao ciclo e, assim, a rigidez para baixo não provoca perda relevante de emprego e bem estar). Dessa forma, mostra que mesmo quando se aceita a hipótese de rigidez nominal de salários para baixo, seus impactos agregados podem ser bem mais modestos do que os estudos anteriores apontavam. Como resultado de um amplo projeto para estudar a flexibilidade de

[22] Para o Brasil, evidentemente não se coloca a discussão do limite inferior igual a zero para a taxa de juros nominal.

salários ao redor do mundo, Dickens et al. (2007) encontram evidências a favor da rigidez para baixo de salários nominais. É interessante notar que Kuroda e Yamamoto (2005) reportam que a rigidez nominal de salários era significativa no Japão até 1997, mas que o agravamento da recessão e da deflação tornaram a distribuição de salários muito mais simétrica em torno de zero. Esta seria uma evidência a favor do argumento de que a rigidez nominal é um resultado da política de se perseguir uma inflação positiva e não uma característica invariante da economia. Com base nesse breve balanço, acreditamos que deixamos claro de um lado, que a evidência é majoritariamente favorável à presença de rigidez de salários, mas que essa proposição não é livre de questionamento. Essa será uma hipótese mantida ao longo deste artigo.

A análise de como a presença de rigidez nominal de salários pode afetar a inflação ótima é realizada em Akerlof, Dickens e Perry (1996). O trabalho se insere no debate sobre se os EUA deveriam adotar uma meta de inflação mais próxima de zero. Como dissemos, os autores começam fazendo uma revisão da evidência de rigidez de salários. O modelo construído pelos autores tem como características principais: concorrência monopolística entre as firmas; heterogeneidade entre as firmas dos efeitos dos choques de oferta e demanda; os salários reais dependem do poder de barganha dos trabalhadores, que por sua vez depende da taxa de desemprego da economia; existe rigidez para baixo de salários (especificamente, apenas firmas que sofrem choques negativos por dois períodos consecutivos podem reduzir o valor nominal dos salários – as demais podem reduzir os salários em no máximo 1%). Essa estrutura implica na existência de um efeito de curto e de longo prazo da inflação sobre o desemprego – uma taxa de inflação muito baixa pode restringir algumas firmas a reduzirem os salários reais e, por isso, levar a um desemprego maior. O modelo é calibrado para a economia norte-americana e simulado sob diferentes hipóteses. A partir do modelo, os autores também derivam uma curva de Phillips "aumentada" não-linear a ser estimada. Com base nessas duas abordagens, o estudo conclui que caso a taxa de inflação dos EUA fosse reduzida de 3% para zero a taxa de desemprego seria elevada, no longo prazo, em 1 a 2 pontos percentuais pelo modelo calibrado e em 2,6 pontos percentuais com base na estimativa de séries de tempo. Akerlof, Dickens e Perry (2000) voltam ao tema do comportamento dos salários em uma situação de inflação baixa explorando a racionalidade limitada dos agentes[23].

[23] Ainda que em um contexto completamente diferente, a análise toca em um ponto parecido com o de Lucas (2000) de que pode existir um custo fixo de modificar o comportamento por conta da inflação. Lucas menciona o comportamento da demanda de moeda, enquanto Akerlof et ali. generalizam, por assim dizer, para outras

Mais uma vez, a conclusão é que uma taxa de inflação ligeiramente positiva é superior a uma inflação zero.

Kim e Ruge-Murcia (2009) analisam quanta inflação é necessária para facilitar o ajuste do mercado de trabalho, considerando que existe um custo assimétrico de ajustamento de salários (custo maior para reduzir os salários), em um modelo DSGE moderno (*dynamic stochastic general equilibrium*). Como o custo de reduzir os salários nominais é maior do que o de elevá-los, em um contexto no qual existe um choque simétrico de produtividade, um planejador central escolhe otimamente uma inflação positiva de forma a reduzir a probabilidade de ter que incorrer no custo de reduzir os salários. O modelo é calibrado e estimado para a economia norte-americana. A política monetária ótima resulta em uma taxa de inflação igual a 0,35% aa, suficiente para facilitar o ajuste do mercado de trabalho. Considerando um regime de metas de inflação puro (isto é, a política monetária é conduzida de forma a atingir a mesma inflação em todos os períodos) a inflação ótima seria de aproximadamente 0,75% aa no modelo simulado. A perda de bem estar decorrente do estabelecimento de uma meta de zero ao invés de 0,75% aa é de cerca de 0,30% do consumo anual.

Em estudo bastante abrangente, Coibion, Gorodnichenko e Wieland (2010) investigam a meta de inflação ótima em modelos novo-keynesianos. O benefício chave com o qual os autores obtêm um *trade-off* para a inflação é o limite inferior de zero para a taxa de juros nominal. Quanto menor a inflação maior será a frequência de eventos nos quais a taxa de juros real é impedida de ajustar-se para seu valor ótimo por conta do limite inferior de zero para a taxa de juros nominal. Do lado dos custos da inflação, a adoção da hipótese de preços rígidos do tipo de Calvo implica que quanto maior é a taxa de inflação maior será a dispersão de preços relativos em estado estacionário e, portanto, maior será a ineficiência da alocação da produção entre as firmas. Como a perda marginal de eficiência é crescente com relação à inflação, quanto maior a volatilidade da inflação também será maior a perda de bem estar. Um terceiro custo decorre de que a decisão "olhando para frente" de reajuste dos preços pelas firmas implica que o nível e a volatilidade da inflação são positivamente correlacionados[24]. Assim, no modelo considerado a taxa de inflação de estado estacionário afeta o bem estar tanto

decisões dos agentes. A presença de um custo fixo faz com que decisões marginais não sejam afetadas quando existe um pequeno aumento da inflação a partir de zero.

[24] Esse foi o tema de nossa investigação empírica no segundo capítulo. No modelo de Coibion et al., o motivo é que quanto maior é o nível da inflação maior será o desconto dos valores futuros. Portanto, as firmas tendem a reagir mais a choques de curto prazo.

através dos efeitos de longo prazo quanto da dinâmica do modelo (as respostas do modelo a choques). A calibragem do modelo resulta em uma meta de inflação ótima inferior a 2% mesmo quando os autores consideram algumas extensões.

O estudo também investiga como a rigidez para baixo de salários afeta os resultados obtidos. O surpreendente é que a presença de rigidez de salário reduz a meta de inflação ótima no modelo estudado. O motivo é que a presença de rigidez de salários reduz a volatilidade da inflação e, assim, a frequência com a qual o limite inferior de zero para a taxa juros nominal é atingido. Esse resultado difere frontalmente daquele que será obtido nessa seção. A nosso ver existem dois motivos para explicar essa diferença: (1) a aproximação da função de utilidade utilizada pelos autores considera apenas desvios pequenos em relação ao estado estacionário, fazendo com que a restrição de rigidez de salários tenha pouco impacto sobre a perda de bem estar decorrente da menor produção em eventos de choques negativos (quando a restrição é ativa); (2) o custo da inflação em estado estacionário decorre da dispersão de preços relativos, enquanto nosso modelo considera preços flexíveis por parte das firmas.

Blanchard e Galí (2007) apresentam um modelo novo-keynesiano com rigidez real de salários que não aborda diretamente a questão da inflação ótima, mas que pode ser utilizado como um possível canal para que a inflação tenha um efeito benéfico. Os modelos novo-keynesianos padrão apresentam o que os autores denominam de divina coincidência – não existe *trade-off* entre a estabilização da inflação e do hiato do produto. O motivo é que a diferença entre o produto de *second-best* e de *first-best* não é afetada pelos choques sobre a economia. Assim, estabilizar a diferença entre o produto efetivo e o *second-best* é o objetivo adequado para a política monetária. Isto implica que estabilizar simultaneamente a inflação e o hiato do produto é perfeitamente adequado. A presença de imperfeições reais elimina essa divina coincidência. Uma possibilidade é a de rigidez real de salários. Do nosso ponto de vista, o relevante é que caso se considere que uma maior taxa de inflação reduz a rigidez real de salários (como argumentamos acima), então o modelo de Blanchard e Galí também é um possível canal por meio do qual podemos obter um efeito benéfico para a inflação. Quanto menor a rigidez real de salários, menos desfavorável é o *trade-off* entre a estabilização da inflação e do hiato do produto relevante (diferença entre o produto efetivo e o *first-best*).

Nas próximas seções, apresentaremos um modelo simplificado que assume existir rigidez nominal de salários para baixo. Esse será o canal por meio do qual a inflação terá um impacto positivo sobre o bem estar. De outro lado, consideraremos um modelo padrão de moeda na

função utilidade de forma a capturar um importante custo da inflação – sobre a demanda de saldos monetários. Dessa forma, haverá um *trade-off* para a inflação e a possibilidade de investigarmos a inflação ótima com base em determinadas hipóteses sobre a estrutura e os parâmetros do modelo. Antes disso, discutiremos o mecanismo fundamental comum a diversos modelos que assumem algum tipo de rigidez nominal de salários.

3.3. Um modelo ilustrativo de rigidez nominal de salários

Começaremos com um modelo extremamente simplificado que tem como objetivo ilustrar porque uma inflação positiva pode elevar o bem estar na presença de rigidez para baixo de preços e salários. Esse modelo ilustrativo reproduz o principal mecanismo que está por trás de modelos mais completos apresentados na literatura. A hipótese básica desse modelo ilustrativo é que os salários nominais são totalmente rígidos para baixo (os resultados seriam qualitativamente os mesmos caso considerássemos uma rigidez apenas assimétrica entre aumentos e reduções de salários). Nesta seção, apresentamos apenas esse canal de efeito da inflação sobre o bem estar. Nesse caso, a ausência de *trade-off* para a inflação (isto é, estamos considerando apenas benefícios e nenhum custo) implica que a taxa de inflação desejável é alta o suficiente para permitir o ajuste ótimo da economia ao maior choque negativo possível (aquele que exija como resposta ótima uma grande queda dos salários reais).

O modelo não tem moeda. Consideramos a oferta de trabalho fixa (os resultados permanecem os mesmos com uma oferta de trabalho elástica) e não há acumulação de capital. Os consumidores são tratados da forma padrão: possuem horizonte infinito e decidem sobre a trajetória de seu consumo. O problema do consumidor é dado por:

$$U_0 = E\left\{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \, u(c_t)\right\}$$

com a restrição orçamentária:

$$B_t + P_t c_t = (1 + R_{t-1})B_{t-1} + l_t w_t$$

β é a taxa de desconto intertemporal da utilidade instantânea $u(c_t)$, c_t é o consumo em cada período, B_t é o valor nominal de títulos privados, P_t é o preço do bem de consumo, R_{t-1} é a taxa nominal de juros e w_t é o salário nominal. Assumindo $B_0 = 0$ e a condição de transversalidade padrão, o conjunto das restrições orçamentárias em cada período pode ser escrito como uma restrição intertemporal:

$$\sum_{t=0}^{\infty} d_t P_t c_t = \sum_{t=0}^{\infty} d_t l_t w_t$$

$$d_t = \begin{cases} \prod_{j=0}^{t-1}(1+R_j)^{-1}, & t > 0 \\ 1, & t = 0 \end{cases}$$

A possibilidade de variações dos salários reais de equilíbrio é introduzida por meio de choques sobre a demanda de trabalho. A função de produção das firmas é (como dissemos, não há acumulação de capital no modelo):

$$y_t = F(\overline{K}, l_t).\varepsilon_t$$

na qual $\overline{K}$ é o estoque de capital (fixo), l_t é o trabalho e ε_t é um choque de oferta, que pode ser interpretado como uma mudança exógena de tecnologia ou como uma variação de preços internacionais de insumos (por exemplo, do preço do petróleo). Consideramos que ε_t possuí distribuição entre $[0, b]$ e que ele é conhecido contemporaneamente.

Como não estamos interessados na forma de implementação da política monetária, mas apenas na inflação ótima, vamos considerar que o banco central determina diretamente a inflação $\pi = \pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$, constante para todo período (o nível de preços é indeterminado nesse modelo, mas também não afeta o bem estar e, portanto, não precisamos nos preocupar com isso).

A hipótese crucial é que os salários nominais são totalmente rígidos para baixo. Assim,

$w_{t+1} \geq w_t$ ou $\omega_{t+1} \geq \frac{\omega_t}{(1+\pi)}$, na qual ω_t é o salário real $\left(\frac{w_t}{P_t}\right)$.

As condições de maximização do problema do consumidor implicam que

$$\beta E_t\left\{\frac{u'(c_{t+1})(1+\pi_t)}{u'(c_t)(1+R_t)}\right\} = 1$$

A maximização de lucros pelas firmas implica na seguinte demanda (implícita) por trabalho:

$$F'(\overline{K}, l_t)\varepsilon_t = \frac{w_t}{P_t} = \omega_t$$

Choques de oferta positivos elevam a demanda por trabalho para qualquer nível de salário real.

A condição de equilíbrio da economia é que $c_t = F(\overline{K}, l_t).\varepsilon_t$.

Considere a realização de um ε_t tal que

$F'(\overline{K}, 1)\varepsilon_t = \omega_t$

ou seja, existe pleno emprego em *t* e a rigidez de salários nominais não é restritiva.

Dado π , se em *t+1* ocorre um choque desfavorável o suficiente, teremos:

$$F'(\overline{K}, 1)\tilde{\varepsilon}_{t+1} = \omega_{t+1} < \frac{\omega_t}{(1+\pi)}$$

de tal forma que o salário real deveria cair para que não houvesse desemprego.

Nesse caso, a rigidez nominal de salários implica que o salário real será maior do que esse valor de pleno emprego. O nível de emprego será dado por:

$F'(\overline{K}, \tilde{l}_{t+1})\tilde{\varepsilon}_{t+1} = \frac{\omega_t}{(1+\pi)}$ e $\tilde{l}_{t+1} < 1$

Obviamente, o nível de consumo será menor do que com ajuste perfeito dos salários reais:

$$F(\overline{K}, \tilde{l}_{t+1})\tilde{\varepsilon}_{t+1} < F(\overline{K}, 1)\tilde{\varepsilon}_{t+1}$$

Do ponto de vista da escolha da "meta de inflação" temos o seguinte problema[25]:

$$\max_{\pi} E\left\{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \, u(F(\overline{K}, l_t).\varepsilon_t)\right\}$$

s.a. $F'(\overline{K}, l_{t+1})\varepsilon_{t+1} \geq \frac{F\prime(\overline{K}, l_t)\varepsilon_t}{(1+\pi)}$ e $l_t \leq 1$

Está claro que o máximo de bem estar é obtido quando $l_t = 1$ para todo *t*. Uma meta de inflação suficientemente grande pode implementar essa solução ao tornar a restrição de rigidez nominal de salários não efetiva.

Como dissemos, esse é um modelo extremamente simplificado cujo único objetivo é ilustrar de que forma a inflação pode ser uma "graxa na engrenagem" da economia. Na seção

[25] Esse é um problema de Ramsey (claro, extremamente simples): substituímos as condições de equilíbrio nas funções objetivo respeitando as condições de maximização de consumidores e firmas; queremos, então, obter a escolha ótima da variável de política.

seguinte, introduziremos esta restrição em um modelo monetário (adotamos a abordagem padrão de colocar a moeda diretamente como um argumento da função utilidade). Nesse caso, a utilização de saldos monetários reais será decrescente em relação à taxa de inflação. Mantida a hipótese de rigidez nominal de salários, haverá um *trade-off* entre a perda de bem estar por conta da menor utilização de saldos monetários reais e o ganho de bem estar decorrente da maior aproximação do pleno emprego nos eventos de choques desfavoráveis sobre a economia.

Mesmo este modelo ilustrativo tem como implicação interessante que a meta de inflação deveria ser tanto maior quanto: (1) maior o grau de rigidez para baixo dos salários nominais e (2) maior a frequência e magnitude de choques de oferta desfavoráveis que tornem necessária a queda dos salários reais.

3.4. Um modelo no qual existe *trade-off* para a inflação de longo prazo

Na seção anterior, expusemos um modelo ilustrativo para mostrar porque uma taxa de inflação positiva pode ter um papel benéfico. Argumentamos que se os salários são rígidos para baixo, então a inflação facilita o ajuste ótimo do mercado de trabalho em reação a choques negativos sobre a economia (que reduzam a demanda por trabalho). Nesta seção, introduzimos um modelo monetário com rigidez de salários para baixo que contempla um *trade-off* para a inflação: de um lado, quanto maior a taxa de inflação, mais os indivíduos perdem utilidade pela menor utilização de saldos monetários reais; de outro, a economia encontra-se mais próxima da alocação de *first-best* em situações nas quais há um choque negativo sobre a economia. Assim, contrapomos a perda de bem estar através da demanda de moeda ao efeito "graxa nas engrenagens" da economia. Este modelo ainda deixa de fora outros canais pelos quais a inflação afeta o bem estar (por exemplo, por meio da interação com o sistema tributário), mas mesmo assim nos permite responder a algumas questões interessantes, em particular avaliar quantitativamente qual é a inflação ótima para determinados conjuntos de parâmetros que descrevem a estrutura da economia.

Consideramos que a oferta de trabalho é exógena (igual a 1), portanto o trabalho não aparece como elemento da função de utilidade. Introduzimos a moeda por meio de sua inclusão diretamente na função de utilidade dos indivíduos, como é padrão na literatura:

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \, u(c_t, m_t)$$

na qual β é a taxa de desconto intertemporal, c_t é consumo e m_t são os saldos monetários reais, isto é, M_t/P_t.

Adotamos uma especificação particular para a função utilidade:

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{{c_t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \phi \frac{{m_t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right]$$

O governo não desempenha qualquer outro papel a não ser o de controlar a inflação. Os indivíduos recebem um produto exógeno, consomem e devem escolher a quantidade de moeda e o valor da riqueza que será carregada para o próximo período. Seguindo a notação de Woodford (2003), podemos escrever a restrição orçamentária em cada período como:

$$M_t + B_t \leq W_t + P_t Y_t - P_t c_t$$

na qual M_t é o saldo de moeda (nominal) que será carregado para o próximo período (admitimos que a moeda não rende juros), B_t é o valor dos demais ativos que serão carregados para o próximo período, W_t é a riqueza no início do período *t*, P_t é o nível de preços, Y_t é o produto (exógeno) e c_t é o consumo. Denominando A_{t+1} como o valor do portfólio estado-contingente no próximo período, temos:

$$W_{t+1} = M_t + A_{t+1}$$

Sendo $Q_{t,t+1}$ o fator de desconto estocástico, temos que a condição de não arbitragem implica em:

$$B_t = E_t\left[Q_{t,t+1} A_{t+1}\right]$$

A taxa de juros livre de risco pode ser definida como;

$$\frac{1}{1+i_t} = E_t\left[Q_{t,t+1}\right]$$

Escrevemos o fator de desconto entre t e T como

$$Q_{t,T} \equiv \prod_{s=t+1}^{T} Q_{s-1,s}$$

Com essas definições e condições, podemos transformar a restrição orçamentária de cada período em uma restrição intertemporal:

$$\sum_{t=0}^{\infty} E_0\, Q_{0,t}\left[P_t c_t + \left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) M_t\right] \leq W_0 + \sum_{t=0}^{\infty} E_0\, Q_{0,t}[P_t Y_t]$$

Resolvendo o Lagrangiano, as condições de primeira ordem de maximização dos indivíduos são:

$$\frac{1}{1+i_t} = \beta E_t\left[\frac{c_{t+1}^{-\sigma}}{c_t^{-\sigma}} \frac{P_t}{P_{t+1}}\right]$$

$$\frac{\phi {m_t}^{-\gamma}}{c_t^{-\sigma}} = \frac{i_t}{1+i_t}$$

Como dissemos, consideramos a trajetória do produto exógena (com crescimento constante) e sujeita a choques. A função de produção é:

$$Y_t = Y_0 e^{z_t}(1+g)^t h_t^{1-\theta}$$

$$z_t = \rho z_{t-1} + \mu_t$$

na qual Y_0 é o nível inicial do produto, z_t é uma variável aleatória descrita por um processo auto-regressivo de primeira ordem (μ_t é um ruído branco com distribuição normal com desvio padrão σ_μ), g é a taxa de crescimento do produto (exógena) e h_t é o emprego (como veremos abaixo, apesar da oferta de trabalho ser totalmente inelástica a rigidez para baixo dos salários nominais faz com que a demanda de trabalho seja variável). A maximização de lucros pelas firmas gera a seguinte demanda por trabalho sendo w_t o salário real:

$$(1-\theta)Y_0 e^{z_t}(1+g)^t h_t^{-\theta} = w_t$$

Até o momento, temos um modelo padrão de moeda na função utilidade. O papel de "graxa nas engrenagens" para a inflação será introduzido por meio de uma restrição de rigidez total dos salários nominais para baixo (poderíamos considerar apenas uma assimetria nos custos (maiores para baixo) para reajustar os salários sem que isso modificasse os resultados). Especificamente, temos que o salário nominal, w_t^N , deve ser maior ou igual ao salário vigente no período anterior (note que aqui adotamos a mesma restrição da seção anterior):

$$w_{t+1}^N \geq w_t^N$$

Isso implica que o salário real deve atender a:

$$w_{t+1} \geq \frac{w_t}{(1+\pi_{t+1})}$$

Caso o salário real de equilíbrio em *t+1* seja menor que esse valor, a quantidade de trabalho será inferior a 1 e dada implicitamente por:

$$(1-\theta)Y_0 e^{z_{t+1}}(1+g)^{t+1} h_{t+1}^{-\theta} = w_t$$

Para nossa simulação do modelo abaixo, utilizaremos a seguinte definição para o salário real que igualaria a oferta e demanda de trabalho caso não existisse a restrição de rigidez para o salário nominal:

$w^*_{t+1} \equiv (1-\theta)Y_0 e^{z_{t+1}}(1+g)^{t+1}$ (ou seja, é o salário real com $h_{t+1} = 1$)

Da forma como construímos o modelo, o nível de preços e a taxa de inflação ainda são indeterminados. Poderíamos especificar uma função de reação para o banco central com base em uma regra de Taylor para obter uma política monetária que pudesse resolver esse problema. Contudo, como nosso objetivo é obter diretamente qual é a taxa de inflação que maximiza o bem estar nesse modelo, consideraremos que o governo controla a taxa de inflação com perfeição e que ela é igual à meta de inflação em todos os períodos. Isto é, $\pi_t = \bar{\pi}$ em todo período.

Por último, temos a restrição agregada de recursos da economia que é simplesmente $c_t = Y_t$ em todo período.

Com isso, o comportamento de nossa economia é descrito pelas seguintes equações.

$$(1) \quad \frac{1}{1+i_t} = \frac{\beta}{1+\bar{\pi}} E_t\left[\frac{c_{t+1}^{-\sigma}}{c_t^{-\sigma}}\right]$$

$$(2) \quad \frac{\phi {m_t}^{-\gamma}}{c_t^{-\sigma}} = \frac{i_t}{1+i_t}$$

$$(3) \quad c_t = Y_t = Y_0 e^{z_t}(1+g)^t h_t^{1-\theta}$$

$$(4) \quad \begin{cases} h_{t+1} = 1 \qquad se \qquad w^*_{t+1} \geq \dfrac{w_t}{1+\bar{\pi}} \\ (1-\theta)Y_0 e^{z_{t+1}}(1+g)^{t+1} h_{t+1}^{-\theta} = \dfrac{w_t}{1+\bar{\pi}} \qquad se \qquad w^*_{t+1} < \dfrac{w_t}{1+\bar{\pi}} \end{cases}$$

De (1), (3) e (4) podemos obter:

$$\begin{cases} \dfrac{1+\bar{\pi}}{(1+i_t)\beta} = E_t\left[\left(\dfrac{e^{z_{t+1}}(1+g)}{e^{z_t} h_t^{1-\theta}}\right)^{-\sigma}\right] \qquad se \qquad w^*_{t+1} \geq \dfrac{w_t}{1+\bar{\pi}} \quad (5) \\ \dfrac{1+\bar{\pi}}{(1+i_t)\beta} = E_t\left\{\left[\dfrac{e^{z_{t+1}}(1+g)}{e^{z_t}}\left(\dfrac{e^{z_{t+1}}(1+g)(1+\bar{\pi})}{e^{z_t}}\right)^{1-\theta/\theta}\right]^{-\sigma}\right\} \qquad se \qquad w^*_{t+1} < \dfrac{w_t}{1+\bar{\pi}} \quad (6) \end{cases}$$

Obtido o valor de i_t por simulação, podemos obter, através da equação (2), m_t. A realização de z_{t+1}, dado os valores passados das demais variáveis, nos permite obter h_{t+1} e Y_{t+1}. Com isso, podemos calcular para cada período o valor da função de utilidade do agente representativo e obter para cada trajetória simulada de $\{z_t\}$ a soma descontada da utilidade.

As esperanças acima devem ser calculadas por simulação. Fazemos isso obtendo números pseudo-aleatórios no MatLab para z_{t+1}. Os demais parâmetros são calibrados ou obtidos através da estimação de regressões auxiliares.

3.4.1. Calibragem dos parâmetros do modelo

Começamos pela calibragem da função de produção e da distribuição do choque que afeta a produtividade agregada.

$$Y_t = Y_0 e^{z_t}(1+g)^t h_t^{1-\theta}$$

O parâmetro θ é determinado com base na participação do trabalho no PIB, o que implica em um valor de aproximadamente 0,40 de acordo com as contas nacionais do IBGE. Como não dispomos de uma série para horas trabalhadas agregadas no Brasil (existem dados de horas para a indústria), utilizaremos a população ocupada, com base na pesquisa mensal de emprego do IBGE (PME), para o trabalho, h_t. Para obter a variância do choque agregado, tomamos o logaritmo da função de produção e estimamos a seguinte equação:

$$\log Y_t = \log Y_0 + t.\log(1+g) + (1-\theta)\log h_t + z_t$$

Utilizamos dados trimestrais, cuja fonte é o IBGE, a partir de 1999. Os resultados são apresentados na tabela abaixo.

Tabela 3.1 – Estimação dos parâmetros da função de produção (trimestral)

Período	1999Q1 2010Q2
(1+g)	1,0092
sigma_z	0,0113
R^2	0,990
Obs	43

Adicionalmente precisamos de valores para os parâmetros da função de utilidade. Utilizamos o valor de 0,95 em termos anuais para o fator de desconto intertemporal, β, seguindo o usual (0,987 como fator de desconto trimestral). Além disso, precisamos de valores para γ, ϕ e σ.

Da condição (1) em estado estacionário, no qual $c_t = (1 + g)c_{t-1}$, temos que vale a seguinte relação entre a taxa de juros nominal, a taxa de crescimento e a taxa de inflação:

$$i_t = \frac{(1 + \bar{\pi})(1 + g)^{\sigma}}{\beta} - 1$$

A tabela abaixo apresente essa relação para alguns valores de σ, $\bar{\pi}$ e g considerando o fator de desconto anterior (igual a 0,95 em termos anuais).

Tabela 3.2 – Relação de estado estacionário entre juros nominais, taxa de crescimento e taxa de inflação

Sigma	Taxa de crescimento (anualizada)	Inflação (anual)	Taxa de juros nominal (% aa)
4,00	3,70%	3,5%	26,0%
4,00	3,70%	4,5%	27,2%
4,00	3,70%	6,5%	29,6%
3,00	3,70%	3,5%	21,5%
3,00	3,70%	4,5%	22,7%
3,00	3,70%	6,5%	25,0%
1,00	3,70%	3,5%	13,0%
1,00	3,70%	4,5%	14,1%
1,00	3,70%	6,5%	16,3%
0,50	3,70%	**3,5%**	**10,9%**
0,50	3,70%	**4,5%**	**12,0%**
0,50	3,70%	**6,5%**	**14,2%**
0,10	3,70%	3,5%	9,3%
0,10	3,70%	4,5%	10,4%
0,10	3,70%	6,5%	12,5%

Rossi (2008) segue Abel (1997) e considera σ próximo a 4. Note, contudo, que para valores próximos a este, teríamos uma taxa de juros nominal de estado estacionário implausível. A tabela acima sugere que, para σ, valores mais próximos a 0,5 seriam mais compatíveis com a taxa de juros de estacionário. Como referência, iniciaremos com γ também igual a 0,5. Com isso, podemos determinar ϕ de forma que a equação 2 seja atendida para o período sob análise[26]. Dessa forma, temos o seguinte conjunto de parâmetros de referência que será comparado a outas conjuntos possíveis.

Tabela 3.3 – Calibragem de referência

σ	0,5
γ	0,5
ϕ	0,0184

É importante salientar que o valor para γ obtido a partir da estimação da equação 2 (tomando o logaritmo temos uma equação de demanda por moeda que pode ser estimada pela técnicas

[26] Tomando o logaritmo da expressão, temos uma função linear que pode ser estimada impondo os valores assumidos para σ e γ.

convencionais) é bastante superior a 2 (a estimação resulta em um valor próximo a 10). Contudo, nesse caso teríamos uma hipótese improvável para a curvatura da função utilidade em relação aos saldos monetários reais. Por isso, assumiremos valores para γ próximos àqueles normalmente considerados para σ. Além do conjunto de referência, avaliaremos os resultados de outros conjuntos de parâmetros que consideram valores para σ e γ entre 0,5 e 2,5[27] (e os valores correspondentes para ϕ de acordo com a equação 2).

3.4.2. Simulação do modelo

Com base nos parâmetros acima sugeridos, simulamos o modelo. Para tanto, obtemos números pseudo-aleatórios no MatLab para que possamos computar o valor esperado das equações (5) e (6). Dados os valores passados das variáveis e uma determinada meta de inflação, podemos obter de (5) ou (6) a taxa de juros e substituir em (2) para obter o valor dos saldos monetários reais de equilíbrio. Com base neste valor e na trajetória (exógena) para o produto (e, portanto, para o consumo) podemos calcular a utilidade instantânea e obter o valor presente da utilidade dada uma realização da seqüência $\{z_t\}$ e uma meta de inflação. Para obter a utilidade esperada dada uma determinada meta de inflação, repetimos esta simulação e computamos o valor médio da utilidade descontada dessas simulações. Assim, podemos simular a relação entre uma determinada meta para a inflação e o bem estar do agente representativo medido pela utilidade descontada. Nosso modelo apresenta um *trade-off* para a inflação, de um lado temos o custo advindo da menor utilização de saldos monetários reais e, de outro, temos o benefício por conta da menor freqüência de eventos nos quais a rigidez de salários para baixo é efetiva. Assim, obtemos uma relação na qual existe uma meta de inflação ótima. Naturalmente, essa curva dependerá dos parâmetros do modelo, sendo que o desvio padrão do choque de produtividade é de particular interesse. Quanto maior o desvio padrão do choque, maior será a frequência e a intensidade com a qual a restrição de rigidez nominal de salários será efetiva, logo maior é a meta ótima de inflação.

A primeira simulação utiliza os parâmetros que denominamos de referência, obtidos na seção anterior. Apesar de a simulação resultar em diversos *outputs* (como a trajetória da taxa de juros, dos salários, da taxa de desemprego e dos saldos monetários reais), nosso interesse

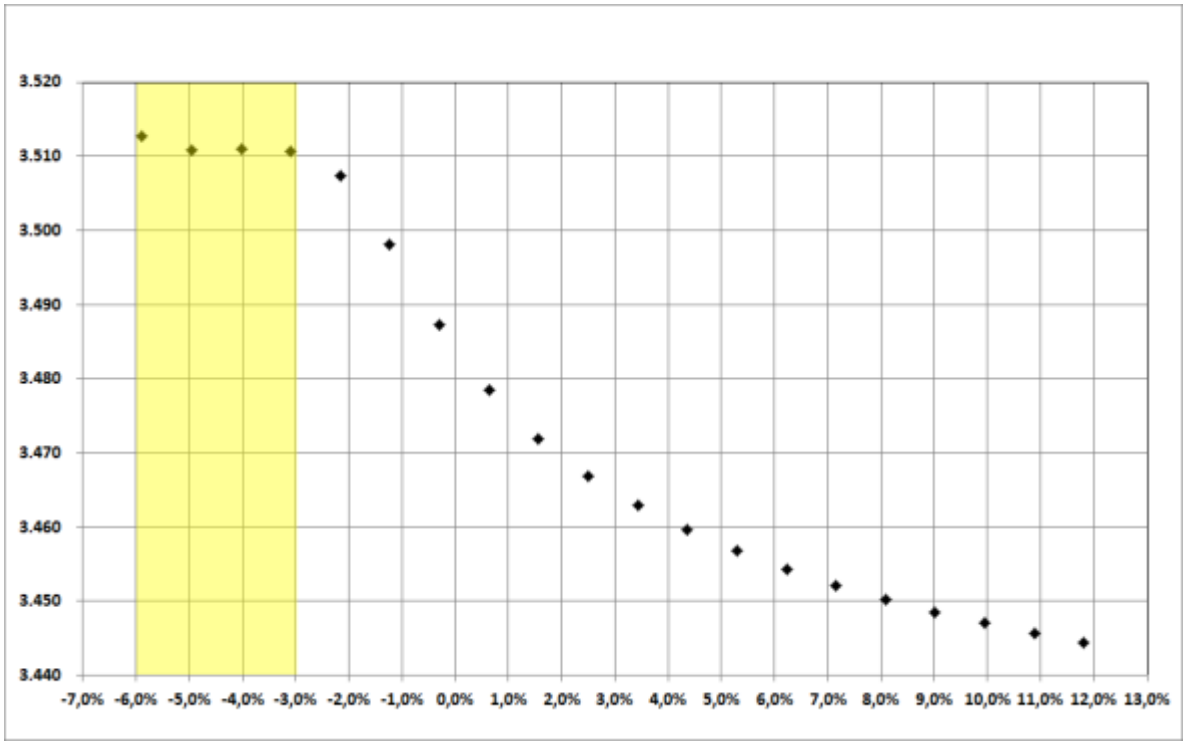
[27] Esse intervalo é sugerido por Dejong e Dave (2007).

reside na relação simulada entre a meta de inflação e a utilidade esperada. A primeira simulação utiliza o conjunto de referência exibido pela tabela abaixo.

Tabela 3.4 – Calibragem de referência (trimestral)

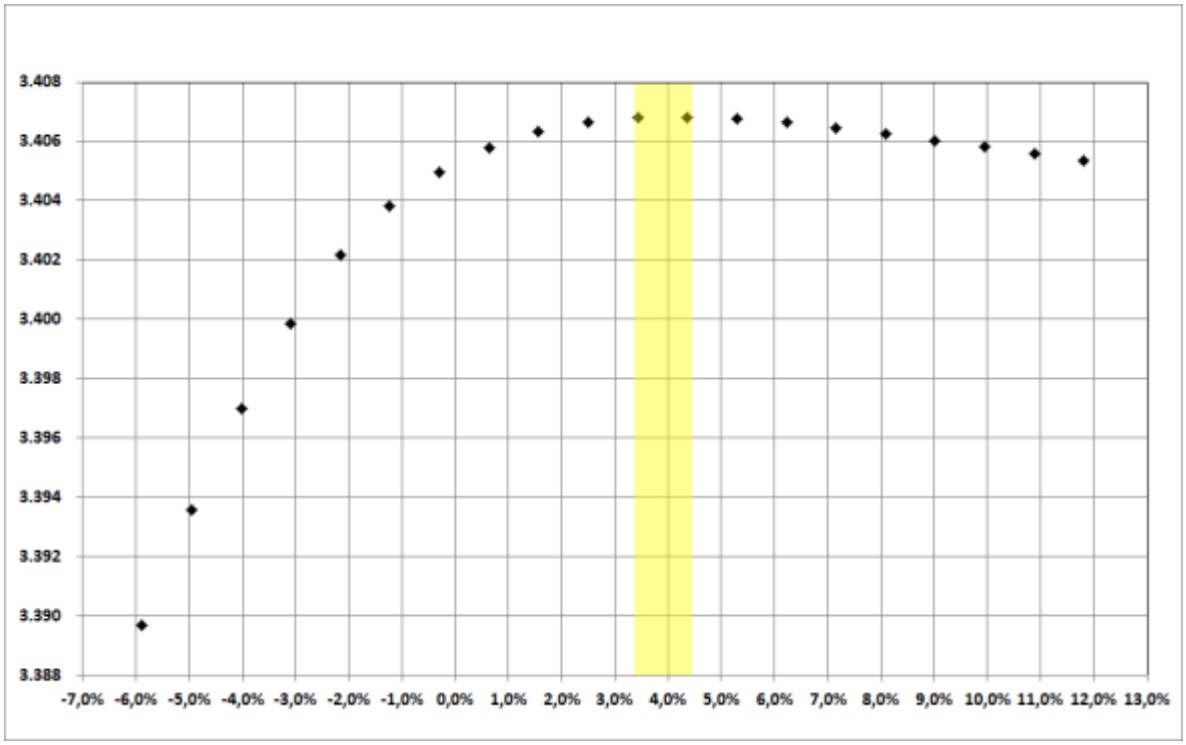
Número de períodos da economia (trimestres)	T	T = 80
Valor inicial do PIB	Y_0	y_0 = 3500
Fator de desconto intertemporal (anual)	β	beta = 0,95
Taxa de crescimento média do PIB (anual)	g	g = 0,037
Parâmetro da preferência do consumo na função utilidade	σ	sigma = 0,5
Parâmetro da função de produção	θ	theta = 0,4
Coeficiente autorregressivo do choque função produção	ρ	ro=0,787
Desvio padrão do termo de erro (trimestral)	σ_μ	sigma_u =0.01135
Parâmetro da preferência da moeda na função utilidade	γ	gama = 0,5
Parâmetro preferência da moeda na função utilidade	ϕ	phi = 0,01839

Gráfico 3.1 – Utilidade esperada e metas anuais de inflação – parâmetros de referência



O gráfico 3.1 exibe o resultado para o conjunto de parâmetros de referência. Utilizando este o conjunto de parâmetros, a inflação ótima aproxima-se do resultado da regra de Friedman, estabelecendo uma meta de inflação ótima negativa (cerca de -6%). O motivo é que para esse conjunto de parâmetros os saldos monetários reais têm um peso elevado na função de utilidade do agente representativo. Como dissemos na seção anterior, a estimação da demanda de moeda para o Brasil sugere valores mais elevados para γ, ou seja, uma utilidade marginal dos saldos monetários reais com decaimento mais rápido. O gráfico abaixo exibe a relação entre a meta de inflação e a utilidade esperada para γ igual a 2, mantendo todos os demais parâmetros iguais ao do conjunto de referência.

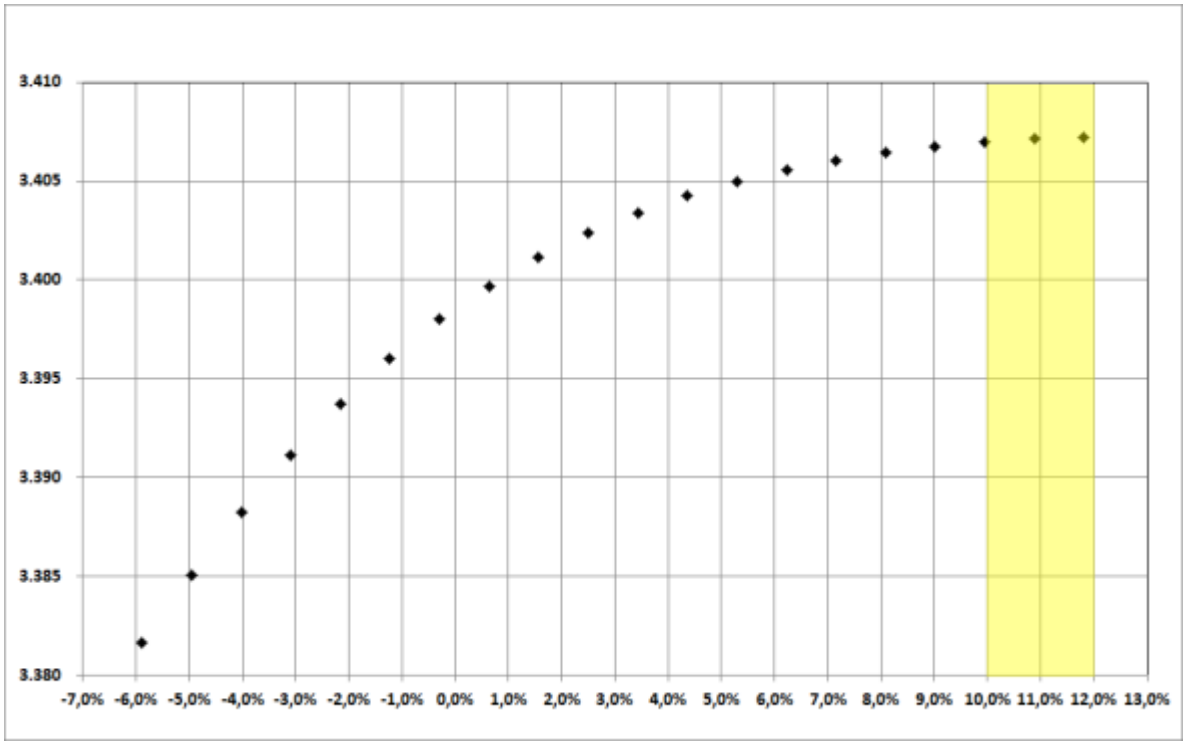
Gráfico 3.2 – Utilidade esperada e metas anuais de inflação – com γ igual a 2



Consideramos este o melhor conjunto de parâmetros que descreve a economia brasileira uma vez que implica em uma demanda de moeda mais próxima àquela observada no período recente. O resultado indica que a inflação ótima estaria entre 3,5% e 4,5%. Como podemos observar, com um peso menor para os saldos monetários na função utilidade, a restrição sobre os salários nominais com taxas de inflação negativas passa a prevalecer sobre a relação inversa entre a meta de inflação e a utilização de saldos monetários.

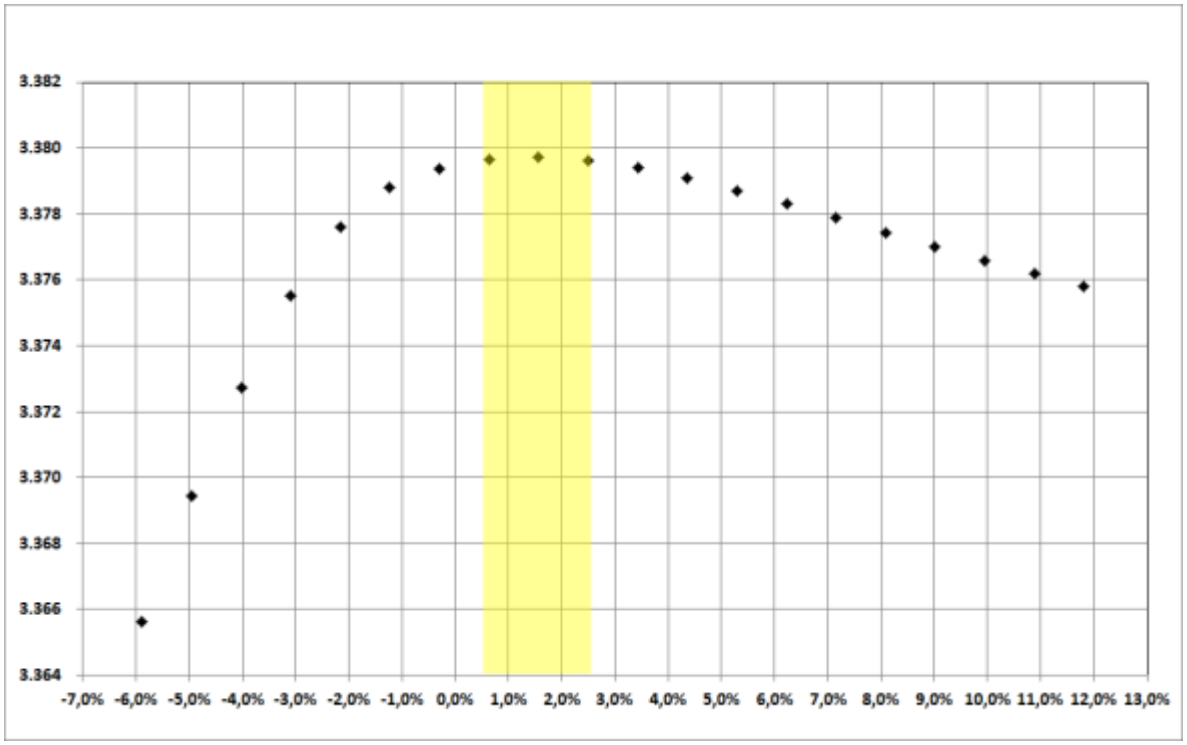
O modelo também nos permite analisar a sensibilidade dos resultados ao tamanho do choque de oferta agregado sobre a economia, μ_t. O gráfico abaixo exibe os resultados para o mesmo conjunto de parâmetros anterior, mas considerando um desvio padrão do choque agregado duas vezes maior. Naturalmente, nessa circunstância, a restrição sobre os salários nominais passa a ser ainda mais relevante e, portanto, a meta de inflação ótima é maior (com o gráfico indicando que quanto maior for a meta, maior o bem estar do agente representativo).

Gráfico 3.3 – Utilidade esperada e metas anuais de inflação – com γ igual a 2 e desvio padrão do choque duas vezes maior do que no conjunto de referência



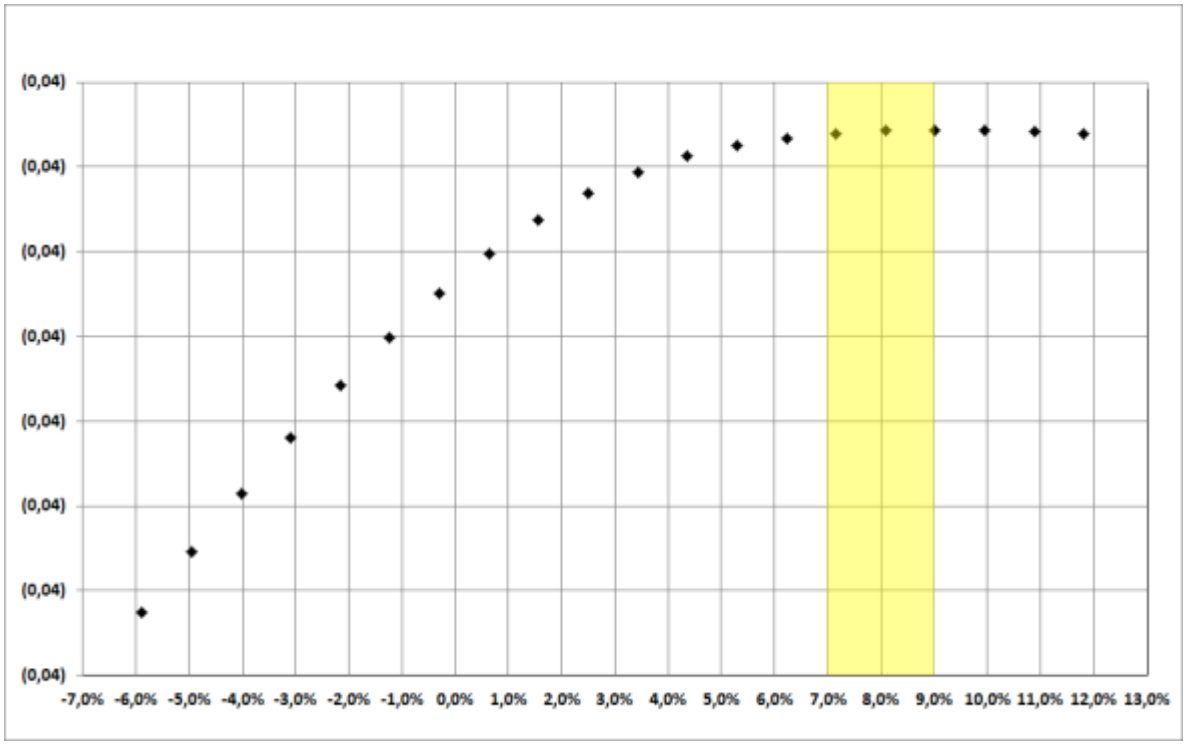
É interessante analisar adicionalmente a sensibilidade de nossos resultados aos parâmetros do modelo. Quando consideramos um valor para γ intermediário entre o cenário de referência e o conjunto de parâmetros com $\gamma = 2$, a inflação ótima passa a se situar no intervalo 0,5% a 2,5%. O gráfico abaixo mostra o resultado para $\gamma = 1{,}25$. Nesse caso, o custo decorrente da menor utilização de saldos monetários reais é maior para a utilidade do agente representativo, o que reduz a meta de inflação ótima para cerca de 1,5% a.a.

Gráfico 3.4 – Utilidade esperada e metas anuais de inflação – com γ igual a 1,25



Para a combinação que utiliza o conjunto de referência e modifica os valores de σ e γ ambos para 2, temos um aumento da inflação ótima. O aumento de σ implica que a perda de bem estar nas situações de choques negativos é relativamente maior do que o ganho de bem estar em situações sem choques. Esse efeito, juntamente com a redução da importância do benefício marginal da utilização de saldos monetários reais, implica em uma meta de inflação ótima mais elevada (de cerca de 9% a 10% a.a.) do que para o conjunto preferido (cujos resultados são exibidos no gráfico 3.2).

Gráfico 3.5 – Utilidade esperada e metas anuais de inflação – com σ e γ iguais a 2



Por último, consideramos como uma redução do tamanho do choque agregado sobre a economia poderia modificar nossos resultados. O fato de a economia brasileira exibir maior estabilidade nos últimos anos sugere que devemos considerar qual seria a implicação sobre a meta ótima da redução dos choques macroeconômicos. Se admitirmos uma redução de 20% do tamanho do choque, um valor que pode ser considerado conservador, a meta ótima de inflação, considerando nosso conjunto de parâmetros preferido (o mesmo do gráfico 3.2), estaria entre 1,5% e 2,5% (ao invés de 3,5% a 4,5% no caso daquele gráfico). Ou seja, a redução do tamanho dos choques macroeconômicos apontaria que seria desejável reduzir a meta de inflação em 2 p.p. em relação ao nível ótimo que considera o valor histórico dos choques. Evidentemente, esta sensibilidade da meta ótima em relação ao tamanho do choque parece superdimensionar em alguma medida a queda da meta ótima, mas apesar disso é um resultado importante a ser considerado: a redução da incerteza macroeconômica implica que é bastante desejável que haja redução também da meta de inflação.

3.5. Modelo considerando uma inflação variável com base na função de reação de política monetária

A análise da seção anterior admitiu que a política monetária seria conduzida de forma a manter a inflação permanentemente na meta de longo prazo. Nesta seção, estendemos a análise anterior de forma a permitir desvios temporários da inflação em relação à meta com base em uma função padrão de reação de política monetária. A discussão envolve a teoria monetária novo-keynesiana como é, por exemplo, exposta em Woodford (2003).

A inflação será tratada como uma variável endógena no modelo dessa seção. Como estamos considerando uma trajetória exógena para o produto, para que exista um equilíbrio de expectativas racionais determinado podemos especificar uma função de reação do tipo "regra de Taylor" que apenas relacione a taxa de juros de política monetária ao desvio da inflação corrente em relação à meta. Assim, temos:

$$(7) \quad i_t = \emptyset\left(\Pi_t/\overline{\Pi}\right)$$

na qual i_t é a taxa de juros de política monetária (a taxa de juros de curtíssimo prazo), $\emptyset()$ é a função que descreve a regra de reação da autoridade monetária, Π_t é a inflação bruta corrente e $\overline{\Pi}$ é a meta de inflação bruta. Dessa forma, a regra de reação especifica que a taxa de juros será modificada em função do desvio da inflação corrente em relação à meta de inflação.

Como trataremos agora a inflação como uma variável endógena devemos modificar a equação 1 da seção anterior.

$$(1') \quad \frac{1}{1+i_t} = \beta E_t\left[\frac{c_{t+1}^{-\sigma}}{c_t^{-\sigma}}\frac{1}{1+\pi_t}\right]$$

Desejamos agora obter a solução para a trajetória de π_t dadas as equações (7), (1') e (3) (essa última é reproduzida abaixo para facilitar a exposição).

$$(3) \quad c_t = Y_t = Y_0 e^{z_t}(1+g)^t h_t^{1-\theta}$$

Vamos linearizar o sistema em torno do estado estacionário para obter a solução para π_t. Para proceder, realizamos uma modificação de variáveis para obter uma linearização em torno de um estado estacionário (variáveis constantes).

$$\tilde{Y}_t = \frac{Y_t}{(1+g)^t} = Y_0 e^{z_t} h_t^{1-\theta}$$

Em um estado estacionário determinístico, temos:

$\tilde{Y}_t = Y_0 = \bar{Y}$

$$\frac{1}{1+\bar{\imath}} = \beta \frac{1}{1+\bar{\pi}}$$

Log-linearizando as equações (7) e (1') em torno do estado estacionário obtemos:

$$(8) \qquad \hat{\imath}_t = \phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi})$$

$$(9) \qquad \hat{\imath}_t = \sigma E_t\left[\hat{Y}_{t+1} - \hat{Y}_t\right] + E_t[\pi_{t+1} - \bar{\pi}]$$

nas quais

$$\hat{\imath}_t = \ln\left(\frac{1+i_t}{1+\bar{\imath}}\right)$$

$\pi_t = \Pi_t - 1$, ou seja, é a taxa de inflação

ϕ_π é a elasticidade da função de reação em relação à taxa de inflação e tem que ser maior do que um para termos determinação local de equilíbrio neste modelo (veja Woodford (2003), cap. 2).

$$\hat{Y}_t = \ln\left(\tilde{Y}_t \Big/ \bar{Y}\right)$$

Resolvendo as equações acima (a solução é obtida substituindo para frente o termo envolvendo a esperança) encontramos a solução para a trajetória de inflação:

$$(10) \qquad \pi_t = \bar{\pi} + \sum_{j=0}^{\infty} {\phi_\pi}^{-(j+1)} E_t\left[\sigma\left(\hat{Y}_{t+j+1} - \hat{Y}_{t+j}\right)\right]$$

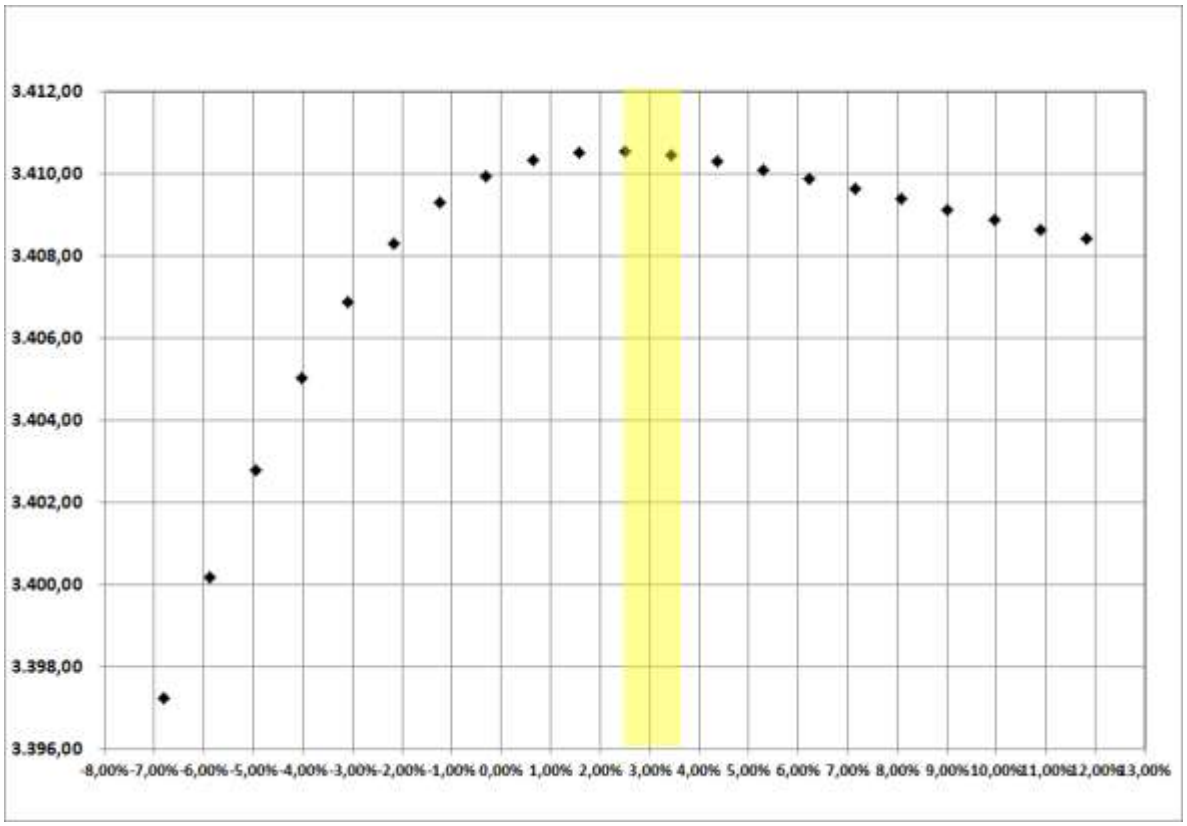
Além da trajetória para π_t continuamos contando com as equações (2) e (4), essa última modificada de forma a considerar a inflação como uma variável endógena. Como $\hat{Y}_t$ depende de π_t por meio da restrição sobre os salários reais, de fato ainda não temos uma solução para a trajetória da inflação. Encontraremos numericamente uma trajetória para $\{\pi_t\}$ e $\{h_t\}$ de forma que essas trajetórias satisfaçam (4) e (10) simultaneamente adotando a simplificação que faz $h_j = 1$ para j$> t$. Dessa forma, nos restringimos a encontrar apenas os pares (π_t, h_t) para cada *t* que solucionam um sistema em (π_t, h_t)[28].

Do ponto de vista do comportamento econômico que queremos descrever o mais importante é que o modelo estendido para incorporar a inflação como uma variável endógena permite que o banco central acomode choques negativos sobre o produto perseguindo temporariamente uma inflação um pouco acima da meta. Dessa forma, nos períodos nos quais ocorre um choque negativo, a inflação é mais alta e a restrição sobre os salários reais é aliviada. Com essa reação da política monetária aos choques, a inflação flutua ao redor da meta de inflação (acomodando os choques de oferta) e faz com que seja possível obter o máximo de bem estar com uma meta de longo prazo um pouco menor. O custo dessa política é uma inflação mais volátil ao longo do tempo em relação ao caso extremo no qual a meta de inflação é cumprida em todo período independentemente dos choques que atingem a economia.

Utilizando o conjunto de parâmetro preferidos (cujo resultado é exibido no Gráfico 3.2) simulamos a utilidade esperada para cada meta de inflação. Para o parâmetro da regra de Taylor adotamos o valor padrão de 1,5[29]. O resultado exibido no gráfico abaixo nos mostra que a utilidade máxima agora é atingida com uma meta de inflação entre 2,5% e 3,5%. No modelo da seção anterior o intervalo encontrado foi de 3,5% a 4,5%. Assim, levando em conta uma função de reação padrão de política monetária aos choques sobre a economia o intervalo para a meta ótima de inflação é reduzido em cerca de 1 ponto percentual. Esse é um resultado bastante relevante para o presente estudo.

[28] Essa solução é apenas uma aproximação para o sistema mais complexo que envolveria determinar simultaneamente toda a trajetória $\{\pi_t\}$ e $\{h_t\}$.
[29] Estimamos uma regra de Taylor mensal para a taxa de juros nominal para o Brasil e obtivemos um valor para o parâmetro de reação a desvios da inflação próximo de 1,4.

Gráfico 3.6. Utilidade esperada e metas anuais de inflação – modelo com função de reação de política monetária e parâmetros preferidos



Por último, cabe uma observação sobre a sensibilidade da inflação ótima em relação ao parâmetro da função de reação de política monetária considerada. Quanto menor ϕ_π maior será a acomodação da inflação por parte do banco central e menor será a meta de inflação ótima. Contudo, ainda que isso não esteja incorporado a nosso modelo isso também eleva a volatilidade da inflação e aproxima o modelo da região de indeterminação da trajetória para a inflação.

3.6. Conclusão

Neste artigo, incluímos a hipótese tradicional de rigidez nominal dos salários em um modelo monetário moderno no qual a moeda entra diretamente como argumento na função utilidade do agente representativo. Com isto, estabelecemos um *trade-off* para a inflação: de um lado, quanto maior é a taxa de inflação, menos frequentes são os eventos nos quais a rigidez nominal de salários leva a um nível de emprego subótimo (o que poderia também ser chamado de desemprego involuntário); de outro, tendo em vista que os agentes se beneficiam de maiores saldos monetários reais, quanto maior é a inflação, maior é o custo de oportunidade da moeda e, assim, menor será o bem estar do agente representativo.

O modelo nos permite calibrar os parâmetros para a economia brasileira, o que fazemos para o período pós-adoção do regime de metas para a inflação. Consideramos que o modelo apresentado neste artigo mostra uma forma interessante a ser explorada para obter um *trade-off* para a inflação pouco encontrado na literatura. Acreditamos que seja um adequado ponto de partida para a elaboração de um modelo mais completo no qual se possa incluir outros custos e benefícios da inflação. De outro lado, devemos reconhecer que a meta de inflação ótima dependerá, de forma importante, de um conjunto de parâmetros para os quais nem sempre há consenso na literatura sobre o Brasil ou estão disponíveis boas estimativas.

Qualitativamente, a discussão do presente artigo aponta para a importância do tamanho dos choques às quais a economia está sujeita para se determinar a meta de inflação adequada. Uma vez que se leva em consideração que a economia brasileira de fato apresenta uma volatilidade superior à de outros países que adotam também um regime de metas para a inflação, parece-nos defensável que o país possa ter uma inflação mais elevada do que a média de seus pares. Os países emergentes, em geral, adotam uma meta de inflação ao redor de 3%; uma meta de inflação um pouco superior, portanto, não pode ser descartada como sendo a mais adequada para o Brasil. De outro lado, a economia nacional tem experimentado uma constante redução da volatilidade macroeconômica nos últimos anos, o que sugere que esse movimento também deveria traduzir-se em uma redução da meta de inflação. Dessa forma, reduções paulatinas na meta de inflação ao longo dos próximos anos parece-nos ser o caminho mais indicado a ser perseguido.

3.7. Referências bibliográficas

ABEL, ANDREW B. (1997), Comment on "The costs and benefits of going from low inflation to price stability" by Martin Feldstein. In: Romer, Cristina D.; Romer, David H. (eds.) Reducing inflation: motivation and strategy. University of Chicago Press, p. 156-165.

AKERLOF, George A.; DICKENS, William T.; PERRY, George L. (1996), The Macroeconomics of Low Inflation, The Brookings Papers on Economic Activity (1) pp. 1–59.

AKERLOF, George A.; DICKENS, William T.; PERRY, George L. (2000), Near Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve, The BrookingsPapers on Economic Activity (1) pp. 1–44.

BENABOU, Roland (1992), Inflation and Efficiency in Search Markets, Review of Economic Studies, 59, pg. 299-329.

BEWLEY, Truman F. (1995), A Depressed Labor Market as Explained by Participants, The American Economic Review, Vol. 85, No. 2, Papers and Proceedings of theHundredth and Seventh Annual Meeting of the American Economic Association Washington,DC, January 6-8, 1995 (May, 1995), pp. 250-254.

BEWLEY, Truman F. (2002),Why Wages don't Fall During a Recession, Harvard University Press.

BHATTACHARYA, Joydeep; HASLAG, Joseph H.; MARTIN, Antoine (2005), Heterogeneity, Redistribution and the Friedman Rule, International Economic Review, Vol. 46, nº 2.

BHATTACHARYA, Joydeep; HASLAG, Joseph H.; RUSSELL, Steven (2005), The role of money in two alternative models: When is the Friedman rule optimal and why?, Journal of Monetary Economics, 52, pg. 1401-1433.

BLANCHARD, Olivier; GALÍ, Jordi (2006), A New Keynesian Model with Unemployment, National Bank of Belgium Working Paper No. 92.

BLANCHARD, Olivier; GALÍ, Jordi (2007), Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model, Journal of Money, Credit and Banking, Suplemento Vol. 39, nº 1.

CAMPBELL, Carl M.; KAMLANI, Kunal S. (1997), The Reasons For Wage Rigidity: Evidence From A Survey Of Firms, The Quarterly Journal of Economics, August 1997.

CARD, David; HYSLOP, Dean (1996), Does Inflation "grease the wheels fo the labor market?", NBER Working Paper 5538.

COIBION, Olivier; GORODNICHENKO, Yuriy; WIELAND, Johaness F. (2010), The Optimal Inflation Rate in New Keynesian Models, NBER, Working Paper 16093.

DEJONG, David N.; DAVE, Chetan (2007), Structural Macroeconometrics, Princeton University Press.

DICKENS, William T.; Lorenz GOETTE; Erica L. GROSHEN; Steinar HOLDEN; Julian MESSINA; Mark E. SCHWEITZER; Jarkko TURUNEN; Melanie E. WARD (2007), How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project, The Journal of Economic Perspectives, Vol. 21, No. 2 (Spring), pp. 195-214.

ELSBY, Michael W.L.(2009), Evaluating the economic significance of downward nominal wage rigidity, Journal of Monetary Economics 56 (2009)154–169.

ERCEG, Christopher J.; HENDERSON, Dale W.; LEVIN, Andrew T. (2000), Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts, Journal of Monetary Economics, 46, pg. 281-313.

FORTIN, Pierre (2001), Inflation targeting: the three percent solution, Policy Matters vol. 2, nº 1, Institute for Research on Public Policy, Canada.

KIM, Jinill; RUGE-MURCIA, Francisco J. (2009), How much inflation is necessary to grease the wheels?, Journal of Monetary Economics 56 365–377.

KURODA, Sachiko; YAMAMOTO, Isamu (2005), Wage Fluctuations in Japan after the Bursting of the Bubble Economy: Downward Nominal Wage Rigidity, Payroll, and the Unemployment Rate, Monetary and Economics Studies, May.

LUCAS, Robert E. (2000), Inflation and Welfare, Econometrica, Vol. 68, No. 2 (Mar., 2000), pp. 247-274.

SCHMITT-GROHÉ, Stephanie; URIBE, Martín (2004), Optimal fiscal and monetary policy under imperfect competition, Journal of Macroeconomics, 26, pg. 183-209.

SHAW, Ming-Fu; CHANG, Juin-Jen; LAI, Ching-Chong (2006), (Non)optimality of the Friedman rule and optimal taxation in a growing economy with imperfect competition, Economic Letters, 90, pg. 412-420.

TOBIN, James (1972), Inflation and Unemployment, The American Economic Review, Vol. 62, No. 1/2 (Mar. 1, 1972), pp. 1-18.

WYPLOSZ, Charles (2000), Do we know how low should inflation be?, ECB Central Banking Conference.