

FABIA APARECIDA DE CARVALHO

TRÊS ENSAIOS EM TEORIA E POLÍTICA MONETÁRIA

Tese apresentada ao Curso de Doutorado em Economia da Universidade de Brasília, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Maurício Soares Bugarin

Brasília, DF

2007

Dedico essa tese ao meu filho, Rafael, pelo grande amor que me faz seguir em frente.

AGRADECIMENTOS

Muitos me ampararam no caminho. Muitos dificultaram a caminhada. A todos eles, meu muito obrigada!

Aos que sempre me lembram de tentar ser uma pessoa melhor, de perceber que a vida é linda, e tanto mais linda quanto nos deixamos olhar para sua beleza: Rafael, Veruska, mamãe e Beth, muito obrigada!

Aos que me inspiraram a buscar o conhecimento pelo prazer da busca: mamãe, Maurício Bugarin, Rodrigo Peñaloza, Marco Bonomo, muito obrigada!

A todos os que, com muito carinho, me ajudaram a cuidar do meu filho na minha ausência: Geraldo, mamãe, papai, Farlete, Rosa, Geraldo, Daniel, Daniela, Dudu, Sumara, Toninha, Veruska, Luís, muitíssimo obrigada!

Aos membros da banca, que com muita paciência e dedicação participaram dessa etapa final: Maurício, Paulo, Bonomo, Eurilton, Rodrigo, muito obrigada!

A aquele cuja recordação sempre me faz lembrar do quanto inflação é ruim para os que não conseguem se proteger dela: meu avô Geraldo Jorge, onde quer que esteja, sinto saudades!

Ao Banco Central, pela licença concedida, e a todos os colegas envolvidos nas diversas etapas do meu doutorado, em especial Minella, Danniell Lafetá e Sérgio Lago, muito obrigada!

A aqueles que nos acolheram como filhos em um momento muito delicado, Beth e Jorge, muito obrigada!

A todos os amigos, que tendo ou não se envolvido diretamente nessa tese, ajudaram-me a passar por essa fase com mais alegria: vocês todos! Valeu!!!

A aquele que esteve sempre ao meu lado, me ensinando a ser mais forte: Geraldo, muito obrigada!

“Ainda que eu falasse a língua dos homens, e falasse a língua dos anjos, sem amor eu nada seria” (Renato Russo, adaptação de I Coríntios 13).

RESUMO

A tese é composta por três ensaios que abordam temas de grande relevância para a condução da política monetária: formação de expectativas de inflação, credibilidade, e impacto distributivo da inflação.

No primeiro artigo, testa-se a hipótese de expectativas racionais nas séries de expectativas de inflação coletadas pelos bancos centrais do Brasil, Chile e México, e encontram-se regras de formação de expectativas para cada país. Os testes de racionalidade indicam ineficiências no uso de informações econômicas disponíveis publicamente, apontando direções de aprimoramento na comunicação e nos instrumentos utilizados pelos bancos centrais no estudo. Os testes de formação de expectativas apontam para a existência de componente de aprendizagem, com implicações para a política monetária ótima. Tais testes sugerem também que a credibilidade nas metas para a inflação no Brasil foi, no período investigado, bem menor que nos demais países da amostra, apesar da origem comum de vários dos choques que supostamente causaram o desalinhamento das projeções de inflação em relação às metas.

O segundo artigo trata de um modelo de interação estratégica entre banco central e setor privado, em regime de metas para a inflação definidas por um ente externo ao banco central, assumindo-se que o setor privado não conhece a priori o grau de comprometimento da autoridade monetária com o controle inflacionário. Adotando-se o critério intuitivo de seleção de equilíbrios, o modelo mostra que as metas para a inflação, mesmo que não cumpridas, servem como âncora para as decisões de quaisquer dos tipos de banqueiros centrais, e que, em economias com maior distanciamento dos tipos possíveis de banqueiros centrais, o custo recessivo de políticas monetárias austeras é maior.

No terceiro artigo, investiga-se o impacto distributivo da inflação em uma economia com agentes heterogêneos. A inflação é percebida como uma externalidade, esta por sua vez absorvida em diferentes graus por indivíduos distintos. Sob a hipótese de taxas de juros reais constantes, para determinada estratificação social, o impacto da inflação sobre a distribuição de consumo é não-monotônico, intensificando o distanciamento social para níveis moderados de crescimento inflacionário, e promovendo a convergência social para níveis muito elevados de crescimento inflacionário. Choques inflacionários correntes provocam maior assimetria na distribuição de renda, concentrando-se mais no lado esquerdo do suporte.

Palavras-chave: Expectativas. Racionalidade. Credibilidade. Política Monetária. Sinalização. Heterogeneidade social. Inflação. Desigualdade. Externalidade.

ABSTRACT

This thesis is composed of three papers that deal with relevant aspects of monetary policy conduct: formation of inflation expectations, credibility, and the distributional impact of inflation.

In the first paper, we test the rationality assumption in some series of inflation expectations surveyed by the Central Bank of Brazil, the Central Bank of Chile, Infosel and the Central Bank of México. For each of these countries, we identify a possible formation rule of inflation expectations. Rationality tests suggest that forecasters in Brazil and Mexico were not fully efficient in the use of available information, and the source of inefficiency further suggests that the central banks can improve on their communication and monetary policy control instruments. The identified formation rule of inflation expectations points to a learning component, with important implications for the design of the optimal monetary policy. Such tests suggest that credibility in inflation targets was much lower in Brazil than in the other countries of the sample, despite the fact that all of them faced the same external shocks.

The second paper investigates a model of strategic interaction between the central bank and the private sector in an environment where inflation targets are not set by the monetary authority, and the private sector does not know a priori how committed the central banker is to achieving the targets. We employ the intuitive criterion to refine the equilibrium that obtains, and the model shows that inflation targets have a role in anchoring central bank's decisions, although neither of them will achieve the targets. Most importantly, the model suggests that economies with extremely distinct types of possible central bankers will require tougher monetary policies to build on credibility.

The third paper investigates the distributional impact of inflation in an economy with heterogeneous agents. Inflation is perceived as an externality, which is absorbed in varying degrees by distinct individuals. Under constant interest rates, for an extreme social segmentation, the impact of inflation upon consumption distribution is non-monotonic, widening the social gap for moderate levels of inflation growth, while fostering social convergence to the average for high levels of inflation growth. Current inflationary shocks increase the skewness in the leftmost support of the income distribution.

Key-words: Expectations. Rationality. Credibility. Monetary Policy. Signaling. Social heterogeneity. Inflation. Inequality. Externality.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

- Figura 1.1: Erros médios das projeções de inflação coletadas pelo Banco Central do Brasil
Figura 1.2: Erros médios padrão das projeções de inflação coletadas pelo Banco Central do Brasil
Figura 1.3: Projeções para a inflação 12 meses a frente, metas e inflação realizada no Brasil
Figura 1.4: Projeções, metas e inflação realizada no Chile doze e vinte e quatro meses a frente
Figura 1.5: Projeções, metas e realização da inflação 12 meses a frente no México
Figura 2.1: A forma extensiva do jogo
Figura 2.2: Equilíbrio separador intuitivo
Figura 2.3: Região do equilíbrio agregador
Figura 3.1: Simulação do coeficiente de Gini para uma inflação inicial de 1% por período
Figura 3.2: Simulação do coeficiente de Gini para uma inflação inicial de 10% por período
Figura 3.3: Simulação do coeficiente de Gini para uma inflação inicial de 40% por período
Figura 3.4: Simulação do coeficiente de Gini para uma inflação inicial de 100% por período e uma taxa de desinflação de 5%

LISTA DE TABELAS

- Tabela 1.1 – Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Ampliado Incluindo Tendência
- Tabela 1.2 – Testes de ausência de viés das projeções de inflação coletadas pela Gerência de Relacionamento com Investidores
- Tabela 1.3 – Testes de eficiência da mediana das projeções de inflação coletadas pela Gerência de Relacionamento com Investidores
- Tabela 1.4 - Testes de ausência de viés das projeções de inflação usando dados de painel
- Tabela 1.5 – Testes de eficiência das projeções de inflação usando dados de painel
- Tabela 1.6 – Testes de ausência de viés na mediana das projeções de inflação pesquisadas pela Universidade do Chile
- Tabela 1.7 - Testes de eficiência da mediana das projeções de inflação pesquisadas pela Universidade do Chile
- Tabela 1.8 – Testes de ausência de viés das projeções médias de inflação
- Tabela 1.9 – Diferença estatística entre as séries da Infosel e do Banco do México
- Tabela 1.10 - Testes de eficiência nas projeções médias para a inflação
- Tabela 1.11 – A regra de formação de projeções de inflação pesquisadas pela Universidade do Chile
- Tabela 1.12 – A regra de formação de projeções de inflação pesquisadas pelo Banco do México após janeiro de 2001
- Tabela 1.13 – A regra de formação de projeções de inflação pesquisadas pelo Banco do México após dezembro de 2002
- Tabela 1.14 – A regra de formação de projeções de inflação pesquisadas pelo Banco Central do Brasil
- Tabela 3.1 – Solução recursiva em $t=0$ para o índice de Gini de consumo

SUMÁRIO

1	EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NA AMÉRICA LATINA	<u>2</u>
1.1	RESUMO.....	<u>2</u>
1.2	INTRODUÇÃO	2
1.3	A RACIONALIDADE DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NA AMÉRICA LATINA	5
1.3.1	RACIONALIDADE NO BRASIL	7
1.3.2	RACIONALIDADE NO CHILE	16
1.3.3	RACIONALIDADE NO MÉXICO	19
1.4	A FORMAÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO.....	25
1.5	CONCLUSÃO	35
1.6	REFERÊNCIAS	36
2	HETEROGENEIDADE DO BANCO CENTRAL E PRESSÃO INFLACIONÁRIA.....	<u>38</u>
2.1	RESUMO	<u>38</u>
2.2	INTRODUÇÃO.....	38
2.3	UM MODELO DE CREDIBILIDADE E FORMAÇÃO DE EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO COM METAS PARA A INFLAÇÃO EXÓGENAS	41
2.3.1	EQUILÍBRIO SEPARADOR.....	43
2.3.2	EQUILÍBRIO AGREGADOR.....	48
2.4	IMPLICAÇÕES DO MODELO	50
2.5	UMA APLICAÇÃO ÀS ELEIÇÕES PRESIDENCIAIS BRASILEIRAS	51
2.6	CONCLUSÃO	52
2.7	REFERÊNCIA.....	52
3	INFLAÇÃO E DESIGUALDADE	<u>54</u>
3.1	RESUMO	54
3.2	INTRODUÇÃO	54
3.3	INFLAÇÃO EM UM MODELO DE DISTRIBUIÇÃO COM CONSUMIDOR REPRESENTATIVO.....	56
3.4	DINÂMICA DISTRIBUTIVA	59
3.4.1	DISTRIBUIÇÃO DO CONSUMO	59
3.4.2	DISTRIBUIÇÃO DA RIQUEZA	66
3.4.3	DISTRIBUIÇÃO DA RENDA.....	68
3.4.4	EVIDÊNCIA EMPÍRICA.....	68
3.5	CONCLUSÃO.....	69
3.6	REFERÊNCIAS	69
	CONCLUSÃO	71
	ANEXOS.....	<u>72</u>
	Anexo ao Capítulo 3	72

1. EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NA AMÉRICA LATINA

1.1 RESUMO

Esse artigo testa a racionalidade das projeções de inflação coletadas no Brasil, Chile e México e identifica sua regra de formação. Há evidências de que as projeções são não viesadas, mas as projeções não têm sido plenamente eficientes no uso de informação disponível. O artigo investiga a importância das metas para a inflação na ancoragem das expectativas de inflação nos países selecionados, e conclui que há espaço para aprimoramento na credibilidade.

1.2 INTRODUÇÃO

Em economias com importantes mecanismos de indexação de preços, um dos maiores desafios de uma política monetária desinflacionária é fazer com que os tomadores de preços formem expectativas (e assim fixem preços) baseando-se em variáveis *forward-looking* em vez de olharem estritamente para o passado. Em regime crível de metas para a inflação, olhar para a frente significa acreditar nas metas para a inflação anunciadas pelo banco central.

Alguns bancos centrais latino-americanos que estipulam metas explícitas para a inflação têm reagido fortemente a desvios das expectativas de inflação para as metas anunciadas. Fraga, Goldfajn e Minella (2003, p.20) argumentam que reações fortes do Banco Central do Brasil a projeções privadas sugerem que “o banco central conduz a política monetária de forma *forward-looking* e responde a pressões inflacionárias”. No México, Torres García (2002) também encontra evidência de que a política monetária responde a variáveis *forward looking*, como expectativas de inflação, em vez de variáveis *backward looking*.

A literatura tradicional de política ótima concentrou-se, até bem recentemente, na hipótese de que as expectativas dos agentes são racionais, o que implica que os formadores de preços conhecem perfeitamente a estrutura do modelo que governa a economia, além de conhecerem todos os parâmetros do modelo (Evans e Honkapohja, 2001, p.12). Entretanto, essa hipótese não é inócua à escolha da política monetária ótima. Orphanides e Williams (2002) mostram que quando as expectativas são atualizadas a cada período a partir de uma regressão em amostras finitas, o que aparentemente fazem os econométricos na vida real, o banco central deve reagir de forma mais acentuada a desvios das expectativas do caminho desejado de inflação do que deveria caso as expectativas fossem racionais. Evans e Honkapohja (2002) e Woodford (2003) mostram que algumas formas particulares de regras de política monetária causam instabilidade no sistema macroeconômico se os indivíduos “aprendem” com o tempo, em vez de serem estritamente racionais.

Dada a importância das expectativas de inflação para as decisões de política monetária, é crucial identificar a racionalidade nas projeções de inflação às quais os bancos centrais reagem. Um dos principais propósitos de um regime de metas para a inflação é ancorar expectativas de inflação; destarte, torna-se relevante entender como essas metas entram na regra de formação de expectativas. Se as metas para a inflação deixarem de servir como âncora para as expectativas de inflação, os custos de estabilização da inflação serão maiores.

Esse artigo testa a racionalidade das expectativas de inflação do setor privado coletadas pela Universidade do Chile, pelo Banco Central do Brasil, pelo Banco Central do México, e pela Infosel (agência de notícias mexicana)¹. Os bancos centrais do Brasil, Chile e México analisam essas projeções em seus relatórios de inflação, e, em graus distintos, vêem-nas como indicadores importantes de pressão inflacionária futura. Os resultados obtidos no artigo apresentam fortes evidências de que as projeções de inflação no Brasil, Chile e México são não viesadas, apesar de que essa conclusão pode ser sensível à técnica econométrica utilizada.

No Chile, se permitirmos que erros serialmente correlacionados não invalidem a hipótese de racionalidade, as projeções reportadas para a inflação 12 meses a frente são também eficientes no uso de informações de variáveis macroeconômicas relevantes. No Brasil e México, pelo menos uma variável macroeconômica poderia ter sido melhor empregada para melhorar a acuracidade das projeções de inflação do setor privado, o que sugere que o modelo econômico que governa a dinâmica de inflação nesses países não é plenamente entendido.

No México, encontrou-se forte evidência de ineficiência no uso de informações sobre a taxa de juros interbancária *overnight* e de 28 dias para todos os horizontes de projeção investigados. O principal candidato a explicar tal ineficiência é a escolha do instrumento de política monetária. Em contraste à maior parte dos países que adotam o regime de metas para a inflação no mundo, o instrumento operacional de controle inflacionário do Banco do México é a base monetária, em vez de taxas de juros.

No Brasil, os testes de eficiência são altamente sensíveis à técnica econométrica empregada e ao horizonte de previsão analisado. De fato, a mediana das projeções para 12 meses a frente é eficiente no uso da informação sobre a inflação no atacado e a taxa de câmbio. Isso sugere que o analista mediano entende os efeitos de longo prazo dos choques de oferta sobre a inflação. Entretanto, as projeções medianas de curto prazo (três e seis meses a frente) não usam essa informação de forma eficiente. Como é padrão nos regimes de metas para a inflação, a política monetária no Brasil não tenta contrapor a primeira rodada de efeitos de choques de oferta sobre a inflação, que poderiam causar alguma volatilidade na inflação de curto prazo e assim aumentar a incerteza sobre seu comportamento de curto prazo.

¹ Poder-se-ia ter escolhido testar a racionalidade das projeções de inflação incorporadas em instrumentos financeiros. A melhor escolha de instrumentos no caso brasileiro teria sido *swaps* de taxa de juros, enquanto no Chile e México teriam sido títulos do governo. Como Söderlind e Svensson (1997) argumentam, entretanto, a literatura de extração de expectativas de inflação de instrumentos financeiros baseia-se na hipótese de que o prêmio a termo é pelo menos constante, quando não negligível. Eles também argumentam que “idealmente deve-se utilizar instrumentos com grande liquidez, com risco de crédito insignificante, e sem tratamento tributário distorcivo”. Essas condições não são satisfeitas nos países investigados nesse artigo. Por exemplo, o prêmio de risco na curva de *swaps* de juros no Brasil é não negligível e varia com o tempo (Tabak e Andrade 2001). Se escolhêssemos usar instrumentos do governo brasileiro, teríamos que lidar com questões de liquidez, intervenções de política, e outros problemas específicos do governo, que aumentam a volatilidade do prêmio de risco sobre o prêmio existente nos instrumentos financeiros. No Chile, a parcela variante no tempo de títulos do governo denominados em pesos e indexados a índices de preços ao consumidor, as inovações recentes no mercado de títulos do governo, além do fato de que os juros sobre os títulos são tributados, constituem-se em evidências suficientes para ter-se cuidado ao tentar extrair expectativas de inflação desses instrumentos. Para um estudo mais aprofundado da evolução da dívida indexada à inflação no Chile, consulte IMF (2004). Desconhecemos estudos na mesma linha de Tabak e Andrade (2001) para os casos chileno e mexicano.

No entanto, o efeito das condições de demanda sobre a inflação é melhor entendido para horizontes de curto prazo. A mediana das projeções para a inflação três e seis meses a frente usa o hiato do produto eficientemente, contrariamente às projeções doze meses a frente.

Os resultados dos testes de eficiência usando regressões em dados de painel são muito menos favoráveis. Mesmo aplicando a matriz de covariância proposta em Keane e Runkle (1990) para reduzir o efeito de choques que impactam as projeções de maneira similar, o painel brasileiro não apresentou eficiência no uso de qualquer uma das informações disponíveis aos analistas. Como a pesquisa é composta por analistas profissionais, não se pode ignorar a possibilidade de que no período analisado os analistas não haviam chegado a um consenso sobre como de fato era a dinâmica inflacionária brasileira, e isso por si só pode ter trazido importantes implicações para a política monetária.

O artigo também investiga a regra de formação das expectativas de inflação nos três países selecionados. Ele apresenta evidências de que as metas para a inflação têm ancorado as expectativas de inflação nas três economias. Também encontram-se evidências de um importante comportamento adaptativo na formação de expectativas para a inflação doze meses a frente. Isso implica que poder-se-ia aprimorar a credibilidade se a política monetária pudesse afetar a inflação dentro de um prazo menor que doze meses, como é o caso no Brasil.

No Brasil, as metas para a inflação foram totalmente desconsideradas na formação das projeções de inflação durante parte de 2002 e 2003. Argumenta-se que garantindo autonomia legal ao banco central poder-se-ia aumentar a credibilidade no caso brasileiro. No segundo artigo dessa tese, mostra-se que maior dispersão nas preferências dos bancos centrais leva um banco central mais forte a ser mais recessivo nas escolhas de inflação de forma a sinalizar seu tipo para a sociedade. Em outras palavras, políticas desinflacionárias serão mais custosas em países onde indivíduos têm crenças e preferências de política monetária muito distintas. Um mecanismo que estimulasse a convergência de políticas de bancos centrais levaria então a menores custos de estabilização inflacionária.

Autonomia formal implica em maior separação entre a condução da política monetária e ideologias político-partidárias. Esperar-se-ia então que uma mistura de autonomia formal, metas claras e explícitas para o banco central, e cláusulas preventivas de quebra de contrato levassem a uma convergência do comportamento de diferentes bancos centrais para uma política que se conforma a uma preferência específica de inflação-produto. Argumenta-se que a ausência desse mix no Brasil pode ter causado o forte desalinhamento das projeções de inflação para as metas após meados de 2002.

O artigo está organizado da seguinte forma: a próxima seção apresenta os resultados dos testes de racionalidade para o Brasil, Chile e México. O artigo então identifica a regra de formação das expectativas de inflação nesses países e discute o papel das metas de inflação para as projeções. A última seção conclui o artigo.

1.3. A RACIONALIDADE DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NA AMÉRICA LATINA

A maior parte da literatura que emprega testes padrão de racionalidade alega seguir a descrição de Muth (1961) de comportamento racional irrestrito, que implica que os formadores de preços têm conhecimento pleno da estrutura do modelo que governa a economia e conhecem todos os parâmetros do modelo (Evans e Honkapohja, 2001, p.12). Esses testes de racionalidade assumem que o analista atribui pesos simétricos a seus erros de projeção, e então fazem o melhor para gerarem projeções eficientes e não viesadas.

Expectativas não viesadas na literatura satisfazem $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$ no modelo

$$\pi_{t+k} = \alpha + \beta E_t \pi_{t+k} + \mu_{t+k} \quad (1)$$

ou, de forma mais restritiva, $H_0 : \varphi = 0$ no modelo

$${}_t \varepsilon_{t+k} = \varphi + \eta_{t+k} \quad (2)$$

em que α, β , e φ são os parâmetros do modelo; π_{t+k} é inflação realizada em $t+k$, com $k \geq 0$;

$E_t \pi_{t+k}$ é a projeção de inflação para $t+k$ baseada em informação disponível no momento t ;

${}_t \varepsilon_{t+k} = E_t \pi_{t+k} - \pi_{t+k}$ é o erro de projeção; e μ_{t+k} e η_{t+k} são choques.

Expectativas racionais não são apenas não viesadas, mas também eficientes. Projeções eficientes fazem uso de toda informação relevante disponível ao analista no momento em que a projeção é feita. Em outras palavras, qualquer informação no conjunto informacional do analista, Θ , deve ser ortogonal ao erro de projeção. Isso implica que $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1, \gamma = 0$ no modelo

$$\pi_{t+k} = \alpha + \beta E_t \pi_{t+k} + \Theta_t \gamma + \mu_{t+k} \quad (3)$$

e, mais restritivamente, $H_0 : \varphi = \lambda = 0$ no modelo

$${}_t \varepsilon_{t+k} = \varphi + \Theta_t \lambda + \eta_{t+k} \quad (4)$$

em que γ e λ são os parâmetros do modelo².

Há razões para suspeitar que as projeções de inflação usadas como regressores nas estimações dos modelos especificados nas equações 1 e 3 serão parcialmente endógenas. A endogeneidade poderia aparecer devido a problemas de variáveis omitidas ou erros de mensuração. Caso acredita-se que a melhor descrição da dinâmica de inflação é uma curva de Phillips, em que, além das expectativas de inflação, há outras variáveis explicativas importantes como hiato do produto, o modelo testado nesse artigo apresentaria o problema de variáveis omitidas. Adicionalmente, o modelo teórico de racionalidade refere-se a expectativas de inflação, para as quais as projeções de inflação, como utilizadas nesse artigo, são apenas uma *proxy*. Caso assumamos que as projeções de inflação são de fato uma soma das verdadeiras expectativas de inflação e um erro de

² Diversos autores usaram os critérios de eficiência e ausência de viés como utilizados aqui, testando a racionalidade das projeções de mercado. Exemplos incluem Marimon e Sunder (1993) e Keane e Runkle (1990). Como Fildes e Stekler (2002) apontam, a não rejeição da hipótese conjunta que usa as equações 1 e 3 é uma condição suficiente, mas não necessária, para a racionalidade. Eles argumentam que as equações 2 e 4 são uma condição mais restritiva, e que a rejeição nos testes de racionalidade sugere que as projeções poderiam ter sido melhores.

mensuração, estimações com mínimos quadrados ordinários (MQO) serão inconsistentes. De qualquer forma, a endogeneidade que aparece deve ser controlada com variáveis instrumentais.

Fildes e Stekler (2002) reportam que os resultados de testes de racionalidade que usaram dados dos EUA e do Reino Unido são sensíveis à técnica econométrica empregada, à hipótese sobre o processo estocástico gerador da variável aleatória, e à presença de raiz unitária³. Obtemos evidências de que isso também ocorre em economias latino-americanas. No entanto, não reportaremos os resultados dos testes de racionalidade com séries em diferenças, o que seria aconselhável na presença de raiz unitária. Apesar de não podermos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em diversas das séries usadas nesse estudo (ver tabela 1.1), a robustez dos testes de raiz unitária é altamente questionável com séries curtas, como é o caso aqui. Além disso, a presença de raiz unitária na inflação ou nas projeções de inflação pode estar simplesmente sugerindo que, no período considerado nesse estudo, algumas economias estavam passando por processos desinflacionários ou por ajustamentos a choques. Nenhum desses casos implicaria que a tendência temporal permaneceria..

Tabela 1.1 – Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Ampliado Incluindo Tendência

H_0 : Raiz unitária (* nível de confiança de 95 por cento)

País: Brasil

Variable tested	Test statistic	Mackinnon approximate p-value
$E_t\pi_{t+12}$	-1.52	0.82
π_t	-4.15	0.01*
ε_{t+12}	-1.09	0.93
monthly wholesale price inflation	-2.98	0.14
monthly output gap	-2.45	0.36
monthly overnight interest rates	-1.34	0.88
monthly exchange rate change	-1.51	0.82

País: Chile

Variable tested	Test statistic	Mackinnon approximate p-value
$E_t\pi_{t+12}$	-1.93	0.64
$E_t\pi_{t+24}$	-2.79	0.20
π_t	-4.69	0.00*
π_{t+12}	-2.52	0.32
ε_{t+12}	-0.89	0.96
monthly wholesale price inflation	-4.95	0.00*
monthly output gap	-4.88	0.00*
monthly interbank interest rates	-4.07	0.01*
monthly monetary policy rates	0.22	1.00
monthly exchange rate change	-4.94	0.00*
monthly external price inflation	-5.22	-3.51

País: Mexico

Variable tested	Test statistic	Mackinnon approximate p-value
$E_t\pi_{t+12}$ (Banxico)	-0.67	0.98
$E_t\pi_{t+12}$ (Infosel)	-0.52	0.98
π_t	-5.04	0.00*
ε_{t+12}	-1.05	0.94
monthly producer's price inflation	-9.62	0.00*
monthly output gap	-4.75	0.00*
monthly interbank interest rates	-1.96	0.63
monthly TIE28	-2.20	0.49
monthly Cetes28	-2.45	0.35
monthly exchange rate change (FIX)	-9.36	0.00*

³ Usando os mesmos dados, mas com técnicas de estimação diferentes, por exemplo, Zarnowitz (1985), Keane e Runkle (1990), e Davies e Lahiri (1999) chegaram a diferentes conclusões sobre a racionalidade das projeções de inflação nos EUA.

As subseções seguintes reportam os resultados dos testes de racionalidade realizados com pesquisas feitas no Brasil, Chile e México. Esses países têm conduzido suas próprias pesquisas de expectativas de inflação por um tempo razoável. Argentina, Colômbia, Costa Rica, Peru, e Uruguai também têm suas próprias pesquisas de inflação, mas, à exceção da Colômbia, a série temporal disponível quando da realização desse estudo ainda era pequena para qualquer inferência confiável.

1.3.1. Racionalidade no Brasil

O Banco Central do Brasil adotou regime formal de metas para a inflação em junho de 1999, alguns meses após permitir a flutuação da taxa de câmbio. O instrumento operacional utilizado para alcançar as metas para inflação tem sido a taxa de juros *overnight* nominal (SELIC).

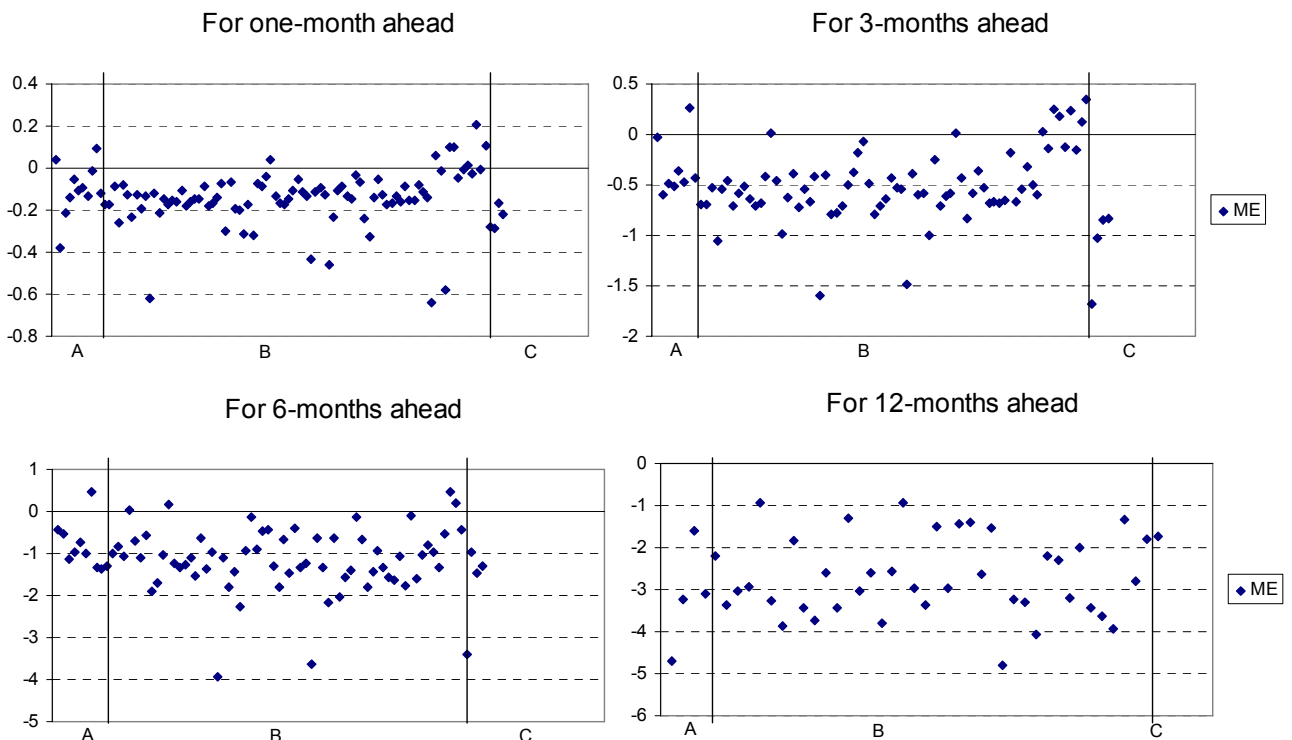
A Gerência de Relacionamento com Investidores (GERIN), do Banco Central do Brasil, tem conduzido pesquisa de expectativas de inflação junto a analistas profissionais desde junho de 1999⁴. Até julho de 2001, a GERIN colhia projeções apenas para horizontes de curto prazo e para o acumulado até dezembro de cada ano. Após novembro de 2001, a pesquisa passou a ser operacionalizada através de sítio seguro na internet onde instituições entram com suas projeções para variados horizontes de projeção. O número de participantes na pesquisa aumentou substancialmente para mais de 100, apesar de que aproximadamente 80 participantes fornecem suas projeções com periodicidade adequada. Dentre estes, cerca de 84% são economistas-chefes de instituições financeiras, 12% são analistas seniores de empresas de consultoria econômica, e 4% são economistas seniores de empresas do setor real.

Nesse artigo, analisam-se as projeções de inflação válidas no último dia útil de cada mês. Isso implica que nesse dia os analistas já haviam observado a inflação realizada no mês $t-1$, mas não sabiam a inflação no mês t . Para a análise *cross-section*, foram removidos os participantes com menos de 10 observações durante todo o período da amostra.

O erro médio de projeção para cada analista desde o início da pesquisa da GERIN sugere que os analistas previam inflação menor que o ocorrido, em média (figura 1.1). O viés médio nas projeções para a inflação um mês a frente, três meses a frente, seis meses a frente e doze meses a frente foi, respectivamente, -0.17 pp, -0.7 pp, -1.6 pp, e -3.8 pp (ou 22%, 28%, 32% e 43% da inflação média no período). Inspeção visual também sugere que a afiliação do participante não influencia no padrão das projeções. Adicionalmente, há alguma evidência de que a magnitude dos erros de projeção vêm se reduzindo com o tempo (figura 1.2).

⁴ Para mais detalhes sobre a pesquisa, consulte Marques, Fachada e Cavalcanti (2003).

Figura 1.1: Erros médios das projeções de inflação coletadas pelo Banco Central do Brasil

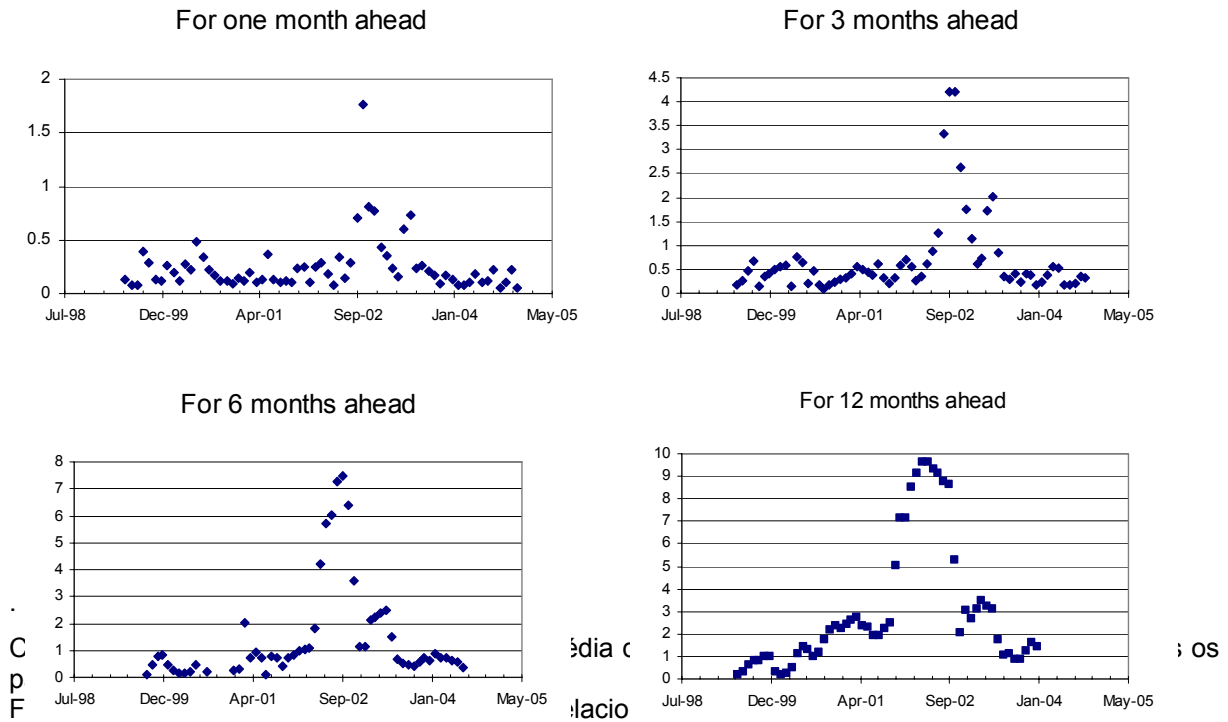


para doze meses a frente: junho de 1999 a janeiro de 2004. De junho de 1999 a outubro de 2001, as projeções foram calculadas como interpolação linear das projeções para dezembro de cada ano.

Fonte: Banco Central do Brasil, Gerência de Relacionamento com Investidores

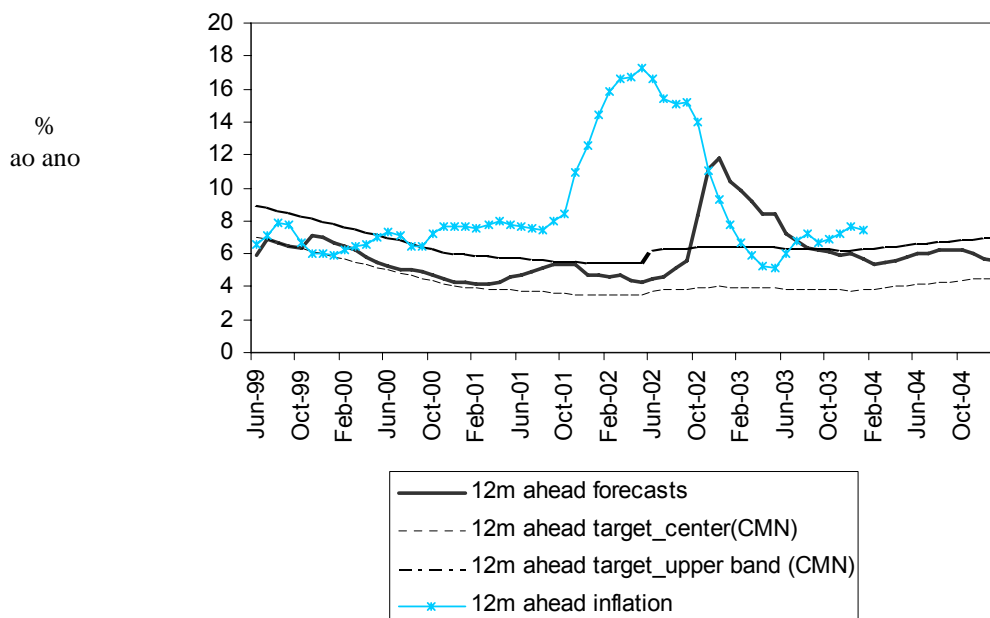
Os picos observados na figura 1.2 resultaram de uma seqüência severa de choques que atingiram a economia brasileira em 2002. Problemas de contabilidade empresarial nos Estados Unidos, a perspectiva de outra Guerra no Golfo, baixo crescimento global, e problemas financeiros em economias emergentes reduziram drasticamente os fluxos externos para o país. Além disso, com a aproximação da eleição presidencial, elevou-se a incerteza em relação à condução futura da política macroeconômica interna. Esses fatores externos e internos juntos levaram à depreciação da moeda. O que primeiramente foi percebido como fenômeno temporário provou ter efeitos mais fortes que o esperado sobre a inflação ao consumidor.

Figura 1.2: Erros médios padrão das projeções de inflação coletadas pelo Banco Central do Brasil



A figura 1.3 sugere que as expectativas de inflação no Brasil estiveram bem ancoradas até o terceiro trimestre de 2002. Após setembro de 2002, novas informações sobre a inflação acumulada nos últimos 12 meses surpreendentemente apontava para aumento na inflação inercial, e, pela primeira vez desde a implementação do regime de metas, as projeções de mercado ultrapassaram a banda superior das metas. Levaria um ano para que as projeções de inflação retornassem ao intervalo das bandas.

Figura 1.3 – Projeções para a inflação 12 meses a frente, metas e inflação realizada no Brasil



Cada ponto no tempo refere-se à meta, à projeção ou à realização da inflação doze meses a frente. As metas são definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) and referem-se apenas a dezembro de cada ano; para os meses restantes do ano, a figura mostra valores aproximados para as metas doze meses a frente, calculadas como interpolação linear das metas para a inflação anual em cada dezembro. Pesquisas com a mediana das expectativas para a inflação 12 meses a frente estão disponíveis apenas a partir de novembro de 2001; para períodos anteriores, a figura mostra uma interpolação linear das projeções anuais para dezembro de cada ano.

Fonte: GERIN, Banco Central do Brasil

Foram realizados testes de racionalidade em projeções para a inflação três, seis, e doze meses a frente, utilizando-se tanto as medianas das projeções coletadas pelo Banco Central do Brasil, quanto o painel de dados da mesma fonte (ver tabelas 1.2 to 1.5). Ao realizar regressões em dois estágios (2SLS) instrumentadas com lags das expectativas de inflação extraídas de swaps de juros, concluiu-se que a mediana das projeções para inflação 12 meses a frente (inflação acumulada nos meses $t+1$ a $t+12$) é não viesada independentemente da hipótese de autocorrelação serial dos resíduos (ver tabela 1.2).⁵ Sob a hipótese mais forte (equação 2), a mediana das projeções para todos os horizontes de projeção analisados eram não viesadas com 90% de confiança se permitirmos erros seriais nos resíduos. Os testes apresentados são da hipótese conjunta de que os modelos (1) a (4) são verdadeiros.

Tabela 1.2 – Testes de ausência de viés das projeções de inflação coletadas pela Gerência de Relacionamento com Investidores

Horizonte de projeção: 12 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #) ^{1/}	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value) ^{2/}	N. of Obs.
OLS	1	π_{t+12}	Const., $E_t\pi_{t+12}$	Jun 1999 to Jan 2004	36.81 (0.00)	56
OLS	2	ε_{t+12}	Const.	Jun 1999 to Jan 2004	23.51 (0.00)	56
2SLS	1	π_{t+12}	Const., $E_t\pi_{t+12}$	Jun 1999 to Jan 2004	0.22 (0.81)*	56
MLE MA(12)	1	π_{t+12}	Const., $E_t\pi_{t+12}$	Jun 1999 to Jan 2004	109.17 (0.00)	56
MLE MA(12)	2	ε_{t+12}	Const.	Jun 1999 to Jan 2004	124.77 (0.00)	56
2SLS with NW - MA(12)	1	π_{t+12}	Const., $E_t\pi_{t+12}$	Jun 1999 to Jan 2004	0.08 (0.96)*	56
GLS with NW - MA(12)	2	ε_{t+12}	Const.	Jun 1999 to Jan 2004	3.92 (0.05)*	56
GLS with NW - MA(12)	2	ε_{t+12}	Const.	Nov 2001 to Jan 2004	2.09 (0.15)*	27

^{1/} The instruments used in specification 1 were the inflation premium in 360-day interest rate swaps negotiated at BM&F

^{2/} The symbols * and ** indicate that the tests cannot reject the unbiasedness assumption with 95% and 90% confidence, respectively. Joint hypothesis tests for OLS estimations are assumed to have F-distribution

⁵ Lags do hiato do produto, índice de preços ao consumidor e ao produtor, taxa de câmbio e taxas de juros mostraram-se instrumentos ruins. Todas as estimações nesse trabalho usando estimativas de máximo

Horizonte de projeção: 6 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	2	ε_{t+6}	Constant	Sep 1999 to Jul 2004	7.18 (0.01)	54
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+6}	Constant	Sep 1999 to Jul 2004	1.87 (0.17)*	54

Horizonte de projeção: 3 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	2	ε_{t+3}	Constant	Jun 1999 to Dec 2004	10.25 (0.00)	65
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant	Jun 1999 to Dec 2004	4.17 (0.04)**	65

Utilizando a matriz de covariância de Newey-West, conclui-se que, no período investigado, as medianas das projeções para 3, 6 e 12 meses a frente foram eficientes no uso de informação passada sobre a inflação ao consumidor, medida pelo IPCA, e sobre a taxa de juros (Selic) (ver tabela 1.3).⁶ Projeções de mais curto prazo, entretanto, não incorporaram plenamente os efeitos da inflação no atacado e da taxa de câmbio sobre a inflação ao consumidor. Como é padrão nos regimes de metas para a inflação, a política monetária no Brasil não tenta contrabalançar o primeiro *round* de efeitos de choques de oferta sobre a inflação, o que poderia aumentar a volatilidade da inflação de curto prazo, e assim elevar a incerteza com respeito ao seu comportamento de curto prazo.

verossimilhança resultaram em expectativas viesadas, mas esse resultado é menos robusto que os outros devido ao fato de que estimativas de máximo verossimilhança não são confiáveis em amostras curtas.

⁶ Os resultados usando 2SLS rejeitaram racionalidade mesmo quando instrumentou-se a equação 1 com expectativas de inflação extraídas de instrumentos financeiros.

Tabela 1.3 – Testes de eficiência da mediana das projeções de inflação coletadas pela GERIN

Horizonte de projeção: 12 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value) ^{1/}	N. of Obs.
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of wholesale price inflation	Jun 1999 to Jan 2004	9.00 (0.06)*	56
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of wholesale price inflation	Nov 2001 to Jan 2004	6.01 (0.20)*	27
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Jun 1999 to Jan 2004	14.36 (0.01)	56
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Nov 2001 to Jan 2004	18.53 (0.00)	27
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Jun 1999 to Jan 2004	7.70 (0.10)*	56
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Nov 2001 to Jan 2004	7.25 (0.12)*	27
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of the exchange rate variation	Jun 1999 to Jan 2004	9.40 (0.05)*	56
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of the exchange rate variation	Nov 2001 to Jan 2004	42.50 (0.00)	27
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of the overnight interest rate	Jun 1999 to Jan 2004	8.67 (0.07)*	56
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of the overnight interest rate	Nov 2001 to Jan 2004	32.41 (0.00)	27

^{1/} The symbols * and ** indicate that the tests cannot reject the unbiasedness assumption with 95% and 90% confidence, respectively. Joint hypothesis tests for OLS estimations are assumed to have F-distribution

Horizonte de projeção: 6 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of wholesale price inflation	Sep 1999 to Jul 2004	10.01 (0.04)**	54
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Sep 1999 to Jul 2004	9.25 (0.06)*	54
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Sep 1999 to Jul 2004	4.93 (0.30)*	54
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of the exchange rate variation	Sep 1999 to Jul 2004	28.96 (0.00)	54
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of the overnight interest rate	Sep 1999 to Jul 2004	4.28 (0.37)*	54

Horizonte de projeção: 3 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of wholesale price inflation	Jun 1999 to Oct 2004	16.16 (0.00)	65
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Jun 1999 to Oct 2004	5.89 (0.21)*	65
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Jun 1999 to Oct 2004	8.42 (0.08)*	65
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of the exchange rate variation	Jun 1999 to Oct 2004	48.00 (0.00)	65
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of the overnight interest rate	Jun 1999 to Oct 2004	8.67 (0.07)*	65

Projeções de mais longo prazo não conseguiram extrair toda a informação possível sobre o hiato do produto (ver tabela 1.3)⁷. No entanto, interpretar condições de demanda no Brasil é tarefa de alto grau de dificuldade, e a série de produto disponível para esse estudo pode conter revisões que não eram conhecidas do analista privado no momento em que fez suas projeções.⁸ Keane e Runkle (1990) argumentam que as revisões dos dados não devem embasar a rejeição de racionalidade, uma vez que essa informação não fazia parte do conjunto informacional dos agentes. Um contra-argumento seria de que agentes estritamente racionais devem conseguir ler outros indicadores de atividade econômica e descobrir os erros de mensuração nas *proxies* que eles consideram.

Observando projeções de inflação individuais, 11% das projeções para a inflação 12 meses a frente eram não viesadas sob a especificação da equação 2 independentemente da técnica econométrica empregada⁹. Essa parcela aumenta para 41% ao restringir a amostra para incluir apenas o período após novembro de 2001. Utilizando-se a matriz de covariância de Newey-West para permitir estrutura de resíduos autocorrelacionados, a parcela de projeções não viesadas aumenta para 71% para o período inteiro e para 97% para o período após novembro de 2001.

Nenhum dos analistas na pesquisa apresentou projeções inteiramente eficientes para a inflação 12 meses a frente. Sob a especificação da equação 2, e permitindo correlação serial nos

⁷ O hiato do produto no Brasil foi estimado como sendo a diferença do produto mensal dessazonalizado calculado usando uma equação Cobb-Douglas cujos insumos são capacidade instalada e taxas de emprego, para a tendência, que por sua vez foi extraída usando-se filtro HP. As parcelas de trabalho e capital foram estimadas das contas nacionais anuais.

⁸ No Brasil, é complicado coletar e interpretar dados de relevância nacional devido ao tamanho continental do país e ao fato de que dados de frequência mais alta estão disponíveis apenas para São Paulo e Rio de Janeiro. Adicionalmente, há um grande número de índices distintos para mensurar a atividade econômica. A escolha de qual índice acompanhar, se não todos eles, pode ser altamente arbitrária. Finalmente, os dados publicados de PIB têm sido revisados sistematicamente e significativamente, adicionando incerteza sobre as projeções futuras que usam essas variáveis.

resíduos, conclui-se que os analistas tiveram dificuldade em usar informação sobre a taxa de câmbio, o hiato do produto, e a taxa de juros. A parcela de analistas que utiliza, respectivamente, tais variáveis de forma eficiente para projetar inflação foi de 24%, 24%, e 29%. A parcela de analistas que utilizaram adequadamente as informações sobre inflação ao consumidor e no atacado foi bem maior (76% e 78%, respectivamente).

Os resultados dos testes de viés utilizando dados de painel foram menos favoráveis (ver tabela 4). Projeções para a inflação 3, 6, e 12 meses a frente coletadas desde o início da série são viesadas sob MQO empilhados e mínimos quadrados generalizados (GLS) tanto com matriz de covariância robusta de Newey-West quanto de Keane-Runkle. O painel de projeções para a inflação 12 meses a frente coletadas após novembro de 2001 foi o único a passar no teste de vies utilizando o método de Keane e Runkle (1990). No entanto, essas projeções não atingiram eficiência no uso de nenhuma das variáveis investigadas (ver tabela 1.5).

Keane e Runkle (1990) identificam uma série de argumentos a favor do uso de sua matriz de covariância, sugerindo que ela reduz a pré-disposição a se rejeitar a racionalidade nas projeções dos EUA. No caso brasileiro, entretanto, a regressões em dados de painel viesaram os resultados na direção oposta. A dispersão expressiva no painel é candidato plausível para explicar os resultados. Outra possibilidade, considerando que a pesquisa é composta apenas por analistas profissionais, é a de que as pessoas realmente não conseguiram chegar a um consenso sobre a natureza da dinâmica inflacionária brasileira, e isso, por si só, pode ter implicações importantes para a política monetária.

Alto grau de incerteza sobre o real estado da economia pode levar as expectativas a se comportarem de uma forma inadequada para os propósitos de estabilização de preços. Isso parece ter sido o caso do Brasil no último trimestre de 2002 e nos dois primeiros trimestres de 2003. Evans e Honkapohja (2002, p.6) demonstram que políticas econômicas ótimas devem ser desenhadas para evitar instabilidades que podem surgir dos erros de expectativas e do comportamento correccional dos agentes econômicos ao se depararem com tais erros.

Levin, Wieland e Williams (2003) mostram que quando os agentes têm elevado grau de incerteza sobre o modelo que define a dinâmica inflacionária, tanto inflação quanto produto vão exibir maior variabilidade do que quando essa dinâmica é bem compreendida. Se os bancos centrais se preocupam com essa variabilidade, eles devem tentar reduzir a incerteza que prevalece na economia. Um passo importante nessa direção é incorporar em suas ações o fato de que os agentes estão “aprendendo” sobre a economia.

Finalmente, Orphanides e Williams (2002) mostram que as “políticas desenhadas para serem eficientes sob expectativas racionais podem se mostrar muito inadequadas quando o conhecimento é imperfeito. Eles argumentam que a política monetária deve ser mais contracionista sob aprendizado do que sob expectativas racionais.

⁹ Para testar a racionalidade das projeções individuais, foram removidos os participantes que reportaram menos que 25 projeções para o período entre junho de 1999 e janeiro de 2005.

Tabela 1.4 – Testes de ausência de viés das projeções para a inflação usando dados de painel

Horizonte de projeção: 12 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value) ^{1/}	N. of Obs.
OLS	2	ε_{t+12}	Const.	Jun 1999 to Jan 2004	769.27 (0.00)	2045
OLS	2	ε_{t+12}	Const.	Nov 2001 to Jan 2004	364.64 (0.00)	1174
GLS with NW - MA(12)	2	ε_{t+12}	Const.	Jun 1999 to Jan 2004	158.78 (0.00)	2045
GLS with NW - MA(12)	2	ε_{t+12}	Const.	Nov 2001 to Jan 2004	74.40 (0.00)	1174
GLS with K&R-MA(12)	2	ε_{t+12}	Const.	Jun 1999 to Jan 2004	14.03 (0.00)	1836
GLS with K&R-MA(12)	2	ε_{t+12}	Const.	Nov 2001 to Jan 2004	1.40 (0.18)*	1836

^{1/} The symbols * and ** indicate that the tests cannot reject the unbiasedness assumption with 95% and 90% confidence, respectively. Joint hypothesis tests for OLS estimations are assumed to have F-distribution

Horizonte de projeção: 6 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	2	ε_{t+6}	Constant	Sep 1999 to Jul 2004	364.54 (0.00)	2317
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+6}	Constant	Sep 1999 to Jul 2004	99.33 (0.00)	2317
GLS with K&R - MA(6)	2	ε_{t+6}	Constant	Oct 1999 to Jul 2004	7.91 (0.00)	2158

Horizonte de projeção: 3 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	2	ε_{t+3}	Constant	Jun 1999 to Jan 2005	420.22 (0.00)	2841
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant	Jun 1999 to Jan 2005	177.41 (0.00)	2841
GLS with K&R - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant	Jun 1999 to Feb 2005	11.92 (0.00)	2664

Tabela 1.5 – Testes de eficiência das projeções de inflação usando dados de painel

Horizonte de projeção: 12 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
GLS with K&R-MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of wholesale price inflation	Nov 2001 to Jan 2004	28.59 (0.00)	1836
GLS with K&R-MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 2 to 3 of output gap	Nov 2001 to Jan 2004	2514.20 (0.00)	1836
GLS with K&R-MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Nov 2001 to Jan 2004	34.56 (0.00)	1836
GLS with K&R-MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 2 to 3 of the exchange rate variation	Nov 2001 to Jan 2004	37.45 (0.00)	1836
GLS with K&R-MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of the overnight interest rate	Nov 2001 to Jan 2004	32.17 (0.00)	1836

1.3.2. Racionalidade no Chile

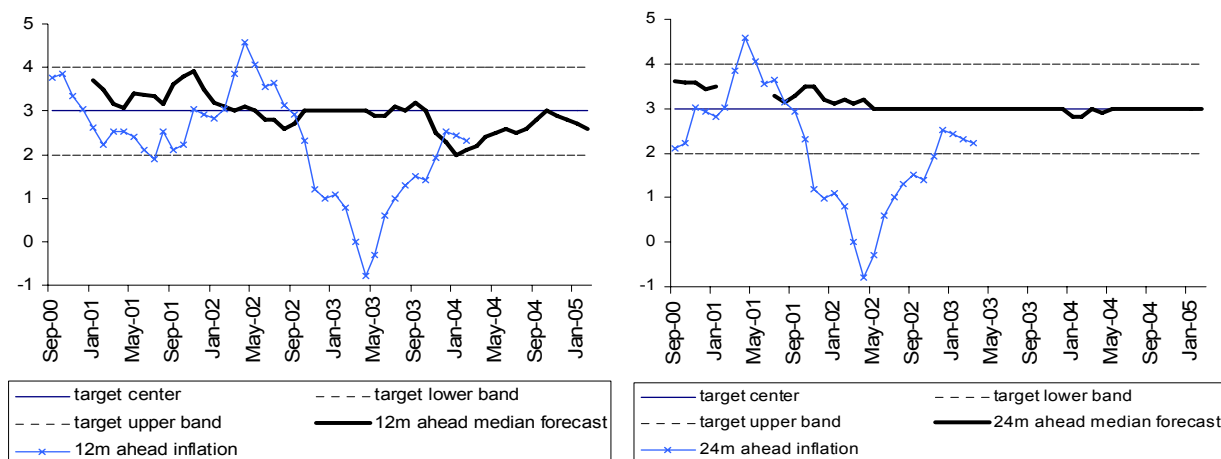
O Banco Central do Chile vem anunciando metas explícitas para a inflação desde 1991. Por alguns anos, as metas para a inflação coexistiram com bandas para a taxa de câmbio, controle de capitais estrangeiros e um instrumento de política monetária definido sobre o prêmio de uma unidade de conta indexada à inflação (*Unidad de Fomento*, ou UF). Em setembro de 1999, o país adotou regime de câmbio flutuante, após ter abandonado o controle de capitais estrangeiros em 1998 em busca de maior liberdade e transparência na condução da política monetária. Em agosto de 2001, o país passou a usar a taxa de juros nominal *overnight* como instrumento de política monetária, tirando o foco das taxas reais. O Chile tem alcançado redução expressiva de suas fragilidades fiscais: a dívida líquida do governo central caiu de 70,9% do PIB em 1989 para 38,9% do PIB em 2004, enquanto sua dívida líquida reduziu-se de 43% do PIB para 9,1% do PIB no mesmo período.

Os relatórios de inflação do banco central acompanham as expectativas de inflação coletadas pela Universidade do Chile, pela empresa Consensus Economics, bem como as expectativas extraídas de instrumentos financeiros. Nesse estudo, considera-se apenas a série da Universidade do Chile, disponível no sítio do banco central. A pesquisa é conduzida mensalmente com 30 a 40 acadêmicos selecionados, consultores e executivos ou assessores de instituições financeiras e corporações. Os participantes informam suas projeções um dia após a divulgação do índice de preços ao consumidor ou o índice de atividade mensal (IMACEC). No dia seguinte, o banco central reporta as expectativas para os próximos 2 meses, 11 meses e 24 meses, juntamente com as expectativas para o fim de cada ano. Nesse estudo, serão reportados os testes de racionalidade utilizando as expectativas para 11 e 24 meses a frente.

A figura 1.4 mostra que as expectativas de inflação pesquisadas pela Universidade do Chile têm estado bem ancoradas apesar de importantes surpresas inflacionárias. Os resultados são ainda mais impressionantes para horizontes de mais longo prazo. A forte superestimação apresentada na figura originou-se de uma forte e inesperada apreciação do peso chileno no final de 2003, causado

pela depreciação do dólar americano frente a outras importantes moedas, melhores condições nos mercados emergentes, e termos de troca mais favoráveis. Aumentos menores que o esperado nos custos unitários de trabalho em 2004 também contribuíram para que a inflação ficasse abaixo das bandas da meta.

Figura 1.4 – Projeções, metas e inflação realizada no Chile doze e vinte e quatro meses a frente



Cada ponto no tempo refere-se à meta, projeção ou realização da inflação anual nos onze a 23 meses seguintes. As metas foram definidas pelo banco central em consulta ao Ministério da Fazenda para o horizonte de 24 meses. A mediana das expectativas para inflação 12 meses a frente no período de janeiro de 2001 a agosto de 2001 foi aproximada usando projeções para a inflação anual no fim de cada ano. A mediana das expectativas para inflação vinte e quatro meses a frente no período de agosto de 2000 a dezembro de 2000 e julho de 2001 a agosto de 2001 também foram aproximadas utilizando inflação anual no fim de cada ano. O hiato existente entre janeiro de 2001 a junho de 2001 deveu-se a falta de informação divulgada.

Fonte: Banco Central do Chile

Após agosto de 2000, a mediana das projeções coletadas pela Universidade do Chile ultrapassou a inflação realizada doze e vinte e quatro meses a frente em 0.9 pp e 1.4 pp, respectivamente. O erro padrão foi de 1.5 pp.

A mediana das projeções de inflação 12 meses a frente no Chile são não viesadas caso empregue-se a matriz de covariância de Newey-West para permitir erros de projeção autoregressivos (ver tabela 1.6). Usando essa técnica para averiguar o grau de eficiência na mediana das projeções, conclui-se que os analistas fizeram uso apropriado da informação disponível sobre o hiato do produto, inflação ao consumidor e no atacado, taxa de câmbio, e taxas de juros overnight (ver tabela 7) ¹⁰.

¹⁰ O hiato do produto foi calculado a partir do índice de atividade econômica do Banco Central do Chile (IMACEC) como sendo a razão entre o indicador dessazonalizado e sua tendência calculada a partir do filtro Hodrick-Prescott.

A mediana das projeções de inflação para doze meses a frente são viesadas sob qualquer técnica econométrica empregada (ver tabela 6). Deve-se ter cuidado ao analisar esses resultados uma vez que a série é muito curta.

Tabela 1.6 – Testes de ausência de viés na mediana das projeções de inflação pesquisadas pela Universidade do Chile

Horizonte de projeção: 12 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #) ^{1/}	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value) ^{2/}	N. of Obs.
OLS	1	π_{t+11}	Constant, $E_t\pi_{t+11}$	Jan 2001 to Feb 2004	8.53 (0.00)	31
OLS	2	ε_{t+11}	Constant	Jan 2001 to Feb 2004	13.56 (0.00)	31
MLE MA(11)	1	π_{t+11}	Constant, $E_t\pi_{t+11}$	Jan 2001 to Feb 2004	7.42 (0.02)	31
MLE MA(11)	2	ε_{t+11}	Constant	Jan 2001 to Feb 2004	54.58 (0.00)	31
2SLS with NW - MA(11)	1	π_{t+11}	Constant, $E_t\pi_{t+11}$	Oct 2001 to Feb 2004	2.78 (0.25)*	29
GLS with NW - MA(11)	2	ε_{t+11}	Constant	Jan 2001 to Feb 2004	3.13 (0.08)*	31

^{1/} The instruments used in specification 1 were the inflation premium in the yields of 2-year BCPs over estimated 2-year BCUs

^{2/} The symbols * and ** indicate that the tests cannot reject the unbiasedness assumption with 95% and 90% confidence, respectively. Joint hypothesis tests for OLS estimations are assumed to have F-distribution

Nota: para o horizonte de projeção de 12 meses a frente, o instrumento utilizado na especificação 1 foi o prêmio de inflação nas taxas dos títulos em peso de 2 anos do Banco Central do Chile (BCPs) sobre títulos do Banco Central do Chile em UF (BCUs). Para o horizonte de projeção de vinte e quatro meses a frente, os instrumentos usados na especificação 1 foram *lags* do hiato do produto; aqueles com expectativas de inflação extraídas de títulos ou com índices de preços no atacado tiveram *performance* menos favorável.

Horizonte de projeção: 24 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #) ^{1/}	Dependent Variable	Regressors	Sampled Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	1	π_{t+23}	Constant, $E_t\pi_{t+23}$	Jan 2001 to Mar 2003	26.89 (0.00)	20
OLS	2	ε_{t+23}	Constant	Jan 2001 to Mar 2003	56.76 (0.00)	20
2SLS	1	π_{t+23}	Constant, $E_t\pi_{t+23}$	Jan 2001 to Mar 2003	12.93 (0.00)	20
2SLS with NW - MA(23)	1	π_{t+23}	Constant, $E_t\pi_{t+23}$	Jan 2001 to Mar 2003	10.23 (0.01)	20
GLS with NW - MA(23)	2	ε_{t+23}	Constant	Jan 2001 to Mar 2003	57.52 (0.00)	20

^{1/}The instruments used in specification 1 were lags of the output gap. The ones with inflation expectations extracted from bonds or with WPI performed worsely

Tabela 1.7 – Testes de eficiência da mediana das projeções de inflação pesquisadas pela Universidade do Chile

Horizonte de projeção: 12 meses a frente

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
GLS with NW - MA(11)	4	ε_{t+11}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Jan 2001 to Feb 2004	8.97 (0.06)*	31
GLS with NW - MA(11)	4	ε_{t+11}	Constant, lags 1 to 3 of wholesale price inflation	Jan 2001 to Feb 2004	6.21 (0.18)*	31
GLS with NW - MA(11)	4	ε_{t+11}	Constant, lags 0 to 1 of exchange rate variation	Jan 2001 to Feb 2004	5.27 (0.15)*	31
GLS with NW - MA(11)	4	ε_{t+11}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Jan 2001 to Feb 2004	5.27 (0.15)*	38
GLS with NW - MA(11)	4	ε_{t+11}	Constant, lags 1 to 3 of interbank interest rates	Jan 2001 to Feb 2004	6.72 (0.15)*	38

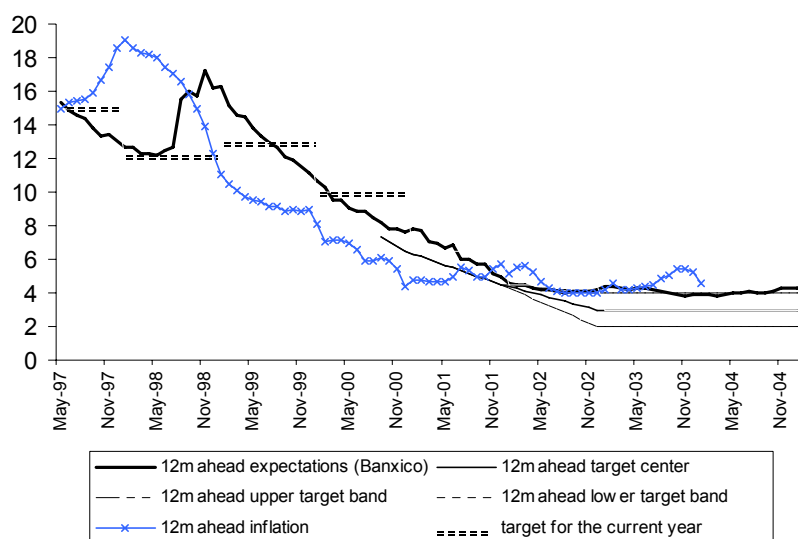
1.3.3. Racionalidade no México

O México vem anunciando metas para a inflação desde 1995, apesar de ter adotado regime formal de metas em janeiro de 2001, com a publicação de relatórios de inflação e realização de esforços concentrados para derivar modelo estrutural para a inflação (IMF, 2001). O regime de câmbio flutuante tem estado em vigor desde 1994. Contrariamente ao Brasil e ao Chile, o México utiliza sua influência sobre a base monetária como instrumento operacional de política monetária. Nesse aspecto, o Fundo Monetário Internacional (FMI, 2001) tem sugerido de forma explícita que o México adote metas para a taxa de juros, abandonando o *corto* (a meta para a deficiência de liquidez no mercado de reservas bancárias), para reduzir a volatilidade das taxas de juros. Por outro lado, o México também atingiu resultados marcantes de disciplina fiscal. A dívida líquida do setor público caiu de 105% do PIB em 1987 para 20% do PIB em 2004.

Nos seus relatórios de inflação, o Banco do México acompanha as expectativas de inflação pesquisadas internamente e pela Infosel (agência de notícias local), bem como aquelas extraídas de instrumentos financeiros. A pesquisa do Banco do México é conduzida junto a aproximadamente 30 instituições econômicas privadas em geral na última semana do mês.

A figura 1.5 mostra que a média das projeções para a inflação doze meses a frente pesquisadas tanto pelo banco central quanto pela Infosel seguiram estreitamente o limite superior da banda da meta desde setembro de 2001, quando as bandas para a meta de inflação foram anunciadas. Desde julho de 2001, elas têm reduzido seu viés de forma significativa. No período analisado, as projeções para a inflação pesquisadas pelo Banco do México e pela Infosel apresentaram erro médio de apenas 0.4 pp e 0.6 pp, respectivamente. Os erros padrão de projeção foram de aproximadamente 2.6 pp durante todo o período da amostra, reduzindo para 1.0 pp após 2001. Apesar da acentuada redução no viés de projeção não coincidir exatamente com o início da adoção formal do regime de metas para a inflação, há evidências de que a formalização do regime de metas contribuiu para aumentar a acuracidade das projeções.

Figura 1.5 – Projeções, metas e realização da inflação 12 meses a frente no México



Nota: cada ponto no tempo refere-se à projeção e à realização da inflação (INPC) doze meses a frente. As metas oficiais para a inflação referem-se somente a dezembro de cada ano; para os meses restantes, a figura mostra uma aproximação das metas 12 meses a frente. Antes de novembro de 2000, as metas eram anunciadas para um horizonte máximo de quatorze meses a frente.

Fonte: Banco Central do México

Projeções de longo prazo para a inflação tanto na pesquisa do Banco do México quanto na Infosel são não viesadas sob qualquer especificação de modelo ou técnica econométrica (ver tabela 8). Para horizontes de mais curto prazo, a evidência de não ausência de viés é mais forte para a sub-amostra que começa em janeiro de 2001. Para o período completo investigado nesse estudo, as projeções 6 meses a frente são não viesadas somente ao permitir-se correlação serial nos resíduos.

Tabela 1.8 – Testes de ausência de viés das projeções médias de inflação

Horizonte de projeção: 12 meses a frente

Pesquisa: Banxico

Econometric Technique	Model Specification (Eq #) ^{1/}	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value) ^{2/}	N. of Obs.
OLS	1	π_{t+12}	Constant, $E_t\pi_{t+12}$	May 1997 to Jan 2004	1.07 (0.35)*	81
OLS	1	π_{t+12}	Constant, $E_t\pi_{t+12}$	May 1997 to Dec 2000	0.77 (0.47)*	44
OLS	1	π_{t+12}	Constant, $E_t\pi_{t+12}$	Jan 2001 to Jan 2004	77.06 (0.00)	37
OLS	2	ε_{t+12}	Constant	May 1997 to Jan 2004	1.59 (0.21)*	81
OLS	2	ε_{t+12}	Constant	May 1997 to Dec 2000	1.22 (0.27)*	44
OLS	2	ε_{t+12}	Constant	Jan 2001 to Jan 2004	0.09 (0.76)*	44
MLE MA(12)	2	ε_{t+12}	Constant	May 1997 to Jan 2004	34.30 (0.00)	81
2SLS with NW - MA(12)	1	π_{t+12}	Constant, $E_t\pi_{t+12}$	May 1997 to Jan 2004	0.31 (0.86)*	81
GLS with NW - MA(12)	2	ε_{t+12}	Constant	May 1997 to Jan 2004	0.20 (0.65)*	81
GLS with NW - MA(12)	2	ε_{t+12}	Constant	May 1997 to Dec 2000	0.16 (0.69)*	44
GLS with NW - MA(12)	2	ε_{t+12}	Constant	Jan 2001 to Jan 2004	0.10 (0.75)*	37

^{1/} Instruments used were lags of the PPI

^{2/} The symbols * and ** indicate that the tests cannot reject the unbiasedness assumption with 95% and 90% confidence, respectively. Joint hypothesis tests for OLS estimations are assumed to have F-distribution

Horizonte de pesquisa: 6 meses a frente

Pesquisa: Infosel

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	2	ε_{t+3}	Constant	Dec 1998 to Jul 2004	8.24 (0.00)	68
OLS	2	ε_{t+3}	Constant	Jan 2001 to Oct 2004	1.44 (0.24)*	43
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+3}	Constant	Dec 1998 to Jul 2004	2.28 (0.13)*	68
GLS with NW - MA(6)	2	ε_{t+3}	Constant	Jan 2001 to Oct 2004	0.41 (0.52)*	43

Horizonte de pesquisa: 3 meses a frente

Pesquisa: Infosel

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	2	ε_{t+3}	Constant	Dec 1998 to Oct 2004	13.04 (0.00)	71
OLS	2	ε_{t+3}	Constant	Jan 2001 to Oct 2004	1.06 (0.31)*	46
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant	Dec 1998 to Oct 2004	5.93 (0.02)	71
GLS with NW - MA(3)	2	ε_{t+3}	Constant	Jan 2001 to Oct 2004	0.51 (0.48)*	46

As pesquisas de expectativas do banco central e da Infosel são estatisticamente iguais, como apresentado na tabela 9; assim, reportam-se aqui os testes para a inflação 12 meses a frente utilizando a pesquisa do Banco do México, enquanto que para horizontes mais curtos, utiliza-se a pesquisa da Infosel. Quando permite-se a presença de correlação serial dos resíduos, as projeções para qualquer horizonte são em geral eficientes no uso dos dados disponíveis sobre hiato do produto, taxas de câmbio, e inflação ao consumidor e ao produtor (ver tabela 10). Entretanto, há fortes evidências de que os analistas mexicanos não conseguiram avaliar corretamente o impacto das taxas de juros (mais especificamente, a taxa do interbancário, a TIIE28, e as CETES28) sobre a inflação. Um primeiro candidato a explicar tal ineficiência seria a ênfase dada ao controle da base monetária, em vez de taxas de juros nominais, uma vez que essa forma de operacionalização da política monetária adiciona um grau extra de incerteza sobre a transmissão da política monetária para a inflação. Entretanto, para conclusões mais precisas, seria necessário conduzir investigação que extrapola o propósito desse artigo.

Tabela 1.9 – Diferença estatística entre as séries da Infosel e do Banco do México

Sample period	Coef.	P-value	N. of obs.	Root MSE
Nov 97 to Feb 05	-0.03591	0.125	88	0.21736
Nov 97 to Dec 00	-0.02789	0.518	38	0.26329
Jan 01 to Feb 05	-0.042	0.1	50	0.17735

A variável dependente é a diferença mensal entre as expectativas para a inflação doze meses a frente coletadas pelo Banco do México e pela Infosel. O regressor é a constante.

Tabela 1.10 - Testes de eficiência nas projeções médias para a inflação

Horizonte de projeção: 12 meses a frente

Pesquisa: Banxico

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value) ^{1/}	N. of Obs.
OLS	3	π_{t+12}	Constant, $E_t\pi_{t+12}$, lags 1 to 3 of output gap	May 1997 to Jan 2004	1.58 (0.18)*	81
OLS	3	π_{t+12}	Constant, $E_t\pi_{t+12}$, lags 1 to 3 of consumer price inflation	May 1997 to Jan 2004	0.61 (0.69)*	81
OLS	3	π_{t+12}	Constant, $E_t\pi_{t+12}$, lags 1 to 3 of producer price inflation	May 1997 to Jan 2004	0.47 (0.80)*	81
OLS	3	π_{t+12}	Constant, $E_t\pi_{t+12}$, lags 1 to 3 of exchange rate variation	May 1997 to Jan 2004	1.92 (0.10)*	81

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value) ^{1/}	N. of Obs.
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	May 1997 to Jan 2004	1.79 (0.14)*	81
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	May 1997 to Dec 2000	3.06 (0.03)**	44
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Jan 2001 to Jan 2004	8.37 (0.00)	37
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	May 1997 to Jan 2004	0.46 (0.77)*	81
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 0 to 2 of exchange rate variation	May 1997 to Jan 2004	2.21 (0.07)*	81
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of producer price inflation	May 1997 to Jan 2004	0.43 (0.79)*	81
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of interbank overnight rate	May 1997 to Jan 2004	214.80 (0.00)	60
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of TIE28	May 1997 to Jan 2004	3.28 (0.01)	81
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of TIE28	May 1997 to Dec 2000	1.90 (0.13)*	44
OLS	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of TIE28	Jan 2001 to Jan 2004	55.70 (0.00)	37
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	May 1997 to Dec 2000	3.12 (0.54)*	44
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Jan 2001 to Jan 2004	8.70 (0.07)*	37
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of interbank overnight rate	May 1997 to Jan 2004	404.70 (0.00)	60
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of TIE28	May 1997 to Jan 2004	4.86 (0.30)*	81
GLS with NW - MA(12)	4	ε_{t+12}	Constant, lags 1 to 3 of TIE28	Jan 2001 to Jan 2004	103.10 (0.00)	37

^{2/} The symbols * and ** indicate that the tests cannot reject the efficiency assumption with 95% and 90% confidence, respectively. Joint hypothesis tests for OLS estimations are assumed to have F-distribution

Horizonte de projeção: 6 meses a frente

Pesquisa: Infosel

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Jan 2001 to Jul 2004	1.77 (0.15)*	43
OLS	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Jan 2001 to Jul 2004	1.47 (0.23)*	43
OLS	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of producer price inflation	Jan 2001 to Jul 2004	0.41 (0.80)*	43
OLS	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of exchange rate variation	Jan 2001 to Jul 2004	0.64 (0.64)*	43
OLS	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of interbank overnight rate	Jan 2001 to Jul 2004	10.75 (0.01)	43
OLS	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of TIE28	Jan 2001 to Jul 2004	11.47 (0.00)	43
OLS	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of CETES28	Jan 2001 to Jul 2004	9.30 (0.00)	43
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Dec 1998 to Jul 2004	6.79 (0.15)*	68
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Dec 1998 to Jul 2004	4.59 (0.33)*	68
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of producer price inflation	Dec 1998 to Jul 2004	6.06 (0.19)*	68
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of exchange rate variation	Dec 1998 to Jul 2004	4.41 (0.35)*	68
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of interbank overnight rate	Dec 1998 to Jul 2004	14.03 (0.01)	68
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of TIE28	Dec 1998 to Jul 2004	8.96 (0.06)*	68
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of interbank overnight rate	Jan 2001 to Jul 2004	23.69 (0.00)	43
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of TIE28	Jan 2001 to Jul 2004	25.80 (0.00)	43
GLS with NW - MA(6)	4	ε_{t+6}	Constant, lags 1 to 3 of CETES28	Jan 2001 to Jul 2004	20.15 (0.00)	43

Horizonte de projeção: 3 meses a frente

Pesquisa: Infosel

Econometric Technique	Model Specification (Eq #)	Dependent Variable	Regressors	Sample Period	χ^2 (P-value)	N. of Obs.
OLS	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of output gap	Jan 2001 to Oct 2004	1.79 (0.15)*	46
OLS	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation	Jan 2001 to Oct 2004	1.00 (0.42)*	46
OLS	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of exchange rate variation	Jan 2001 to Oct 2004	1.18 (0.33)*	46
OLS	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of producer price inflation	Jan 2001 to Oct 2004	0.77 (0.55)*	46
OLS	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of interbank overnight rate	Jan 2001 to Oct 2004	5.98 (0.00)	46
OLS	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of TIIE28	Jan 2001 to Oct 2004	6.10 0.00	46
OLS	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of CETES28	Jan 2001 to Oct 2004	5.57 (0.00)	46
GLS with NW - MA(3)	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of interbank overnight rate	Jan 2001 to Oct 2004	15.63 (0.00)	46
GLS with NW - MA(3)	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of TIIE28	Jan 2001 to Oct 2004	16.26 (0.00)	46
GLS with NW - MA(3)	4	ε_{t+3}	Constant, lags 1 to 3 of CETES28	Jan 2001 to Oct 2004	14.87 (0.00)	46

1.4. A FORMAÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO

Nessa seção, utiliza-se um dos métodos em Beeby, Hall, and Henry (2001) para inferir a regra que os analistas usam para projetar inflação. Foca-se em projeções para a inflação 12 meses a frente (e 24 meses a frente no caso do Chile). Em vez de assumir que se conhece a equação estrutural que governa a formação de expectativas de inflação, faz-se a hipótese menos restritiva de que os analistas podem usar qualquer informação econômica pública para fazer suas projeções.

Para cada país, aplica-se Análise de Componentes Principais (PCA) em um amplo conjunto de variáveis que os analistas potencialmente utilizariam para formar suas expectativas. Selecionam-se os autovetores associados aos componentes que explicam cumulativamente até 85% da variância das séries. Selecionam-se então as séries temporais mais associadas a cada um dos componentes previamente selecionados.

As séries selecionadas são incluídas no restrito conjunto de regressores que será utilizado nas regressões (*stepwise regressions*). O critério de inclusão de uma série na regressão é de que o *p-value* dela na regressão seja inferior a 0.15, e, para exclusão, de que o *p-value* dela seja maior ou igual a 0.20. O conjunto inicial de partida para as regressões foi a constante (*forward stepwise regressions*).

Uma vez feitas as regressões, testa-se para a presença de heteroscedasticidade e autocorrelação nos resíduos das regressões como forma de checar o ajustamento (*fit*) e a robustez das equações obtidas. As tabelas 1.11 a 1.14 mostram os resultados das regressões (*forward stepwise*) sem heteroscedasticidade ou autocorrelação.

No Brasil, Chile e México, as metas para a inflação não são para período de 12 meses a frente. As metas usadas nas regressões são assim uma aproximação da meta para o mesmo período para o qual as expectativas de inflação foram formadas. No caso brasileiro, esse procedimento é bastante justificável, uma vez que, desde 2001, o banco central vem tentando mudar o foco dos analistas e da sociedade para a inflação 12 meses a frente em vez da inflação acumulada ao fim de cada ano calendário. As metas para a inflação são determinadas com dois anos de antecedência, e referem-se à inflação anual ao fim de cada ano, assim os analistas podem facilmente aproximar a trajetória da meta para 12 meses a frente. De fato, esse é o procedimento que o banco central vem adotando em seus relatórios de inflação.

No caso chileno, as metas para a inflação são fixadas para um período de mais longo prazo, em torno de 2 anos. No período analisado nesse estudo, elas estavam fixadas em 3%. É razoável assumir que a meta oficial funciona como sinal para onde a inflação está caminhando em horizontes mais curtos. Entretanto, não se espera que as metas de longo prazo no Chile funcionem como âncora perfeita para expectativas de inflação de curto prazo. Se os choques mudarem o caminho viável da inflação, a política monetária só poderá contrapor os efeitos de segunda ordem após 1 ano, já que o *lag* de política monetária no Chile é de um a dois anos. Dado o choque significativo sobre a inflação ocorrido no período analisado nesse estudo, esperar-se-ia obter evidências de que outras variáveis econômicas, além das *proxies* para as metas para a inflação, afetassem a formação das expectativas de inflação. De fato, as regressões (*stepwise*) reproduziram esse resultado (tabela 1.11). Níveis passados de projeções de inflação têm papel importante na formação de expectativas. As metas de inflação aproximadas são significativas, mas não têm papel tão importante quanto os *lags* das projeções¹¹.

Entretanto, para horizontes de projeção mais longos (24 meses a frente), conclui-se que a credibilidade nas metas para a inflação é alta no Chile. Erros de projeção passados não exercem nenhuma influência na determinação das expectativas de inflação, e, em grau bem reduzido, variáveis defasadas ajudam a explicar as expectativas de longo prazo. Isso deve-se provavelmente à parcela de 8,3% de preços regulados, que são *backward-looking*, na cesta do índice. O relatório de inflação de setembro de 2004 também identifica, no índice de preços ao consumidor (IPC), o item “serviços” como sendo *backward-looking*. A fração de serviços na cesta do IPC é de cerca de 30%.

¹¹ Tentou-se incluir no conjunto de regressores uma variável para os erros de projeção de horizontes mais de curto prazo. Apesar de estatisticamente significantes, esses erros de projeção não foram suficientes para corrigir a forte estrutura de autocorrelação dos erros.

Tabela 1.11 – A regra de formação de projeções de inflação pesquisadas pela Universidade do Chile

Horizonte de projeção: 12 meses a frente
 Período da amostra: Janeiro 2001 a fevereiro de 2005

$E_{t \pi_{t+11}}$	Coef.	Std. Err.	t	P-value	[95% Conf. Interval]	
Constant	0.42	0.16	2.57	0.02	0.09	0.75
$E_{t \pi_{t+11}}(-1)$	0.85	0.06	14.98	0.00	0.73	0.97
Output gap (-1)	0.11	0.04	2.41	0.02	0.02	0.20
Exchange rate change (-1)	0.03	0.01	3.16	0.00	0.01	0.04

Source	SS	df	MS
Model	4.423157	3	1.474386
Residual	0.684593	36	0.019016
Total	5.10775	39	0.130968

N. Obs.	40
F(3, 36)	77.53
Prob > F	0.00
R2	0.866
Adj R2	0.8548
Root MSE	0.1379

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	F	df	Prob > F
1	0.641	(1, 35)	0.4289

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags(p)	chi2	df	Prob> chi2
1	3.409	1	0.0649

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH (p) disturbance

Set of regressors considered in the stepwise regression:

$E_{t|\pi_{t+11}}(-1)$, lags 1 to 3 of consumer price inflation, lags 2 to 3 of seasonally adjusted change in M1, lags 1 to 3 of change in copper prices, lags 1 to 3 of output gap, lags 1 to 3 of change in trade balance, lags 1 to 3 of change in exchange rate, lags 1 to 3 of change in foreign inflation, lags 1 to 3 of monetary policy interest rates, lags 1 to 3 of wholesale price inflation, constant

Horizonte de projeção: 24 meses a frente

Período da amostra: Janeiro de 2001 a fevereiro de 2005

$E_{t \pi_{t+23}}$	Coef.	Std. Err.	t	P-value	[95% Conf. Interval]	
Constant	2.87	0.03	103.54	0.00	2.81	2.92
Interbank interest rate (-3)	-0.20	0.04	-5.02	0.00	-0.28	-0.12
Interbank interest rate (-2)	0.18	0.07	2.47	0.02	0.03	0.33
Interbank interest rate (-1)	0.07	0.05	1.60	0.12	-0.02	0.17
Consumer price inflation (-2)	0.05	0.02	2.21	0.04	0.00	0.10
Output gap (-1)	0.03	0.02	1.73	0.09	-0.01	0.07
Exchange rate change (-1)	0.01	0.00	3.53	0.00	0.01	0.02
Foreign inflation (-3)	-0.01	0.01	-1.54	0.13	-0.03	0.00

Source	SS	df	MS
Model	0.593537	7	0.084791
Residual	0.095243	33	0.002886
Total	0.688781	40	0.01722

N. Obs.	41
F(7, 33)	29.38
Prob > F	0.00
R2	0.8617
Adj R2	0.8324
Root MSE	0.05372

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	F	df	Prob > F
1	0.014	(1, 32)	0.9062

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags(p)	chi2	df	Prob> chi2
1	0.269	1	0.6039

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH (p) disturbance

Set of regressors considered in the stepwise regression:

$E_{t|\pi_{t+23}}(-1)$, lags 1 to 3 of consumer price inflation, lags 2 to 3 of seasonally adjusted change in M1, lags 1 to 3 of change in copper prices, lags 1 to 3 of output gap, lags 1 to 3 of change in trade balance, lags 1 to 3 of change in exchange rate, lags 1 to 3 of change in foreign inflation, lags 1 to 3 of monetary policy interest rates, lags 1 to 3 of wholesale price inflation, constant

Na formação das expectativas de inflação no México há evidências da presença de comportamento adaptativo (ver tabela 1.12). As regressões (*stepwise*) realizadas nas séries após janeiro de 2001 sugerem que condições passadas de oferta e demanda, bem como erros de projeção, têm sido importantes para a formação de projeções de inflação. A presença significativa de variáveis de demanda sugere que os agentes olham para outras variáveis que não a *proxy* para a meta de inflação quando vão estimar a inflação futura.

Tabela 1.12 – A regra de formação das projeções de inflação pesquisadas pelo Banco do México após janeiro de 2001

Horizonte de projeção: 12 meses a frente
 Período da amostra: janeiro de 2001 a fevereiro de 2005

$E_{t \pi_{t+12}}$	Coef.	Std. Err.	t	P-value	[95% Conf. Interval]	
Constant	-1.23	0.35	-3.56	0.00	-1.93	-0.53
Upper inflation target band for 12-months ahead	1.14	0.12	9.84	0.00	0.91	1.38
Inflation of administered prices (-3)	-0.10	0.03	-3.79	0.00	-0.15	-0.04
Output gap (-1)	-0.09	0.04	-2.09	0.04	-0.17	0.00
Forecast error for 6-month ahead inflation (-7)	-0.08	0.03	-2.95	0.01	-0.14	-0.03
Cetes28 interest rate (-2)	0.07	0.03	2.02	0.05	0.00	0.14
Cetes28 interest rate (-3)	0.04	0.03	1.73	0.09	-0.01	0.10
Exchange rate change (FIX) (-1)	0.04	0.01	3.06	0.00	0.01	0.06
Exchange rate change (FIX) (-3)	-0.02	0.01	-1.58	0.12	-0.04	0.01
M1 (-2)	0.02	0.01	3.27	0.00	0.01	0.03
Trade balance (-1)	0.00	0.00	-2.72	0.01	0.00	0.00

Source	SS	df	MS
Model	56.63751	10	5.663751
Residual	0.733091	38	0.019292
Total	57.3706	48	1.195221

N. obs	49
F(10, 38)	293.58
Prob > F	0
R2	0.9872
Adj R2	0.9839
Root MSE	0.1389

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	F	df	Prob > F
1	4.217 (1, 37)		0.0471

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags(p)	chi2	df	Prob> chi2
1	0.015	1	0.9038

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH (p) disturbance

Set of regressors considered in the stepwise regression:

Lag 7 of forecast error for inflation 6-months ahead inflation, upper target band for inflation 12-months ahead, lags 1 to 3 of consumer price inflation, lags 2 to 3 of seasonally adjusted change in M1, lags 1 to 3 of administered price inflation, lags 1 to 3 of output gap, lag 1 t of change in trade balance, lags 1 to 3 of change in exchange rate, lags 1 to 3 of change in foreign inflation, lags 1 to 3 of cetes28 interest rates, lag 3 of Brent oil price inflation, constant lags 1 to 3 of producer price inflation

A figura 1.5 sugere que as projeções de inflação têm estado bem ancoradas desde janeiro de 2002. De fato, as regressões (*stepwise*) nessa subamostra indicam que a constante está estatisticamente próxima do centro da meta, e variáveis de oferta e demanda que não a taxa de juros perderam muito do seu poder de afetar a formação das projeções de inflação (ver tabela 1.13). Entretanto, o forte efeito das taxas de juros sobre as projeções de inflação sugere que há ainda espaço para aprimoramento na credibilidade das metas para a inflação.

Tabela 1.13 – A regra de formação das projeções de inflação pesquisadas pelo Banco do México após dezembro de 2002

Horizonte de projeção: 12 meses a frente
Período da amostra: dezembro de 2002 a fevereiro de 2005

$E_{t \pi_{t+12}}$	Coef.	Std. Err.	t	P-value	[95% Conf. Interval]	
Constant	3.09	0.07	42.08	0.00	2.93	3.24
Cetes28 interest rate (-3)	0.15	0.01	14.03	0.00	0.13	0.17
Output gap (-1)	0.09	0.02	4.23	0.00	0.05	0.14
Forecast error for 6-month ahead inflation (-7)	0.04	0.02	1.63	0.12	-0.01	0.08
Inflation of administered prices (-1)	0.03	0.01	2.84	0.01	0.01	0.06
Exchange rate change (Fix) (-1)	0.02	0.01	4.20	0.00	0.01	0.04
Exchange rate change (Fix) (-2)	0.02	0.01	3.14	0.01	0.01	0.03
Exchange rate change (Fix) (-3)	0.01	0.01	1.90	0.08	0.00	0.02
Inflation of external prices (-3)	0.00	0.00	-2.21	0.04	0.00	0.00
Inflation of external prices (-1)	0.00	0.00	3.08	0.01	0.00	0.00

Source	SS	df	MS
Model	0.789134	9	0.087682
Residual	0.045978	16	0.002874
Total	0.835112	25	0.033404

N. of Obs.	26
F(9, 16)	30.51
Prob > F	0.00
R2	0.94
Adj R2	0.91
Root MSE	0.05

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags (p)	F	df	Prob > F
1	0.146	(1, 15)	0.7075

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)			
lags(p)	chi2	df	Prob> chi2
1	1.852	1	0.1736

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH (p) disturbance

Set of regressors considered in the stepwise regression:

Lag 7 of forecast error for inflation 6-months ahead inflation, constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation, lags 2 to 3 of seasonally adjusted change in M1, lags 1 to 3 of administered price inflation, lags 1 to 3 of output gap, lag 1 t of change in trade balance, lags 1 to 3 of change in exchange rate, lags 1 to 3 of change in foreign inflation, lags 1 to 3 of cetes28 interest rates, lag 3 of Brent oil price inflation, lags 1 to 3 of producer price inflation

As expectativas no Brasil apresentaram comportamento distinto entre os países selecionados para o estudo. Para o período anterior aos choques que afetaram a economia em 2002, os coeficientes estimados para as bandas das metas eram significantes e próximos de um, o que implica elevado grau de credibilidade (ver tabela 1.14). Entretanto, condições de oferta e demanda passadas, e condições inerciais, também influenciaram as expectativas de inflação. Os sinais (positivos) obtidos para as defasagens das taxas de juros sugerem uma relação não linear entre inflação 12 meses a frente e defasagens nas taxas de juros. A constante só é eliminada das regressões ao incorporar-se a variação na taxa de juros (Selic), em vez de seu nível, para explicar o nível das expectativas de inflação. Nesse contexto pouco tradicional, as metas para a inflação ganham maior importância para explicar as expectativas de inflação.

Tabela 1.14 – A regra de formação das projeções de inflação pesquisadas pelo Banco Central do Brasil¹

Horizonte de projeção: 12 meses a frente
Período da amostra: junho de 1999 a junho de 2002

$E_t\pi_{t+12}$	Coef.	Std. Err.	t	P-value	[95% Conf. Interval]	
Constant	-1.71	0.42	-4.07	0.00	-2.58	-0.84
Center of CMN's target (proxy for 12-months ahead)	0.86	0.05	16.98	0.00	0.75	0.96
Interest rate (Selic) (-2)	0.75	0.07	10.23	0.00	0.60	0.91
Interest rate (Selic) (-3)	-0.59	0.07	-8.00	0.00	-0.74	-0.44
Forecast error for 3-month ahead inflation (-4)	-0.25	0.06	-4.07	0.00	-0.37	-0.12
Wholesale price inflation (-1)	0.10	0.07	1.53	0.14	-0.03	0.24
USA producer price inflation (-1)	-0.10	0.03	-2.84	0.01	-0.17	-0.03
M1 (-1)	-0.01	0.01	-2.24	0.03	-0.03	0.00

Source	SS	df	MS
Model	22.04376	7	3.149108
Residual	0.80028	25	0.032011
Total	22.84404	32	0.713876

N. of obs.	33
F(7, 25)	98.38
Prob > F	0.00
R2	0.97
Adj R2	0.96
Root MSE	0.18

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags (p)	F	df	Prob > F
1	0.116	(1, 24)	0.7367

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)			
lags(p)	chi2	df	Prob> chi2
1	1.505	1	0.2199

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH (p) disturbance

Set of regressors considered in the stepwise regression:

Lag 4 of forecast error for inflation 3-months ahead, center of target band for inflation 12-months ahead, constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation, lag 1 of seasonally adjusted change in M1, lags 1 to 3 of Selic interest rates, lags 1 to 3 of output gap, lag 1 of net public sector debt over GDP, lags 1 to 3 of wholesale price inflation, lag 1 of change in exchange rate, lags 1 to 3 of US CPI and PPI inflation, lags 1 to 3 of wholesale price inflation

Horizonte de projeção: 12 meses a frente
 Período amostral: outubro de 2002 a janeiro de 2005

Alternativa 1: Erros de projeção no conjunto possível de regressores

$E_{t\pi_{t+12}}$	Coef.	Std. Err.	t	P-value	[95% Conf. Interval]	
Constant	1.81	0.54	3.32	0.00	0.68	2.94
US CPI (-1)	-0.93	0.31	-2.97	0.01	-1.58	-0.28
Selic interest rate (-2)	-0.59	0.11	-5.14	0.00	-0.83	-0.35
Selic interest rate (-1)	0.82	0.11	7.41	0.00	0.59	1.04
Wholesale price inflation (-1)	0.77	0.09	8.83	0.00	0.59	0.96
Exchange rate change (-1)	0.02	0.01	1.64	0.12	-0.01	0.05

Source	SS	df	MS
Model	86.20964	5	17.24193
Residual	4.74947	21	0.226165
Total	90.95911	26	3.498427

N. of obs.	27
F(5, 21)	76.24
Prob > F	0.00
R2	0.95
Adj R2	0.94
Root MSE	0.48

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	F	df	Prob > F
1	0.305 (1, 20)		0.5868

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags(p)	chi2	df	Prob> chi2
1	0.916	1	0.3385

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH (p) disturbance

Set of regressors considered in the stepwise regression:

Lag 4 of forecast error for inflation 3-months ahead, center of target band for inflation 12-months ahead, constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation, lag 1 of seasonally adjusted change in M1, lags 1 to 3 of Selic interest rates, lags 1 to 3 of output gap, lag 1 of net public sector debt over GDP, lags 1 to 3 of wholesale price inflation, lag 1 of change in exchange rate, lags 1 to 3 of US CPI and PPI inflation, lags 1 to 3 of wholesale price inflation

Alternativa 2: Defasagens do nível de projeções de inflação no conjunto de possíveis regressores

$E_{t\pi_{t+12}}$	Coef.	Std. Err.	t	P-value	[95% Conf. Interval]	
Consumer price inflation (-1)	-1.35	0.34	-3.99	0.00	-2.05	-0.64
Consumer price inflation (-2)	-0.51	0.20	-2.51	0.02	-0.93	-0.08
Consumer price inflation (-3)	0.68	0.18	3.89	0.00	0.31	1.05
Wholesale price inflation (-1)	0.99	0.11	8.84	0.00	0.76	1.22
$E_{t\pi_{t+12}}(-1)$	0.94	0.09	10.38	0.00	0.75	1.13
US PPI (-1)	-0.24	0.08	-3.10	0.01	-0.41	-0.08
Constant	0.24	0.47	0.51	0.61	-0.74	1.22
Exchange rate change (-1)	0.02	0.01	1.87	0.08	0.00	0.04

Source	SS	df	MS
Model	88.37284	7	12.62469
Residual	2.586278	19	0.13612
Total	90.95911	26	3.498427

N. of obs.	27
F(7, 19)	92.75
Prob > F	0.00
R2	0.97
Adj R2	0.96
Root MSE	0.37

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	F	df	Prob > F
1	1.194 (1, 18)		0.289

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags(p)	chi2	df	Prob> chi2
1	0.007	1	0.9347

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH (p) disturbance

Set of regressors considered in the stepwise regression:

$E_{t\pi_{t+12}}(-1)$, center of target band for inflation 12-months ahead, constant, lags 1 to 3 of consumer price inflation, lag 1 of seasonally adjusted change in M1, lags 1 to 3 of Selic interest rates, lags 1 to 3 of output gap, lag 1 of net public sector debt over GDP, lags 1 to 3 of wholesale price inflation, lag 1 of change in exchange rate, lags 1 to 3 of US CPI and PPI inflation, lags 1 to 3 of wholesale price inflation

Um importante comportamento adaptativo surge na amostra após novembro de 2002, o que exclui uma possível quebra estrutural na série de projeções de inflação. Nesse sub-período, não há evidências de que as metas para a inflação tiveram qualquer papel na formação de projeções de inflação. De fato, duas especificações concorrentes sugerem que as condições de oferta passadas, juntamente com o nível passado de expectativas de inflação ou com condições passadas de demanda determinaram as expectativas de inflação. Qualquer desses cenários tem importantes implicações para a credibilidade nas metas para a inflação no Brasil¹².

Em outubro de 2002, o Banco Central do Brasil interrompeu a trajetória estável das taxas de juros, elevando a meta a para taxa Selic de 18% a.a. para 21% a.a.. Elevações subsequentes ocorreram em fevereiro de 2003, quando o banco central aumentou a meta para a Selic para 26,5% ao ano. A meta para a taxa manteve-se nesse nível até junho de 2003, quando as expectativas de

¹² A utilização de metas não oficiais anunciadas pelo banco central gera resultados similares.

inflação finalmente se alinharam às bandas da meta. Como resultado dessa política restritiva, o produto real cresceu 1,92% em 2002 e 0,54% em 2003. O cenário internacional que pressionou a taxa de câmbio brasileira em 2002 foi comum ao Chile e ao México, assim o forte desalinhamento das expectativas de inflação foi causado por fontes internas ao país¹³.

Em contraste ao Chile e México, o Banco Central do Brasil não possui autonomia legal, e as eleições presidenciais geram incerteza sobre a condução futura da política monetária. Modelos teóricos de economia da informação mostram que esse tipo de incerteza pressiona as expectativas de inflação para acima do que seria desejável para um banco central que dá prioridade à estabilização da inflação em níveis baixos.¹⁴

No segundo capítulo desta tese, é apresentado um modelo de política monetária com incerteza sobre o tipo do banqueiro central, em um contexto onde as metas para a inflação são definidas por um ente externo ao banco central, como é o caso do Brasil. Mostra-se que, na ausência de um mecanismo que garanta a convergência das crenças em relação ao comportamento futuro do banqueiro central, surgem importantes implicações. O modelo teórico explicita o papel da “estabilidade social” para o tipo de equilíbrio obtido. Em uma sociedade estável, o modelo prevê baixo custo recessivo quando banqueiros centrais fortes desejam sinalizar seu tipo. Em países instáveis, que exibem alta rotatividade de partidos políticos no poder, haverá maior heterogeneidade entre os tipos de banqueiros centrais. Essa heterogeneidade induz um equilíbrio em que os banqueiros centrais fortes precisam impor altos custos recessivos para a sociedade de forma a sinalizar seu tipo.

Dentro de um ambiente institucional frágil, a perspectiva de uma mudança nos partidos políticos pode gerar uma atualização indesejável das crenças da sociedade sobre o tipo do próximo banqueiro central. Como o modelo mostra, se a sociedade atribui maior probabilidade de que o próximo banco central é fraco, a economia sofrerá importantes custos recessivos.

Autonomia do banco central por si só não reduz a heterogeneidade entre os tipos de banqueiros centrais. Entretanto, se o desenho institucional for apropriado, ele pode reduzir a incerteza sobre a escolha de política monetária e assim reduzir os custos recessivos impostos ao banco central do tipo forte.

Outra importante implicação do modelo é que os analistas reconhecem que o banco central tipicamente não atingirá o centro da meta para a inflação, mesmo que o banqueiro central atribua grande importância relativa à variação do produto em torno das metas. Mas se o centro da meta em geral não é alcançado, o modelo consegue sugerir porque o governo fixa uma meta para a inflação? O modelo mostra que a meta afeta diretamente a escolha ótima de inflação e, como tal, sinaliza a trajetória futura de inflação para a sociedade.

Se a autoridade que fixa as metas quer, por exemplo, reduzir a inflação de equilíbrio, ela deve agir estrategicamente fixando uma meta baixa. Visto que o custo político está usualmente associado

¹³ Outros fatores podem também explicar o desalinhamento das expectativas de inflação no Brasil. Apesar de diversos anos de bons resultados fiscais, a dívida do setor público ainda é significativamente mais alta que a do Chile ou do México. A dívida bruta do governo brasileiro subiu de 42% do PIB em 1998 para 72% do PIB em 2005, enquanto a dívida líquida do setor público aumentou de 42% do PIB em 1991 para 50% do PIB em 2005. Isso também é evidência de que a credibilidade na política monetária no Brasil é afetada por fatores externos à política monetária em si. A independência do banco central poderia ajudar a reduzir esse contágio.

¹⁴ Ver, por exemplo, Vickers (1986); Cukierman and Liviatan (1991).

a não atingir as metas, a autoridade deve tentar reduzir esse custo definindo uma banda para a meta em torno do centro. Adicionalmente, se o custo político associado com a falha em se atingir as metas é suficientemente alto ou se a credibilidade do banco central é baixo *ex-ante*, pode ser ótimo para a autoridade escolher uma banda mais larga, como parece ter sido o caso no Brasil em junho de 2002. No entanto, esse alargamento da banda poderia vir com alguma perda de credibilidade devido à perda de acuracidade da política monetária.

1.5. CONCLUSÃO

Esse artigo identificou a regra de formação das expectativas no Brasil, Chile e México, e testou a hipótese de racionalidade das projeções de mercado.

Há fortes evidências indicando que em todos os países investigados, a mediana das projeções de inflação são viesada para horizontes de curto e médio prazos (mais precisamente, três, seis e doze meses a frente). No Chile, as projeções medianas para a inflação 12 meses a frente são também eficientes no uso de informações econômicas relevantes. No Brasil e México, as projeções de inflação falharam em pelo menos um dos testes de eficiência.

A mediana das projeções de inflação no Brasil é eficiente no uso de informação disponível sobre a inflação ao consumidor e taxas de juros. Para horizontes de mais curto prazo, entretanto, os analistas não têm feito uso apropriado da informação sobre a taxa de câmbio e a inflação no atacado. Isso pode estar associado ao fato de que a política monetária busca combater apenas os efeitos secundários dos choques, o que pode aumentar a incerteza sobre a trajetória futura da inflação no curto prazo. A mediana das projeções para a inflação doze meses a frente não é eficiente no uso de informação sobre o hiato do produto. O Brasil foi o único país a fornecer dados desagregados sobre as projeções de inflação. Estimativas em dados de painel rejeitam a eficiência nas projeções de inflação. Visto que a pesquisa cobre apenas projeções de analistas profissionais, é plausível que as pessoas realmente não tenham chegado a um consenso sobre a natureza da dinâmica inflacionária brasileira, e isso, por si só, pode ter importantes implicações para a política monetária.

Os analistas no México têm utilizado de forma apropriada as informações sobre as condições de oferta e demanda, apesar de que poderiam ter feito melhor uso das informações disponíveis sobre taxas de juros. Isso sugere que os analistas no México têm dificuldade particular em entender o modelo que governa a relação entre inflação e taxas de juros. Dentre os três países investigados nesse estudo, o México é o único a usar a base monetária, em vez da taxa de juros, como instrumento operacional.

O artigo também estima a regra de formação das expectativas em cada um desses países. Primeiramente, realizou-se Análise de Componentes Principais em um conjunto amplo de regressores potenciais para eliminar as variáveis que eram mais correlacionadas entre si. A seguir, conduziram-se regressões (*stepwise*) no subconjunto resultante de regressores.

Em todos os países investigados, as projeções de inflação para um horizonte de 12 meses a frente mostraram algum comportamento adaptativo. Isso é esperado nos casos particulares do Chile e México, devido ao longo *lag* de transmissão da política monetária. No Brasil, o *lag* foi estimado em

aproximadamente 3 trimestres, assim, metas de inflação críveis poderiam perfeitamente ancorar as projeções de inflação no horizonte investigado.

Como resultado de choques mais fortes sobre a taxa de câmbio em 2002, as metas para a inflação no Brasil perderam muito de seu poder de ancorar as expectativas de inflação nos últimos trimestres de 2002 e primeiros trimestres de 2003. As expectativas de inflação exibiram extremo comportamento autoregressivo nesse período. O fato do Chile e o México terem sofrido as mesmas pressões advindas do ambiente internacional reforça a importância de fatores domésticos para o desalinhamento das expectativas no Brasil. Como os mercados vislumbraram importante mudança no poder político do país, incertezas a respeito da condução futura da política monetária contribuíram para que os choques externos contaminassem a taxa de câmbio. Após forte ruptura na regra de formação das expectativas de inflação, levou-se um ano para que as projeções voltassem para o intervalo das bandas da meta.

No próximo artigo, mostra-se que a convergência das crenças a respeito do tipo do banco central tem importantes implicações para a política monetária. Sob hipóteses razoáveis a respeito do peso que a sociedade atribui para o futuro, sociedades mais heterogêneas precisam perseguir políticas monetárias mais restritivas para construir credibilidade. Em sociedades mais homogêneas, a presença de viés inflacionário não exige política tão restritiva. Países em desenvolvimento tendem a ser mais heterogêneos nas crenças individuais sobre a melhor combinação de políticas econômicas. Assim, o modelo explica porque os bancos centrais fortes nesses países precisam adotar políticas monetárias mais restritivas para manter a credibilidade, como parece ter sido o caso na história recente do Brasil. Portanto, um mecanismo que garanta a convergência das crenças a respeito do comportamento futuro do banco central poderia ser uma alternativa menos custosa à restritividade dessas políticas.

1.6. REFERÊNCIAS

- Beeby, M., Hall, S., e Henry, S.** (2001). 'Rational Expectations and Near Rational Alternatives: How Best to Form Expectations', *Working Paper of the European Central Bank* **86**.
- Cukierman, A. e Liviatan, N.** (1991). 'Optimal Accommodation by Strong Policymakers Under Incomplete Information', *Journal of Monetary Economics* **27**, 99-127
- Davies, A. e Lahiri, K.** (1999). 'Reexamining the rational expectations hypothesis using panel data on multiperiod forecasts'. In: Hsiao, C. et. al. (Eds), *Analysis of Panels and Limited Dependent Variable Models*. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 226-254
- Evans, G., e Honkapohja, S.** (2001). 'Learning and Expectations in Macroeconomics', *Princeton University Press*.
- Evans, G., e Honkapohja, S.** (2002). 'Monetary Policy, Expectations and Commitment', *Working Paper of the European Central Bank* **124**.
- Fildes, R. e Stekler, H.** (2002). 'The State of Macroeconomic Forecasting', *Journal of Macroeconomics* **24**, 435-68
- Fraga, A., Goldfajn, I., e Minella, A.** (2003). 'Inflation Targeting in Emerging Market Economies', *Working Paper of the Central Bank of Brazil* **76**.

- Granger, C., e Newbold, P.** (1986). *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press 2 ed.
- IMF (International Monetary Fund).** (1986). 'Mexico: 2001 Article IV Consultation – Staff Report, Staff Statement, Public Information Notice on the Executive Board Discussion, and Statement by the Executive Director for Mexico.' *Country Report 01/190*.
2 ed.
- IMF (International Monetary Fund).** (2004). 'Chile: Selected Issues.' *Country Report 04/292*.
- Keane, M. e Runkle, D.** (1990). 'Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data', *The American Economic Review* **80**, 714-35.
- Levin, A., Wieland, V., e Williams, J.** (2003). 'The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty', *American Economic Review* **93 (3)**, 622-45.
- Marimon, R., e Sunder, S.** (1993). 'Indeterminacy of Equilibria in a Hyperinflationary World: Experimental Evidence', *Econometrica* **61 (5)**, 1073-107.
- Marques, A., Fachada, J., e Cavalcanti, D.** (2003). 'Sistema Banco Central de Expectativas do Mercado', *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil* **36**.
- Muth, J.** (1961). 'Rational Expectations and the Theory of Price Movements', *Econometrica* **29**, 315-35.
- Orphanides, A. e Williams, J.** (2002). 'Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy', *mimeo Federal Reserve Bank*.
- Söderlind, P., e Svensson, L.** (1997). 'New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments', *Journal of Monetary Economics* **40**, 383-429.
- Tabak, B., e Andrade, S.** (2001). 'Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates', *Working Paper of the Central Bank of Brazil* **30**.
- Torres García, A.** (2002). 'Un análisis de las tasas de interés en México a través de la metodología de reglas monetarias.', *Working Paper of the Bank of Mexico* **11**.
- Vickers, J.** (1986). 'Signaling in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information', *Oxford Economic Papers* **38**, 443-55.
- Woodford, M.E.** (2003). *Interest and Prices*, Princeton: Princeton University Press
- Zarnowitz, V.** (1985). 'Rational Expectations and Macroeconomic Forecasts', *Journal of Business Statistics* **3**, 293-311.

2. HETEROGENEIDADE DOS BANQUEIROS CENTRAIS E PRESSÃO INFLACIONÁRIA

2.1 RESUMO

Esse artigo investiga o papel do grau de heterogeneidade das preferências por inflação-hiato do produto do banqueiro central. Constrói-se um modelo de teoria de jogos de política monetária com teoria de jogos onde as metas para a inflação não são definidas pela autoridade monetária e, com incerteza sobre as preferências do banqueiro central. Sob hipóteses razoáveis, o modelo mostra que a política monetária precisa ser mais recessiva em países com maior dispersão na distribuição das preferências dos banqueiros centrais para convencer a sociedade do comprometimento do banqueiro central em controlar inflação. O modelo também mostra que as metas para a inflação têm papel relevante para ancorar expectativas mesmo quando o banqueiro central atribui grande valor a expansões do produto acima do potencial.

2.2. INTRODUÇÃO

Desde março de 1990, quando a Nova Zelândia tornou-se o primeiro país a formalmente adotar um regime de metas para a inflação, outros 24 países passaram a adotar essa abordagem de política monetária.¹⁵ Conquistando países altamente industrializados como o Reino Unido e Suécia, economias em transição como Polônia e Hungria, e países em desenvolvimento como Brasil e Tailândia, a expansão do regime de metas para a inflação tem sido marcante.

Uma característica fundamental desse regime monetário é que as metas para a inflação são anunciadas com antecedência para a sociedade com o propósito de ancorar as expectativas de inflação. O sucesso do regime depende fortemente da credibilidade na habilidade e na intenção do banco central de controlar a inflação, atingindo as metas propostas.

Tem sido padrão na literatura de teoria dos jogos assumir que as metas para a inflação são definidas pela autoridade monetária. Entretanto, ao se analisar as instituições monetárias em países com metas para a inflação, pode-se facilmente verificar que na maior parte dos casos o banco central não tem autonomia para definir as metas. De fato, conforme tabela 2 de Mishkin e Schmidt-Hebbel (2001), somente 5, dentre 19 países investigados com metas para a inflação, permitem a seus bancos centrais escolher independentemente as metas.¹⁶ No Reino Unido, por exemplo, a meta é definida pelo ministro do gabinete britânico (*Chancellor of the Exchequer*), que se assemelha, em

¹⁵ Até 2003, quando a Turquia adotou o regime de metas para a inflação. Os países que adotaram metas para a inflação e seu respectivo ano de adoção foram: Austrália (1994), Brasil (1999), Canadá (1991), Chile (1990), Colômbia (1999), República Tcheca (1998), Finlândia (1993), Hungria (2002), Islândia (2001), Indonésia (2000), Israel (1992), Coreia (1998), México (1999), Nova Zelândia (1990), Noruega (2001), Peru (1994), Filipinas (2002), Polônia (1999), África do Sul (2000), Espanha (1994), Suécia (1993), Suíça (2000), Tailândia (2000), Turquia (2003) e Reino Unido (1992). Ver Hayashi (2003) e Kahn e Klara (1998).

¹⁶ Tal estudo aponta a Polônia como um país em que o banco central define a meta de inflação de forma independente. Horská (2001), entretanto, aponta que formalmente ele não está autorizado a fazê-lo. Além disso, o estudo aponta 6 em vez de 5 países com maior autonomia para o banco central. Dos 25 países listados no primeiro rodapé desse capítulo, somente 7 permitem que seus bancos centrais fixem as metas para a inflação de forma independente.

outros países, à figura do ministro da fazenda. Na Polônia, a meta é definida pelo Conselho Monetário Nacional, que consiste do presidente do Banco Central da Polônia e nove outros membros designados em igual número pelo presidente da República, pelo Sejm e pelo Senado. No Brasil, a meta para a inflação é definida também pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), composto pelo Ministro da Fazenda, pelo Ministro do Planejamento e Orçamento, e pelo presidente do Banco Central do Brasil.

Em alguns países onde as metas para a inflação são definidas por ente externo ao banco central, a autoridade monetária parece ter exercido influência mais substancial para a decisão da meta. Entretanto, há evidências de que os outros membros participantes do processo decisório das metas têm papel relevante, especialmente em momentos de turbulência política. No caso particular do Brasil, em junho de 2007 o Ministro da Fazenda tomou a liderança do processo de decisão da meta para a inflação para o ano de 2009, com anúncios posteriores pelo presidente do banco central de que iria perseguir uma meta diferente. A divergência entre os dois participantes do CMN teve impacto negativo sobre as expectativas de inflação.

A mera existência de um arcabouço institucional que estimula o entendimento mútuo entre membros com propósitos potencialmente conflitantes dentro do governo implica que a hipótese tradicional em modelos de política monetária de que o banco central decide unilateralmente suas metas para a inflação pode ignorar dinâmicas importantes. De forma a compreender melhor o equilíbrio monetário quando o banco central não fixa as metas para a inflação, esse artigo apresenta uma extensão do modelo de Vickers (1986) e Cukierman e Liviatan (1991) ao introduzir metas de inflação determinadas exogenamente e não impor que nenhum banqueiro central atinja exatamente a meta. Essas hipóteses permitem que se vislumbre a importância das metas e da credibilidade para a formação das expectativas de inflação quando a sociedade possui informação imperfeita sobre as características do banqueiro central.

O resultado mais importante do modelo é que, sob hipóteses razoáveis sobre o fator de desconto ($\delta \geq 1/2$), uma maior dispersão nas preferências dos banqueiros centrais faz com que o banqueiro central do tipo forte seja mais agressivo ao escolher a inflação a ser de fato atingida para sinalizar seu tipo para a sociedade. Em outras palavras, em países onde diferentes tipos de banqueiros centrais têm preferências distintas de política monetária, políticas desinflacionárias serão mais recessivas. Em países que tendem a ser mais heterogêneos e extremistas, como costuma ser o caso de países em desenvolvimento, o modelo explica porque os bancos centrais mais comprometidos com controle inflacionário precisam engendrar políticas tão recessivas para manter a credibilidade, como parece ter sido o caso na história brasileira recente.

O modelo também mostra que as metas exógenas para a inflação têm um papel relevante para ancorar expectativas mesmo quando o banqueiro central tem maior preferência por expansão do produto. As expectativas serão tipicamente maiores que o centro da banda, mas o intervalo superior poderá ter papel importante para construir credibilidade.

O papel das expectativas de inflação nas variações de curto prazo do produto tem sido bastante estudado desde o trabalho seminal de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983a,b). Com o advento da economia da informação, diversos modelos têm analisado o efeito de

informação assimétrica sobre o resultado do jogo de política monetária jogado entre o banco central e a sociedade.

Canzoneri (1985) apresenta um jogo infinitamente repetido entre a sociedade e o banco central. A cada período t , a sociedade primeiro forma expectativas, e então o banco central escolhe inflação. Entretanto, a inflação realizada no período t é afetada por um componente estocástico da demanda por moeda $\delta_t = e_t + \varepsilon_t$. O modelo foca em informação assimétrica e imperfeita sobre δ_t : o banco central observa e_t antes de escolher a inflação mas a sociedade só observa δ_t no fim do período. Como a sociedade não distingue entre e_t e ε_t , o banqueiro central cria inflação inesperada e atribui o incremento ao choque ε_t . A solução do modelo segue Green e Porter (1984) ao encontrar um equilíbrio do tipo *trigger strategy equilibrium* em que a sociedade fixa um limiar (*threshold*) de inflação de tal forma que, se a inflação realizada ficar abaixo desse limiar, a sociedade espera inflação baixa, que é Pareto superior, mas se a inflação realizada ficar acima do limiar, a sociedade espera inflação de Nash maior por um período punitivo. O modelo explica períodos de alta inflação e baixo emprego (estagflação) como sendo impulsionados por componentes estocásticos de demanda, em vez dos incentivos tradicionais com inconsistência temporal.

Backus e Driffill (1985) focam em informação assimétrica incompleta sobre o tipo do banqueiro central, que pode ser fraco ou forte. Um banqueiro fraco se preocupa com o controle de inflação e emprego enquanto o banqueiro forte se preocupa apenas com controle inflacionário. O artigo considera um jogo de horizonte finito entre a sociedade – que fixa expectativas de inflação – e o banqueiro central – que escolhe inflação – e encontra um equilíbrio agregador de estratégias parcialmente mistas em que o banqueiro central do tipo fraco imita o banqueiro central forte com probabilidade positiva. Nesses modelos a inflação pode ficar abaixo do esperado nos períodos iniciais do jogo e mais alta no período final.

Vickers (1986) apresenta um modelo mais geral em que todos os tipo de banqueiros centrais se preocupam com inflação mais baixa e emprego mais alto, mas têm preferências relativas por inflação e desemprego diferentes. O artigo foca em equilíbrio separador de sinalização em que o banqueiro central que valoriza mais o emprego (fraco) não consegue imitar o banqueiro central que valoriza inflação mais baixa (forte). O jogo consiste de dois períodos e, em equilíbrio, haverá recessão no primeiro período se o banqueiro central for forte e haverá expansão se o banqueiro central for fraco. Adicionalmente, não haverá surpresas no último período, já que toda a informação relevante se tornará pública em equilíbrio. Nesse artigo, assim como em Backus e Driffill (1985), o banqueiro central não se compromete com a inflação anunciada.

Cukierman e Liviatan (1991) estendem o modelo de Vickers assumindo que o banco central anuncia metas para a inflação antes da sociedade formar suas expectativas de inflação, em dois períodos. No modelo deles, o banqueiro central do tipo forte sempre alcançará exatamente a inflação anunciada, enquanto que um banqueiro central fraco pode desviar da meta anunciada. Walsh (2001) e Bugarin e Carvalho (2005) analisam equilíbrio monetário como extensão do modelo de Cukierman e Liviatan para o de um jogo infinito em que o banqueiro central tem mandato de dois períodos sem possibilidade de renovação.

Cukierman e Liviatan (1991), Walsh (2001) e Bugarin e Carvalho (2005) permitem que haja anúncios de metas para a inflação por parte do banqueiro central, com a hipótese de que o anúncio é uma variável estratégica escolhida pelo banqueiro central e que o banqueiro forte sempre atingirá a meta anunciada.

A novidade desse artigo é considerar as metas de inflação como exógenas em modelo de teoria de jogos, aplicando o refinamento de equilíbrio intuitivo de Cho e Kreps (1987), de forma a entender o papel da credibilidade nas metas de inflação e o papel da heterogeneidade social no *tradeoff* de inflação-produto.

O artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2.3 introduz o modelo teórico de credibilidade em regime de metas para a inflação e encontra seus equilíbrios. A seção 2.4 discute as implicações do modelo. A seção 2.5 aplica o modelo para analisar a história monetária recente no Brasil. A última seção conclui o artigo.

2.3. UM MODELO DE CREDIBILIDADE E FORMAÇÃO DE EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO COM METAS PARA A INFLAÇÃO EXÓGENAS

Examina-se primeiramente uma função tradicional de utilidade do banco central no momento t :¹⁷

$$v(\pi_t, \bar{\pi}_t, \pi_t^e) = -\frac{1}{2}(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + \lambda(\pi_t - \pi_t^e) \quad (1)$$

em que π_t é a taxa de inflação no momento t fixada pelo banco central, $\bar{\pi}_t$ é a meta para a inflação no período t , exogenamente definida pelo governo, e π_t^e é a expectativa do mercado para a inflação no momento t .

O parâmetro $\lambda \geq 0$ reflete a importância que o banqueiro central atribui para a expansão do hiato acima do nível potencial, simplificado nesse modelo como sendo a surpresa inflacionária (positiva), relativamente à importância que ele atribui a alcançar a meta de inflação.

O primeiro termo no lado direito da equação (1) representa o custo (possivelmente político) que o banco central incorre ao não atingir a meta. Modelos de equilíbrio macroeconômico têm tentado dar microfundamentação para a função de perda do banco central, derivando a penalização de não se atingir a meta a partir das preferências sociais. Na prática, quanto mais consolidado é o regime de metas para a inflação, mais fortes são as reações sociais a desvios da inflação para a meta. Em certos países isso poderia levar à demissão do banqueiro central.¹⁸ Países com metas para a inflação em geral adotam bandas simétricas em torno do centro da meta para acomodar choques não previstos. Assumindo uma função de custo quadrática no desvio da inflação para a meta é uma simplificação do desenho tradicional de metas para a inflação.

Com apenas um tipo de banqueiro central e metas definidas exogenamente, o modelo prevê viés inflacionário. As condições de primeira ordem resultam em $\pi_t = \bar{\pi}_t + \lambda$, o que implica que o

¹⁷ Essa é a forma mais simples de se introduzir o *trade-off* entre inflação e produto e segue os artigos seminais de Vickers (1986) e Cukierman e Liviatan (1991). Para derivação mais detalhada de tal forma reduzida, ver, por exemplo, Walsh (2000).

¹⁸ Ver desenho institucional da Nova Zelândia em Walsh (1995).

banqueiro central sempre inflacionará acima da meta. Assumindo que as expectativas são racionais, no jogo de um período os agentes antecipam o viés inflacionário e não há surpresa, já que $\pi_t^e = \bar{\pi}_t + \lambda = \pi_t$.

Sejam agora dois tipos de banqueiros centrais, μ e λ , $\mu \geq \lambda$, que diferem quanto à importância relativa que atribuem ao crescimento do produto e à estabilização inflacionária. Assim, um banqueiro central que atribui peso λ para expansão do produto se importa relativamente mais em alcançar as metas exógenas de inflação que o banqueiro central que atribui peso μ . O último se preocupa mais em gerar surpresas inflacionárias. Denotar-se-á o tipo λ como forte, sendo o tipo μ fraco.

No jogo de um período, a inflação definida pelo banqueiro do tipo forte é $\pi_t^S = \bar{\pi}_t + \lambda$, enquanto que a do banqueiro do tipo fraco é $\pi_t^W = \bar{\pi}_t + \mu$. Se a sociedade acredita que o banqueiro central é do tipo forte com probabilidade ρ , as expectativas de inflação serão uma média ponderada das taxas de inflação escolhidas pelos dois tipos: $\pi_t^e = \rho\pi_t^S + (1-\rho)\pi_t^W = \bar{\pi}_t + \rho\lambda + (1-\rho)\mu$.

Essa simples análise permite traçar algumas conclusões preliminares. Se os banqueiros centrais não conseguem se comprometer com uma meta para a inflação, e se essa meta é definida exogenamente, então as expectativas de inflação serão viesadas para acima da meta. Inflação realizada excederá a meta, mesmo para um banqueiro central de um tipo forte. Obviamente, quanto mais fraco for o banqueiro central, maior o desvio da inflação realizada para as metas. Além disso, como a inflação esperada é uma média das taxas de inflação escolhidas otimamente pelos dois tipos de banqueiros centrais, inflação realizada por um banqueiro forte será menor que a esperada pela sociedade.

Note que as metas para inflação, apesar de não serem plenamente, têm papel importante nesse modelo. Como a inflação realizada está diretamente relacionada com elas, as metas guiam as expectativas de inflação, assim funcionando como uma âncora nominal para a economia. Pressupõe-se que essa é a principal característica de um regime de metas para a inflação.

Inserindo a inflação realizada e esperada nas utilidades dos dois tipos de banqueiros centrais

resulta em $v_t^S = -\frac{1}{2}\lambda^2 - \lambda(1-\rho)(\mu - \lambda)$ para o banqueiro do tipo forte e $v_t^W = -\frac{1}{2}\mu^2 + \rho(\mu - \lambda)\mu$ para o banqueiro do tipo fraco. Note que ambos os tipos ganham com

maior credibilidade, modelado aqui como sendo o parâmetro ρ , ou seja, quanto maior ρ , mais a sociedade acredita que o banqueiro central é forte. De fato, se a sociedade atribui alta probabilidade de que o banqueiro central é forte, um tipo mais forte se beneficia com a redução no pessimismo da sociedade, e o modelo prevê expectativas de inflação mais baixas e menor recessão. Adicionalmente, um banqueiro do tipo fraco se beneficia com maior surpresa inflacionária.

Seja agora o jogo de dois períodos entre a sociedade e o banqueiro central. O banco central é escolhido aleatoriamente no primeiro período, de acordo com a distribuição $(\rho, 1-\rho)$, para um

mandato de dois períodos. Uma meta de inflação invariante no tempo¹⁹ é escolhida concomitantemente por um órgão externo, como por exemplo algum ministério do poder executivo ou pelo legislativo, para os períodos 1 e 2: $\bar{\pi}_1 = \bar{\pi}_2 = \bar{\pi}$. Como antes, o banqueiro central pode ser forte ou fraco, sendo essa informação privada. A sociedade forma então expectativas baseadas em suas crenças sobre o tipo do banqueiro central. Uma vez que as expectativas tenham sido formadas, o banqueiro central fixa a inflação para o primeiro período. Ao observar a inflação realizada, a sociedade atualiza suas crenças sobre o tipo do banqueiro central e forma expectativas para a inflação para o período 2. Após a formação das expectativas, o banqueiro central escolhe a inflação para o segundo período e o jogo termina. O retorno da sociedade é uma medida direta do grau de acerto nas expectativas de inflação.

A figura 2.1 mostra a forma extensiva do jogo. A determinação estocástica do tipo do banqueiro central (S: forte, W: fraco) é modelada pelo uso da natureza (N) no nó de decisão inicial. As linhas pontilhadas representam conjuntos de informação da sociedade (Soc). As linhas pontilhadas retas indicam que a sociedade não conhece o tipo do banqueiro central ao formar expectativas no período 1. As linhas no final indicam que se os dois tipos de banqueiros centrais escolhem a mesma inflação no período 1 em equilíbrio, a sociedade não consegue identificar o tipo do banqueiro. As linhas curvas pontilhadas indicam que o banqueiro central (e respectivamente a sociedade) tem possibilidades infinitas de escolhas de inflação (respectivamente de expectativas de inflação), e apenas uma delas é apresentada na árvore do jogo.

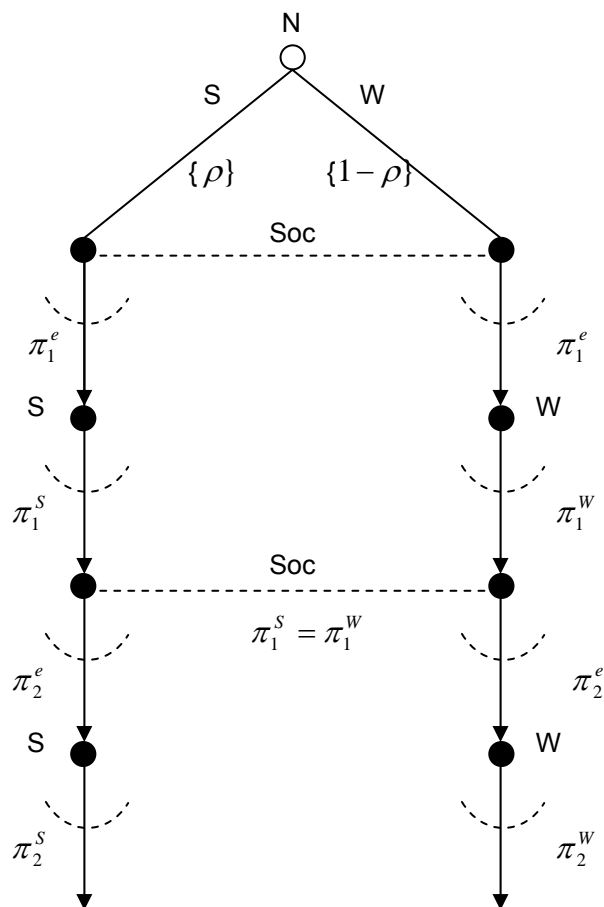
2.3.1 – Equilíbrio separador

No equilíbrio separador bayesiano perfeito, o banqueiro central fraco revelará seu tipo para a sociedade ao fim do primeiro período. Assim, ele escolherá inflacionar à sua taxa ótima em cada período. Surpresas inflacionárias ocorrerão então somente no primeiro período do jogo. Nesse equilíbrio, inflação realizada nos períodos 1 e 2 sob um banqueiro central mais fraco será

$$\pi_1^W = \pi_2^W = \bar{\pi} + \mu.$$

¹⁹ Essa hipótese de metas para a inflação invariantes no tempo não compromete nenhum dos resultados obtidos no modelo.

Figura 2.1: A forma extensiva do jogo



$$\left(\begin{array}{l} -(\pi_1^S - \pi_1^e)^2 - \delta(\pi_2^S - \pi_2^e)^2 \\ -\frac{1}{2}(\pi_1^S - \bar{\pi})^2 + \lambda(\pi_1^S - \pi_1^e) + \\ + \delta \left[-\frac{1}{2}(\pi_2^S - \bar{\pi})^2 + \lambda(\pi_2^S - \pi_2^e) \right] \end{array} \right) \left(\begin{array}{l} -(\pi_1^W - \pi_1^e)^2 - \delta(\pi_2^W - \pi_2^e)^2 \\ -\frac{1}{2}(\pi_1^W - \bar{\pi})^2 + \mu(\pi_1^W - \pi_1^e) + \\ + \delta \left[-\frac{1}{2}(\pi_2^W - \bar{\pi})^2 + \mu(\pi_2^W - \pi_2^e) \right] \end{array} \right)$$

Por outro lado, um banqueiro central forte terá incentivos a se desviar da sua escolha de inflação ótima se isso for necessário para induzir um banqueiro central fraco a não imitá-lo. Seja π_1^S a inflação escolhida pelo banqueiro central forte no período 1. Assim, as crenças consistentes que a sociedade tem para o período 2, π_2^e , são as seguintes: se a inflação realizada no período 1 for mais baixa ou igual a π_1^S , então o banqueiro central é forte; se for mais alta que π_1^S , então o banqueiro central é fraco. Adicionalmente, a inflação esperada no período 1 é $\pi_1^e = \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)$.

Para que o banqueiro central fraco não imite a escolha do forte, deve valer que escolhendo sua inflação preferida $\pi_1^W = \bar{\pi} + \mu$ e revelando seu tipo para a sociedade ele obtém uma utilidade

maior que ao escolher π_1^S , induzindo a sociedade a acreditar que ele é forte, e ganhando com a surpresa inflacionária no período 2. Assim o banqueiro central do tipo fraco não vai se desviar do equilíbrio separador se e somente se

$$\begin{aligned} v(\bar{\pi} + \mu, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) + \delta v(\bar{\pi} + \mu, \bar{\pi}, \bar{\pi}_2 + \mu) \geq \\ v(\pi_1^\lambda, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) + \delta v(\pi_2 + \mu, \bar{\pi}, \bar{\pi}_2 + \lambda) \end{aligned}$$

e isso implica que a seguinte condição precisa ser satisfeita no equilíbrio separador:

$$\pi_1^S \leq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

Com relação ao banqueiro central forte, qualquer desvio de sua política ótima de informação completa para sinalizar seu tipo resulta em recessão econômica ainda mais acentuada. Destarte, em um equilíbrio separador, ele deve estar melhor ao escolher $\pi_1^S \leq \bar{\pi} + \lambda$. Se ele escolher $\pi_1^S > \bar{\pi} + \lambda$, a sociedade conclui que ele é um banqueiro do tipo fraco. Ele estará melhor se sinalizar seu tipo e se separar se e somente se

$$\begin{aligned} v(\pi_1^S, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) + \delta v(\bar{\pi} + \lambda, \bar{\pi}, \bar{\pi}_2 + \lambda) \geq \\ v(\pi_1 + \lambda, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) + \delta v(\pi_2 + \lambda, \bar{\pi}, \bar{\pi}_2 + \mu) \end{aligned}$$

e isso implica que a seguinte condição precisa valer em um equilíbrio separador:

$$\pi_1^S \geq \bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

É imediato verificar que o limite inferior em (3) é menor que o limite superior em (2), i.e., $\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} \leq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}$. Assim, há um intervalo de valores para π_1^S compatível com um equilíbrio separador bayesiano perfeito.

Note que o limite superior na condição para que o banqueiro central do tipo fraco não desvie do equilíbrio separador é maior que a escolha ótima sob informação completa do tipo forte, ou seja, $\bar{\pi} + \lambda \leq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}$, se e somente se $\frac{\lambda}{\mu} \leq 1 - 2\delta$. Assim, se essa condição for

satisfeita ($\frac{\lambda}{\mu} \leq 1 - 2\delta$), somente as escolhas de inflação do tipo forte no intervalo

$\pi_1^S \in \left[\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}, \bar{\pi} + \lambda \right]$ pertencerão a um equilíbrio bayesiano perfeito.²⁰

²⁰ Já que para qualquer $\pi_1^S \in \left[\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}, \bar{\pi} + \lambda \right]$ o banqueiro central forte preferiria escolher sua inflação ótima $\bar{\pi} + \lambda$, que também sinalizaria seu tipo.

Entretanto, no intervalo supramencionado de equilíbrios bayesianos perfeitos, a inflação $\pi_1^S = \bar{\pi} + \lambda$ é a única a não exigir sinalização custosa por parte do banqueiro central do tipo forte, e assim, é a única a satisfazer o critério intuitivo.²¹

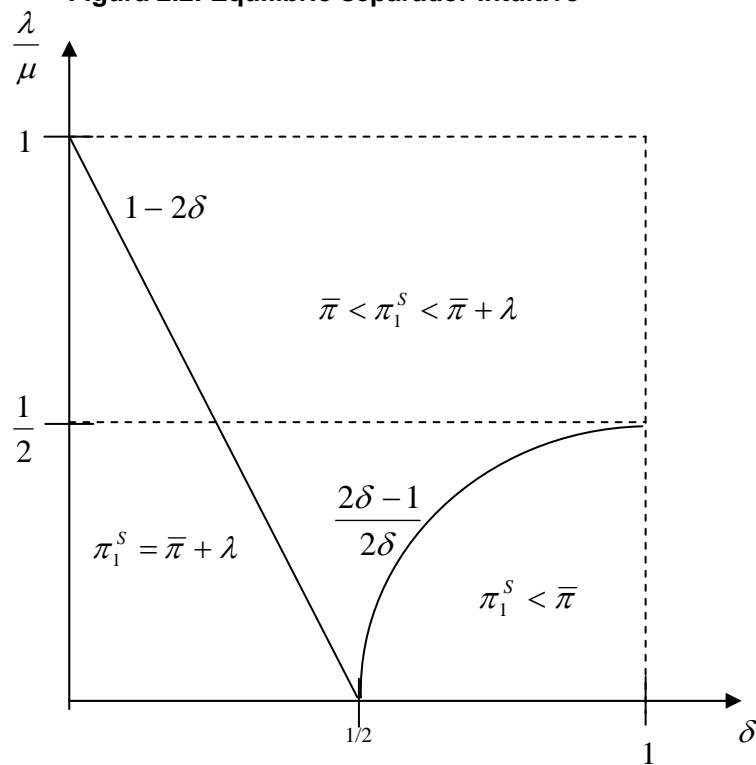
Por outro lado, se $\frac{\lambda}{\mu} > 1 - 2\delta$, então o limite superior na condição para que o banqueiro central do tipo fraco não desvie do equilíbrio separador é mais baixo que a escolha ótima sob informação completa, ou seja, $\bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} < \bar{\pi} + \lambda$. Nesse caso, qualquer equilíbrio bayesiano perfeito exigirá que o banco central do tipo forte escolha uma inflação abaixo da sua política preferida. Nesse caso, com base na análise acima, qualquer taxa de inflação no intervalo $\pi_1^S \in \left[\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}, \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} \right]$ faz parte de um equilíbrio bayesiano perfeito. Entretanto, o único ponto com custo menor para o banqueiro central do tipo forte é o limite superior do intervalo. Assim, somente a escolha $\pi_1^S = \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}$ satisfaz o critério intuitivo²².

Note que a sinalização custosa será em um nível acima da meta, i.e., $\bar{\pi} \leq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} = \pi_1^S$, se e somente se $\frac{\lambda}{\mu} > \frac{2\delta - 1}{2\delta}$. Se essa condição não for satisfeita, i.e., se $\frac{\lambda}{\mu} < \frac{2\delta - 1}{2\delta}$, o sinal terá que ser ainda menor que a meta, i.e., $\pi_1^S < \bar{\pi}$. A figura 2.2 resume essa análise.

²¹ Considere qualquer outra escolha no intervalo $\left[\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}, \bar{\pi} + \lambda \right)$. Então, escolher um nível de inflação mais próximo do lado direito do intervalo, e convencer a sociedade de que ele é forte, aumenta a utilidade do tipo forte. Por outro lado, o banqueiro central fraco ainda prefere não imitar a política do tipo forte. Para uma exposição detalhada do critério intuitivo, ver Cho e Kreps (1987).

²² O argumento é o mesmo do apresentado no rodapé anterior.

Figura 2.2: Equilíbrio separador intuitivo



Note que a razão $\frac{\lambda}{\mu}$ pode ser interpretada como sendo o nível de homogeneidade de uma sociedade. De fato, se λ é muito próximo de μ , tal que o quociente é próximo de um, não há muita divergência na forma com que tipos distintos de bancos centrais valorizam expansão do produto relativamente ao controle inflacionário. Isso corresponde ao canto direito superior na figura quando o fator de desconto δ é alto o suficiente (maior que 0,5). Por outro lado, se μ é muito maior que λ , então diferentes tipos de banqueiros centrais divergem fortemente e a sociedade é heterogênea. Esse último caso corresponde ao canto direito inferior da figura 2.2

Assumindo que economias em desenvolvimento tendem a ser mais heterogêneas dados os embates políticos entre diferentes setores da sociedade, esse modelo sugere que um banqueiro central mais forte precisa adotar uma política monetária muito mais conservadora em países em desenvolvimento se quiser convencer a sociedade de que ele é realmente mais forte.

2.3.2 – Equilíbrio agregador

No equilíbrio agregador, o banqueiro central fraco imitará o tipo forte no primeiro período do jogo. Como a sociedade observa uma inflação no primeiro período que não permite distinguir quem está no comando do banco central, as expectativas para o segundo período serão uma média ponderada das possíveis taxas de inflação: $\pi_2^e = \rho\pi_2^S + (1-\rho)\pi_2^W = \bar{\pi} + \rho\lambda + (1-\rho)\mu$. Seja π_1^P a inflação escolhida pelos dois tipos no período 1. Assim, a sociedade antecipará corretamente qual será a taxa de inflação e definirá: $\pi_1^e = \pi_1^S = \pi_1^W = \pi_1^P$. As crenças consistentes no período 2 são da seguinte forma: se a inflação realizada no período 1 for menor ou igual a π_1^P , então não haverá atualização nas crenças, i.e., a sociedade ainda acreditará que o banqueiro central é forte com a mesma probabilidade ρ ; se for acima de π_1^P , a sociedade concluirá que o banqueiro central é fraco. Dadas essas crenças, não poderá haver equilíbrio agregador com $\pi_1^P > \bar{\pi} + \lambda$, uma vez que banqueiro central do tipo forte preferiria escolher $\pi_1^S = \bar{\pi} + \lambda$. Assim, deve ser o caso em que $\pi_1^P \leq \bar{\pi} + \lambda$.

Em um equilíbrio agregador, o banqueiro central do tipo forte escolhe π_1^P contanto que essa escolha dê a ele uma utilidade maior do que se ele selecionasse sua escolha preferida $\bar{\pi} + \lambda$, e permitindo que a sociedade acredite que ele é fraco. Assim, um tipo forte não desviará do equilíbrio agregador se e somente se:

$$\begin{aligned} & v(\pi_1^P, \bar{\pi}, \rho\pi_1^P + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) + \delta v(\bar{\pi} + \lambda, \bar{\pi}, \rho(\bar{\pi}_2 + \lambda) + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) \geq \\ & v(\pi_1 + \lambda, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) + \delta v(\bar{\pi}_2 + \lambda, \bar{\pi}, \bar{\pi}_2 + \mu) \end{aligned}$$

e essa condição implica que:

$$\pi_1^P \geq \bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda\rho(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

Similarmente, o banqueiro central do tipo fraco escolherá não desviar do equilíbrio agregador se a utilidade que ele deriva ao imitar o tipo forte no primeiro período for maior que a utilidade que ele deriva escolhendo a inflação discricionária ótima no primeiro período, e assim revelando seu tipo. Assim o tipo fraco não desviará do equilíbrio agregador se e somente se

$$\begin{aligned} & v(\pi_1^P, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) + \delta v(\bar{\pi} + \mu, \bar{\pi}, \rho(\bar{\pi}_2 + \lambda) + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) \geq \\ & v(\pi_1 + \mu, \bar{\pi}, \rho\pi_1^S + (1-\rho)(\bar{\pi} + \mu)) + \delta v(\pi_2 + \mu, \bar{\pi}, \bar{\pi}_2 + \mu) \end{aligned}$$

e isso implica que a seguinte condição precisa ser satisfeita:

$$\pi_1^P \geq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu\rho(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

É imediato verificar que os limites inferiores em (4) e (5) satisfazem $\bar{\pi} + \lambda - (2\delta\lambda\rho(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}} \leq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu\rho(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}$. Assim, ambas as condições (4) e (5) serão satisfeitas simultaneamente se e somente se a taxa ótima for $\pi_1^P \geq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu\rho(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}$.

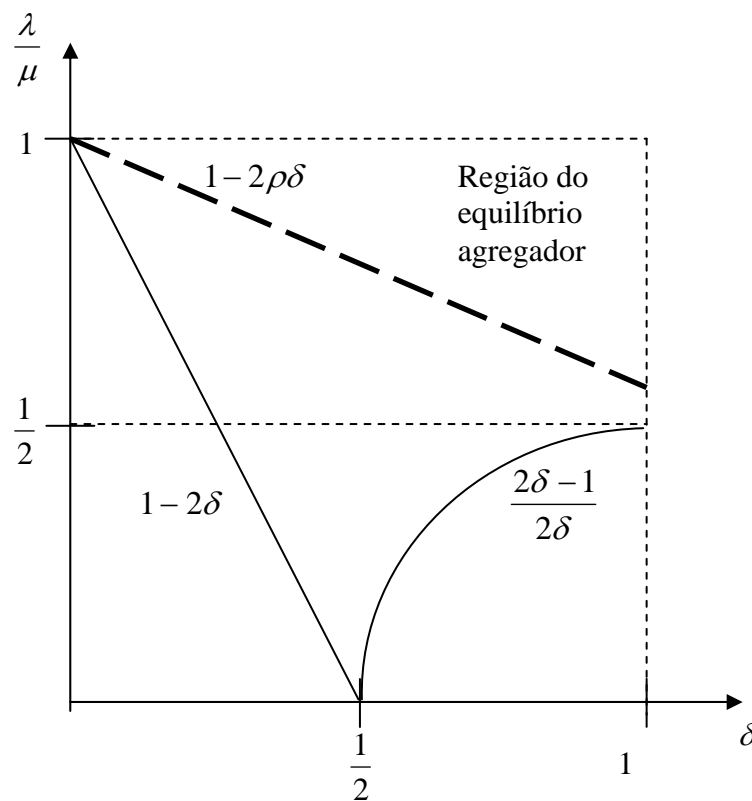
Adicionalmente, deve-se ter $\pi_1^P \leq \bar{\pi} + \lambda$. Mas $\bar{\pi} + \lambda \geq \bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu\rho(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}$ se e somente se $\frac{\lambda}{\mu} \geq 1 - 2\delta\rho$.

Destarte, se $\frac{\lambda}{\mu} < 1 - 2\delta\rho$ não haverá equilíbrio agregador. Por outro lado, se $\frac{\lambda}{\mu} \geq 1 - 2\delta\rho$,

qualquer nível de inflação $\pi_1^P \in \left[\bar{\pi} + \mu - (2\delta\mu\rho(\mu - \lambda))^{\frac{1}{2}}, \bar{\pi} + \lambda \right]$ corresponde a um equilíbrio agregador bayesiano perfeito.

Agregar será mais provável de ocorrer se a diferença entre os tipos fortes e fracos não for muito pronunciada (μ próximo de λ , que, conforme a discussão acima, corresponde a uma sociedade mais homogênea), o tipo fraco valoriza significativamente mais o futuro (δ muito próximo de 1), e a credibilidade é alta (a sociedade espera que o banqueiro central seja do tipo λ com alta probabilidade, i.e., ρ é alto). A figura 3 adiciona à figura 2 a linha pontilhada em negrito $\frac{\lambda}{\mu} = 1 - 2\rho\delta$ (com $\rho < 1/4$); a região acima da linha pontilhada em negrito corresponde ao equilíbrio agregador do modelo.

Figura 2.3: Região do equilíbrio agregador



2.4. IMPLICAÇÕES DO MODELO

Esse modelo explicita o papel da estabilidade social para o tipo de equilíbrio resultante. Em uma sociedade estável os tipos possíveis de banqueiros centrais não diferem significativamente entre si.

Como tal, a razão $\frac{\lambda}{\mu}$ será próxima de 1, o que induz um equilíbrio agregador ou um equilíbrio

separador com baixo desvio das expectativas da sociedade, i.e., baixo custo recessivo quando um banqueiro central forte quer sinalizar seu tipo. Esse último corresponde aos equilíbrios no canto superior direito da figura 2. Por outro lado, em sociedades instáveis, que exibem uma alta rotatividade de partidos, e partidos políticos muito distintos, haverá maior heterogeneidade dos tipos de banqueiros centrais. Essa heterogeneidade induzirá um equilíbrio separador em que o banqueiro central forte precisa impor altos custos recessivos sobre a sociedade de forma a sinalizar seu tipo. Isso corresponde aos equilíbrios no canto superior direito da figura 2.2.

Essa discussão traz à tona a questão da independência da política monetária e mandatos sobrepostos entre o presidente do banco central e o chefe do poder executivo. A autonomia do banco central por si só não induz à redução na heterogeneidade dos tipos de banqueiros centrais. Entretanto, com um desenho institucional frágil, a perspectiva de uma mudança nos partidos políticos no poder pode gerar uma atualização indesejável das crenças da sociedade no tipo do próximo banqueiro central. Como o modelo mostrou, se a sociedade atribui uma alta chance do próximo banqueiro central ser fraco, as expectativas de inflação serão mais elevadas, e se o banqueiro central de fato for forte, haverá custos recessivos importantes para a economia. Se os mandatos dos banqueiros centrais e do poder executivo não coincidirem, então a mudança de partido no executivo não induzirá uma mudança imediata no tipo do banqueiro central; assim, a política monetária e as crenças da sociedade serão mais estáveis durante a transição para um novo governo.

Outra implicação importante do modelo é que os formadores de expectativas reconhecem que o banco central não vai alcançar o centro da meta ($\bar{\pi}$) nos equilíbrios separadores de baixo desvio (canto superior direito na figura 2.2), mesmo que o banqueiro central atribua importância relativa elevada à variância da inflação em torno das metas. Assim, a credibilidade nesse modelo deve ser interpretada como a possibilidade do banqueiro central controlar a inflação e não como a habilidade do banqueiro central alcançar o centro da meta para a inflação. A esse respeito, como foi mostrado anteriormente, maior credibilidade do banqueiro central implica em expectativas de inflação mais baixas.

Se o centro das metas para a inflação não é atingido, então porque o governo deve fixar uma meta para a inflação? Como mostrado anteriormente, a meta afeta diretamente a escolha ótima do banqueiro central. Como tal, ela sinaliza o caminho futuro da inflação para a sociedade. Assim, o modelo confirma o papel “sinalizador” do regime de metas para a inflação.

Se a autoridade que fixa as metas quer, por exemplo, reduzir a inflação em equilíbrio, deve agir estrategicamente fixando uma taxa mais baixa. De forma a induzir uma inflação média de $\hat{\pi}_2$ no período 2, por exemplo, ele deve fixar uma meta da forma $\bar{\pi} = \hat{\pi}_2 - (\rho\lambda + (1 - \rho)\mu)$.

Além disso, como há em geral um custo político associado com não atingir as metas, a autoridade que fixa as metas deve reduzir os custos definindo uma meta para inflação em torno do centro $\bar{\pi}$. Se o intervalo da meta é $(\bar{\pi} - \varepsilon, \bar{\pi} + \varepsilon)$, tal que $\varepsilon \in [\lambda, \mu)$, então as bandas da meta sempre serão atingidas no primeiro período do equilíbrio agregador por qualquer tipo de banqueiro central e sempre será atingido nos outros equilíbrios se o banqueiro central for forte. Note que se o custo político associado com a falha em atingir as metas for suficientemente alta ou se a credibilidade *ex-ante* do banqueiro central for baixa, deve ser ótimo para a autoridade fixando suas metas escolher um intervalo mais amplo. Entretanto, esse alargamento do intervalo poderia vir com alguma perda de credibilidade devido à falta de acuracidade da política monetária.

2.5. UMA APLICAÇÃO ÀS ELEIÇÕES PRESIDENCIAIS BRASILEIRAS

No primeiro capítulo, são investigadas as regras de formação das expectativas em três países da América Latina: Brasil, Chile e México. O estudo conclui que no caso particular do Brasil, por algum tempo em 2002 e 2003, as metas para a inflação deixaram de ser uma âncora para as projeções de inflação. O desalinhamento das projeções de inflação pode ter vindo de uma gama de fontes, externas e domésticas. Entretanto, como os choques externos foram comuns a outros países investigados, parece plausível argumentar que os desequilíbrios domésticos tenham tido papel mais importante para enfraquecer as metas de inflação no Brasil.

O forte desalinhamento das projeções de inflação coincidiu com uma vitória do candidato de esquerda, Luís Inácio Lula da Silva, nas eleições presidenciais do país. Como o Banco Central do Brasil não tem autonomia legal, e um novo banqueiro central seria apontado por um novo presidente, aparentemente havia mais incerteza sobre a condução futura da política macroeconômica e, em particular, sobre a continuidade do regime de metas para a inflação.

O comportamento das projeções para a inflação foi um sinal do que ainda estava por vir. Havia evidências de que nos primeiros trimestres de 2003 o comportamento inercial da inflação no Brasil tinha de fato aumentado. Impôs-se então uma política monetária mais restritiva para assegurar a convergência da inflação ao consumidor para as metas. A forte contração da política monetária resultou na estagnação do crescimento do produto real em 2003. Seria apenas após junho 2003 que as projeções de inflação se alinhariam às metas, e o país voltou a crescer.

A sociedade brasileira apresenta grande diversidade de opiniões a respeito de como a política monetária doméstica deve ser conduzida. Há de fato um importante debate sobre a importância do controle inflacionário e os prejuízos desse sobre o crescimento. Na política brasileira, esse debate opõe “ortodoxos” e “desenvolvimentistas”. Na linguagem do presente modelo, poder-se-ia dizer que a sociedade brasileira espera diferenças significativas na condução da política monetária por diferentes tipos potenciais de banqueiros centrais (valor elevado de $\lambda - \mu$). O novo governo implicaria um novo banqueiro central e a sociedade esperava que ele fosse fraco com alta probabilidade (pequeno valor de ρ) já que um presidente de esquerda seria eleito. Apesar da política monetária efetiva ter provado que o banqueiro central era de fato forte no controle inflacionário, devido tanto à grande diferença entre as preferências dos possíveis banqueiros centrais do tipo forte e do tipo fraco no Brasil (a dimensão de $\lambda - \mu$) e a baixa probabilidade de um banqueiro central do tipo forte (pequeno ρ), o

banqueiro central foi forçado a restringir excessivamente a política monetária de forma a sinalizar seu tipo em um equilíbrio separador. Como consequência, o país experimentou estagflação no primeiro ano do mandato do presidente Lula. No começo do segundo ano, entretanto, a reputação do banco central estava bem consolidada, já que seu tipo tinha sido revelado para a sociedade, e o país experimentou uma taxa de crescimento elevada de cerca de 5% do PIB.

2.6. CONCLUSÃO

Esse artigo estende um modelo teórico de credibilidade para investigar o papel da incerteza a respeito do tipo do banqueiro central na política monetária ótima e na formação das expectativas de inflação, em um ambiente onde as metas para a inflação são exogenamente definidas por um ente externo ao banco central.

O modelo mostra que “estabilidade social” tem importantes implicações para a política monetária. Sob valores razoáveis do fator de desconto ($\delta \geq 1/2$), em sociedades mais heterogêneas, a política monetária tem que ser mais restritiva de forma a construir credibilidade. Por outro lado, em sociedades mais homogêneas, a mera presença de um viés inflacionário não será razão para uma política monetária tão restritiva. Caso acredite-se que países em desenvolvimento tendem a ser mais heterogêneos, então o modelo explica porque os banqueiros centrais nesses países precisam adotar políticas monetárias muito restritivas para manter a credibilidade, como parece ser o caso na história da política monetária recente no Brasil.

O modelo também mostra que mesmo quando o centro das bandas da meta não é atingido, ele tem papel importante em guiar as expectativas de inflação. Entretanto, a autoridade que fixa a meta tem a oportunidade estratégica de escolher as bandas da meta que levam em consideração o viés inflacionário positivo que pode existir mesmo sob um banqueiro central que atribui peso relativo elevado à estabilização da inflação.

2.7. REFERÊNCIAS

- Backus, D. and J. Driffill, 1985, Inflation and Reputation, *The American Economic Review* 75, 530–8.
- Barro, R. and D. Gordon, 1983a, Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy, *Journal of Monetary Economics* 12, 101-21.
- Barro, R. and D. Gordon, 1983b, A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model, *Journal of Political Economy* 91, 589-610.
- Bugarin, M. and F. Carvalho, 2005, Comment on “Market Discipline and Monetary Policy” by Carl Walsh, *Oxford Economic Papers* 57, 732-739.
- Canzoneri, M., 1985, Monetary Policy and the Role of Private Information, *The American Economic Review* 75, 1056–70.

- Carvalho, F. and M. Bugarin, 2006, Inflation Expectations in Latin America, *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 6, 101–45.
- Cho, I.-K. and D. Kreps, 1987, Signaling Games and Stable Equilibria, *Quarterly Journal of Economics* 102, 179-221.
- Cukierman, A. and N. Liviatan, 1991, Optimal Accommodation by Strong Policymakers Under Incomplete Information, *Journal of Monetary Economics* 27, 99-127
- Green, E. and R. Porter, 1984, Non-cooperative Collusion under Imperfect Price Information, *Econometrica* 52, 78–100.
- Hayashi, T., 2003, Inflation Targeting and Exchange Rate Policy in Asia, *Japan Bank for International Cooperation Review* 8, 231-258.
- Horská, H., 2001, *Inflation Targeting in Poland*, Kiel Institute of World Economics, Prague, monograph. 25p.
- Kahn, G. A. and P. Klara, 1998, Conducting Monetary Policy with Inflation Targets, Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, Third Quarter, 5–32.
- Kydland, F. and E. Prescott, 1977, Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, *Journal of Political Economy* 85, 473-91.
- Mishkin, F. and K. Schmidt-Hebbel, 2001, *One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need to Know?* Central Bank of Chile Working Papers, 101.
- Vickers, J., 1986, Signaling in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information, *Oxford Economic Papers* 38, 443-55.
- Walsh, C. E., 1995, Is New Zealand's Reserve Bank Act of 1989 an optimal Central Bank contract? *Journal of Money, Credit and Banking* 27(4-Part 1), 1179-91.
- Walsh, C.E., 2000, Market Discipline and Monetary Policy, *Oxford Economic Papers* 52, 249-71.
- Woodford, M.E., 2003, *Interest and Prices* (Princeton University Press, Princeton).

3. INFLAÇÃO E DESIGUALDADE

3.1. RESUMO

Esse capítulo discute teoricamente o efeito da inflação sobre a distribuição do consumo, riqueza e renda. Os indivíduos são heterogêneos na sua habilidade de trabalho e no grau com que eles absorvem as externalidades que surgem da inflação e da provisão de bens públicos. Para uma estratificação social específica, o modelo prevê uma relação não-monotônica entre inflação e consumo. Nos períodos de moderada estabilidade monetária, a inflação pode gerar distribuições de consumo, riqueza e renda mais desiguais. Com hiperinflação, a desigualdade de consumo pode reduzir. Sob certas hipóteses, o modelo prevê que, para alguns estratos sociais, choques correntes sobre a inflação mudam o formato da distribuição de renda, gerando mais assimetria para a esquerda, comprimindo a renda dos ricos para a média e empurrando a renda dos pobres para a cauda esquerda.

3.2. INTRODUÇÃO

Por décadas, uma vertente vasta e não consensual da literatura econômica tem debatido sobre a relação entre inflação e desigualdade de renda, consumo e riqueza. A relação causal é ambígua. Dolmans, Huffman and Wynne (2000), e Bhattacharya, Bunzel, and Haslag (2005) argumentam que a desigualdade causa inflação, já que uma sociedade mais desigual exerce pressão sobre o governo para haja maior emissão de moeda. Uma hipótese fundamental nesse argumento é que a inflação reduz o valor dos saldos reais monetários, mantidos apenas pelas classes sociais mais pobres e pela classe média. Esses grupos não têm acesso a uma tecnologia para manter o valor dos seus saldos monetários ao longo do tempo. Os pobres mantêm poucos saldos monetários, e então preferirão um imposto inflacionário do que impostos diretos. Entretanto, como a renda é tratada como variável exógena nesses modelos, a complexa interação entre habilidades, renda e inflação merece mais atenção.

Vários estudos mostram que a inflação afeta a desigualdade (Bulir 2001, Niida (1978), Furman e Stiglitz (1998), Barros et. al. (2000), entre outros). As razões que permeiam esse argumento são multifacetadas. Inflação alta (e dispersa) torna mais difícil para os consumidores estarem atualizados a respeito dos preços relativos de suas cestas de consumo (Tommasi 1994). Como a inflação aumenta o nível de incerteza, de confusão e de instabilidade no emprego, o hiato de renda entre aqueles com grandes estoques de capital humano e físico e aqueles que possuem pouco estoque desses capitais se amplia (Levy 2002, p.p. 233).

Ativos financeiros constituem proteção imperfeita contra a inflação, e assim mesmo cidadãos ricos podem ser prejudicados em ambiente inflacionário (Furman e Stiglitz 1998). Para cidadãos pobres, os efeitos negativos da inflação podem ser mais pronunciados, uma vez que há mais barreiras para que eles acessem o sistema financeiro para proteger sua riqueza financeira. O requisito de saldo mínimo para abrir uma conta de poupança, por exemplo, constitui razão suficiente para deixar uma grande parcela da sociedade desprotegida da inflação. Mulligan e Sala-i-Martin

(2000), por exemplo, reportam que, nos Estados Unidos, 59% da população não mantém contas remuneradas.

Easterly e Fischer (2001) usam dados de uma pesquisa junto a 31.869 participantes em 38 países e concluem que os pobres são mais avessos à inflação do que os não pobres. Eles também concluem que pessoas com menor nível de educação formal ou com menos habilidades desgostam mais da inflação do que os mais educados ou com mais habilidades.

Nesse sentido, a inflação parece ser percebida como uma externalidade inesgotável que afeta diferentes indivíduos de forma distinta. Uma importante característica de um modelo que trata a inflação como uma externalidade deve ser permitir a interação entre inflação e as características individuais, como, por exemplo, habilidades e imperfeições de mercado específicas a certos grupos de consumidores.

Caselli e Ventura (2000) propõem uma teoria de distribuição da renda, do consumo e da riqueza do consumidor em que a utilidade também é função dos bens públicos. Nesse artigo, estende-se o modelo de Caselli e Ventura para analisar o impacto da inflação como fonte de externalidade na dinâmica distributiva da economia.

Não se postula, a priori, quem são os ricos ou os não ricos, mas apenas deixa-se o grau de absorção da externalidade que surge da inflação (livremente referida abaixo como aversão à inflação) ser uma função (negativamente relacionada) das habilidades de trabalho.

A relação entre inflação e desigualdade de consumo que resulta para uma estratificação social arbitrária assemelha-se à de uma curva de Laffer. Observa-se que inflação moderada beneficia os ricos e empobrece os pobres, fazendo com que a distribuição de consumo seja mais desigual. Se a inflação é acompanhada por um aumento nos gastos do governo, a desigualdade vai refletir a resultante líquida dessas duas forças. Em períodos de hiperinflação, a distribuição do consumo converge para a média.

No caso da distribuição de riqueza, e, sob hipóteses tradicionais, de renda, maior inflação gera maior assimetria para a esquerda na distribuição. Os ricos convergem para a média enquanto os pobres movem-se mais ainda para a cauda esquerda.

Para a estratificação social considerada, os resultados do consumo parecem se contrapor aos obtidos em Bulir (2001). Usando um painel de 75 países com dados de 1970 a 1991, Bulir conclui que 'uma melhora na distribuição de renda de um estado estacionário hiperinflacionário para um de inflação alta é substancial, enquanto os benefícios de se mover de um estado de alta inflação para um de baixa inflação são tangíveis' (pp 157). Como não se exaure o conjunto total de possibilidades de predições do modelo nesse artigo, não se pode eliminar a possibilidade de que o modelo replique os resultados em Bulir. Entretanto, para a estratificação social considerada, os resultados do modelo para a distribuição de consumo se assemelham aos obtidos para a distribuição de renda em Israel (Achdut 1996), e, em menor grau, no Brasil (Barros et. al. 2000) e Japão (Niida 1978).

Por outro lado, os coeficientes de Gini simulados em uma população inicialmente igualitária que tem distribuições uniformes de características individuais apontam para uma relação direta monotônica entre crescimento inflacionário e desigualdade no consumo.

O artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta o modelo teórico. A seção 3 discute as previsões do modelo teórico para a distribuição de renda, riqueza e consumo. A última seção conclui o artigo.

3.3. INFLAÇÃO EM UM MODELO DE DISTRIBUIÇÃO COM CONSUMIDOR REPRESENTATIVO

O modelo é baseado na teoria de distribuição do consumo de Caselli e Ventura (2000). A economia é composta por um conjunto discreto de $J < \infty$ consumidores que vivem infinitamente. Os consumidores são heterogêneos nas suas habilidades de trabalho ($\xi_j \in \mathfrak{R}_+$, com $\frac{1}{J} \sum_j \xi_j = 1$ s.p.g.), preferências por bens públicos ($\beta_j \in \mathfrak{R}_+$, com $\frac{1}{J} \sum_j \beta_j = 1$ s.p.g.), e no grau com que absorvem a externalidade negativa proveniente da inflação ($\sigma_j \in \mathfrak{R}_+$, em que $\sigma_j = E - \xi_j$, $E = \sup(\xi_j)$ e $\frac{1}{J} \sum_j \sigma_j = \bar{\sigma}$). Assim, indivíduos com mais habilidades de trabalho serão menos impactados pela inflação, como forma de capturar o efeito da educação, não modelada diretamente aqui, sobre a capacidade do indivíduo em encontrar produtos financeiros para se proteger contra a inflação.

Para o período t , seja $c_j(t) \in \mathfrak{R}_+$ o consumo líquido de impostos de um bem privado pelo indivíduo j . Nessa economia, o governo fixa inflação, $\pi(t) \in \mathfrak{R}$, exogenamente, bem como a oferta de bens públicos, $g(t) \in \mathfrak{R}_+$. A utilidade intertemporal do consumo que o consumidor j deseja maximizar é dada por²³:

$$U_{t,j} = \int_t^{\infty} \frac{(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

Nessa função de utilidade de consumo, são introduzidas duas fontes de heterogeneidade no consumidor. Nem a inflação nem os bens públicos são variáveis de escolha individual. Os termos $\beta_j g$ e $\sigma_j \pi$ podem ser interpretados como a apropriação individual de externalidades inesgotáveis que surgem da provisão de bens públicos e da inflação. Percebe-se inflação como uma distorção à alocação individual de riqueza tanto maior quanto menos preparados estão os indivíduos para lidar com ela. Para capturar esse efeito, postula-se que σ_j é uma função das habilidades individuais.

O grau com que os indivíduos são afetados pela inflação será referido livremente aqui como uma medida de aversão à inflação. Na vida real, aversão à inflação pode vir de uma gama de fontes. Inflação alta e dispersa dificulta para o consumidor manter-se atualizado quanto aos preços relativos dos bens na sua cesta de consumo, e isso pode ser uma das razões pelas quais os consumidores são menos propensos a suavizar o consumo em períodos de hiperinflação mesmo quando os

mercados financeiros estão bem desenvolvidos. Para piorar a situação para os consumidores, a uma grande parcela de indivíduos, especialmente em países desenvolvidos, falta a habilidade ou oportunidade de acesso a mercados financeiros para proteger sua riqueza intertemporal contra a inflação. Todos esses “problemas” que a inflação causa são razão suficiente para torná-los mais “avessos” a ela, tanto mais quanto menores forem suas habilidades, mais especificamente sua capacidade intelectual, seu grau de educação formal, ou sua experiência de vida, todos esses aspectos representados aqui por um único parâmetro ξ_j .

A literatura econômica reconhece que a aversão à inflação existe, e sua existência guarda forte relação com racionalidade limitada por parte dos agentes. Romer (2001, pp 523), por exemplo, argumenta que ‘é possível que a aversão do público à inflação represente não um entendimento profundo dos custos da inflação que tem escapado aos economistas, mas sim uma falta de compreensão (...). Alternativamente, os indivíduos podem desgostar de inflação justamente porque tempos de inflação alta também são tempos de baixo crescimento real; mas se a inflação alta não é de fato fonte de crescimento baixo, novamente a inflação não os deixa pior’. Easterly e Fischer (2001) analisam dados de uma pesquisa com 31.869 participantes em 38 países e concluem que os pobres são mais avessos à inflação que os não pobres. A mesma relação é encontrada entre os indivíduos com menos educação formal ou habilidades do que entre os indivíduos com maior nível de educação ou de habilidades.

A renda dos consumidores nesse modelo se origina da sua oferta de trabalho e dos juros reais incidentes sobre ativos genéricos que eles detêm. Assume-se que os trabalhadores ofertam uma unidade de trabalho inelasticamente por período de tempo, tomando salários e juros como dados.

Nas restrições orçamentárias dos consumidores, há ainda duas outras fontes de heterogeneidade. Primeiro, os consumidores diferem em relação aos seus saldos reais iniciais de ativos financeiros $a_j(0)$, com $a_j(t) \in \mathfrak{R}_+$. Em segundo lugar, como mencionado acima, os consumidores têm habilidades de trabalho distintas. Uma desigualdade do tipo $\xi_j > \xi_i, i \neq j$, implica que o consumidor j é mais habilidoso que o consumidor i , e então para um dado nível de salário real líquido de impostos ($w(t) \in \mathfrak{R}_+$), o consumidor j ganha mais que o consumidor i . A restrição orçamentária do consumidor j em cada período t é então dado por:

$$\dot{a}_j = (r - \pi)a_j + w\xi_j - c_j/q \quad (2)$$

em que $q(t) \in [0, 1]$ denota a razão entre o consumo líquido de impostos e bruto, $r(t) \in \mathfrak{R}_+$ denota o retorno nominal sobre os ativos.

Maximizando a utilidade intertemporal (1) sujeita à restrição orçamentária (2) resulta em:

$$\dot{a}_j + \beta_j \dot{g}_j = \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) + \sigma_j \dot{\pi} \quad (3)$$

²³

Os índices de tempo foram omitidos para simplificar a notação.

em que $\phi(t)$ representa a taxa de crescimento de q . Integrando (3) para frente resulta em:

$$c_j + \beta_j g = \mu \left[a_j + \int_t^\infty (w \xi_j + \beta_j g/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau - \kappa \right] + \sigma_j \pi - \mu \int_t^\infty \sigma_j \pi / q e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau \quad (4)$$

em que $\mu = \frac{1}{\int_t^\infty q^{-1} e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau}$ pode ser interpretado como o valor presente líquido dos q 's, e K é

uma constante de integração. Os detalhes matemáticos são deixados para o apêndice.

Inspeção visual da equação (3) mostra que os indivíduos escolherão a mesma taxa de crescimento do consumo total (bens privados e públicos) ajustado para a inflação, ou seja, $\frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta}$. Entretanto, como cada indivíduo é afetado de forma distinta pela inflação e pelos

gastos do governo, se a inflação é alta e o consumo total bruto $(c_j + \beta g_j)$ é baixo, será maior o crescimento de consumo necessário para sustentar a taxa ótima de crescimento do consumo total ajustado pela inflação. Além disso, como foi mostrado em Caselli e Ventura, uma taxa de crescimento positiva do provimento de bens públicos provoca *crowding out* do consumo privado.

A riqueza total de um indivíduo j será denotada pela soma da riqueza financeira do indivíduo a_j e o valor presente líquido do que o indivíduo consegue extrair do seu salário de dos bens públicos. A equação (4) então mostra que o consumo privado cresce com um aumento na riqueza, e a inflação importa somente se seu valor corrente diferir do seu valor presente. A magnitude do impacto que advém da inflação depende das características individuais. Em termos gerais, inflação corrente mais alta, se não for acompanhada de inflação futura, aumentará consumo corrente total bruto quanto mais o indivíduo absorver a externalidade da inflação. Isso pode ser interpretado como um impacto na suavização intertemporal do consumo, que se assemelha ao comportamento generalizado de antecipar consumo em tempos de hiperinflação sem mecanismos de indexação.

O modelo também permite a presença de um consumidor representativo, que tem carteira média de ativos, habilidade e grau de absorção de externalidades médios. Tomando a média de (3) e (4) sobre J , o número total de consumidores, e omitindo o índice para o consumidor médio resulta em:

$$c + g = \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c + g - \bar{\sigma} \pi) + \bar{\sigma} \pi \quad (5)$$

e

$$c + g = \mu \left[a + \int_t^\infty (w + g/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau - \kappa \right] + \bar{\sigma} \pi - \mu \int_t^\infty \bar{\sigma} \pi / q e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau \quad (6)$$

Assim, a inflação afeta o consumo total do consumidor representativo de forma similar à dos outros indivíduos da economia. A magnitude de sua aversão à inflação, de sua preferência por bens públicos e de suas habilidades diferenciarão sua escolha de consumo da dos outros indivíduos.

3.4. DINÂMICA DISTRIBUTIVA

Nessa seção analisam-se as previsões do modelo para consumo, riqueza e distribuição de renda.

3.3.1. Distribuição do consumo

Seja $c_j^R = \frac{c_j}{c}$ o hiato do consumo entre o consumidor j e o consumidor médio. Diferenciando c_j^R

com respeito ao tempo gera $\dot{c}_j^R = c_j^R \left(\frac{\dot{c}_j}{c_j} - \frac{\dot{c}}{c} \right)$. A variável \dot{c}_j^R mede, assim, a velocidade de convergência (ou divergência) do consumo do indivíduo j para o (do) consumo do indivíduo médio. Se o consumidor j consumir menos que a média, um valor positivo de \dot{c}_j^R implica convergência para o consumo médio, enquanto um valor negativo de \dot{c}_j^R implica que o consumo do indivíduo vai divergir daquele do consumidor médio no tempo. Por outro lado, se o indivíduo i consome mais que a média, um valor negativo de \dot{c}_i^R implica convergência para o consumo médio, enquanto um valor positivo implica divergência. Usando as equações (3) a (6), observa-se que a dinâmica da distribuição de consumo será governada pela seguinte lei de movimento:

$$\dot{c}_j^R = \left(\frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} - \frac{\dot{g}}{g} \right) \frac{g}{c} (\beta_j - c_j^R) - \left(\frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} - \frac{\dot{\pi}}{\pi} \right) \frac{\pi}{c} \frac{\sigma_j}{\bar{\sigma}} (c_j^R - \bar{c}_j^R) \quad (7)$$

Inspeção visual de (7) mostra que a magnitude da absorção média e individual da externalidade causada pelos bens públicos e inflação, assim como a própria taxa de crescimento da inflação e da provisão de bens públicos, determinarão a distância relativa de um indivíduo para a média. Primeiramente, se o governo não criar nenhuma externalidade (i.e., sem inflação e sem provisão de bens públicos), a distribuição de consumo não se altera. Em Caselli e Ventura (2000), a provisão de bens públicos determina a convergência (ou divergência) do consumo relativo para os níveis médios. Nesse modelo, conclui-se que, para uma determinada estratificação social, e sob hipóteses específicas a serem detalhadas abaixo, a inflação tem relação não-monotônica com a distribuição de consumo.

A dinâmica distributiva dependerá principalmente nas hipóteses sobre a aceleração da inflação e dos gastos do governo, além da distância relativa das preferências do consumidor para a média. A posição relativa de um indivíduo na distribuição de consumo pode mudar com o tempo, como também foi antecipado em Caselli e Ventura.

Para a análise que segue, postulam-se algumas hipóteses sobre as características dos indivíduos muito pobres e muito ricos. Essas hipóteses não restringem análises alternativas sobre a

dinâmica distributiva do consumo; elas apenas permitem que se derivem conclusões sobre a dinâmica distributiva usando estratificação social pouco dúbia.

Hipótese 1: Um indivíduo pobre apresenta as seguintes características:

- a) consome menos bens privados que o indivíduo médio (i.e., $c_j/c < 1$);
- b) detém menos ativos que o indivíduo médio (i.e., $a_j/a < 1$);
- c) atribui mais valor aos bens públicos que um indivíduo médio (i.e., $\beta_j > 1$);
- d) é mais avesso à inflação que a média (i.e., $\sigma_j > \bar{\sigma}$).

A hipótese 1.a., apesar de à primeira vista parecer *ad hoc* visto que o consumo será determinado endogenamente no modelo, pode representar bem os estratos sociais mais extremos. O consumo relativo é tomado em termos absolutos e não é como proporção da renda. Assim, parece razoável supor que o indivíduo muito pobre, devido às suas fortes restrições de renda, vai poder consumir menos que um indivíduo muito rico. Caselli e Ventura adotam esse tipo de estratificação. A hipótese 1.c incorpora a noção de que essa parcela da população em geral tem mais necessidade de educação, saúde, saneamento, entre outros. A hipótese 1.d é baseada em evidência obtida em in Easterly e Fischer (2001).

Hipótese 2: Um indivíduo rico apresenta as seguintes características:

- a) consome menos bens privados que a média (i.e., $c_j/c > 1$);
- b) detém maior valor em ativos do que a média (i.e., $a_j/a > 1$);
- c) atribui menos valor que a média à provisão de bens públicos (i.e., $\beta_j < 1$);
- d) é menos avesso à inflação que a média (i.e., $\sigma_j < \bar{\sigma}$).

Sob as hipóteses (1) e (2), analisa-se a dinâmica da distribuição de consumo a partir da equação (7) sob dois casos plausíveis (mas não exaustivos). Em ambos os casos, assume-se que a taxa de juros real é constante no tempo, i.e., a taxa nominal é exogenamente ajustada para contrapor eventuais mudanças na taxa de inflação. Adicionalmente, para simplificar, somente analisam-se os casos em que não há mudanças drásticas no consumo relativo, ou, mais especificamente, se $a_j^R > 1$ a análise é válida somente enquanto o consumo do indivíduo permanece acima da média (analogamente para $a_j^R < 1$). Deve-se notar que apesar de não contemplar esses casos na análise que segue, não há restrições nesse sentido no modelo, e, para algumas combinações especiais de parâmetros, um indivíduo que apresenta consumo abaixo da média poderia, em um momento seguinte, consumir acima da média.

Caso 1: baixas taxas de crescimento da inflação e de gastos com bens

públicos:
$$\frac{r - \pi + \phi - \rho}{\theta} > \max\left(\frac{\pi}{\pi}, \frac{g}{g}\right)$$

A dinâmica dependerá principalmente da diferença entre as taxas de crescimento da inflação e dos bens públicos, bem como do grau com que as externalidades são absorvidas individualmente.

Assuma que a taxa de crescimento nos gastos do governo é não negativa e igual à da

inflação, i.e., $\frac{g}{g} = \frac{\pi}{\pi} \geq 0$. Se $\beta_j = \frac{\sigma_j}{\sigma}$, então a dinâmica distributiva será governada pelo sinal de $g - \pi$.

Para os pobres, se o *crowding out* do consumo privado pelos gastos do governo for muito forte, i.e., $g - \pi > 0$, então como a taxa de crescimento dos bens públicos é baixa, o consumo individual terá que crescer a uma taxa mais alta para manter a taxa ótima de crescimento do consumo total líquido de inflação, ou seja, $\mathcal{E}^p > 0$. Nesse caso, os pobres vão melhorar seu consumo relativo. Entretanto, inflação mais alta abafa esse movimento.

Para um indivíduo rico, o resultado é o oposto. Sua base de consumo já está alta, então se $g - \pi > 0$ ele reduzirá seu consumo relativo, i.e., $\mathcal{E}^r < 0$. Ao contrário do efeito sobre os pobres, inflação alta vai reduzir a velocidade de convergência do rico para a média.

Se a inflação for maior que a provisão de bens públicos, então para ambos os tipos de indivíduos, a base de consumo será alta, e para manter a taxa ótima de crescimento da inflação, o consumo de bens privados pelos pobres precisará divergir da média, i.e., $\mathcal{E}^p < 0$. Nesse caso, inflação mais alta acelera a divergência. Para os ricos, uma taxa de inflação muito alta exige um aumento no consumo relativo, o que também os leva a divergir da média, i.e., $\mathcal{E}^r > 0$. Inflação ainda maior aumenta a divergência.

Assuma agora que os gastos públicos crescem a uma taxa maior que a inflação (isso engloba também o caso de deflação com maior crescimento dos gastos públicos). Para os pobres, se $g - \pi > 0$, então o sinal de \mathcal{E}^p dependerá da magnitude da diferença. Haverá casos em que $\mathcal{E}^p < 0$, ou, em outras palavras, é mais provável que os pobres fiquem piores em sua posição relativa. Para ambos os ricos e pobres, inflação mais alta aumenta a divergência, deteriorando a distribuição de consumo.

Caso 2: altas taxas de crescimento da inflação e dos gastos do governo com bens

$$\text{públicos: } \frac{r - \pi + \phi - \rho}{\theta} < \min\left(\frac{\pi}{g}, \frac{g}{\pi}\right)$$

Nesse caso, duas forças aparentemente opostas estão em jogo. Uma alta taxa de gastos públicos forçará para baixo a taxa de crescimento do consumo privado para sustentar a taxa ótima de crescimento do consumo total líquido de inflação. Por outro lado, pela mesma razão, alto crescimento inflacionário força a taxa de crescimento do consumo privado para cima.

A dinâmica da distribuição do consumo mais uma vez dependerá da magnitude das variáveis em questão. Se a taxa de crescimento da inflação é a mesma da dos bens públicos, novamente o sinal de $g - \pi$ será fator crucial para a dinâmica. Para os pobres, se $g - \pi > 0$, então o consumo privado vai divergir ($c_j^R < 0$), mas inflação alta ameniza a taxa de divergência. Se, por outro lado, $g < \pi$, então o consumo privado dos pobres convergirá, $c_j^R > 0$, e inflação alta acelerará a convergência. Para os ricos, em ambos os casos a inflação vai forçar a convergência do consumo privado.

Nessas análises, assumimos que um indivíduo tem taxas iguais de absorção das externalidades que se originam dos gastos públicos e da inflação. Os resultados implicam que para baixas taxas de crescimento da inflação e dos gastos do governo, se a taxa de crescimento dos gastos públicos for maior ou igual ao crescimento da inflação, e for não negativa, maior taxa de inflação piorará a distribuição de consumo. Por outro lado, se os gastos do governo e inflação crescerem em ritmo bastante alto, inflação maior comprimirá a distribuição de consumo em torno da média.

Os resultados obtidos nos dois casos analisados acima sugerem a existência de uma espécie de curva de Laffer da desigualdade de consumo para alguns estratos da sociedade, relacionando inflação não-monotonicamente com o hiato social. Entretanto, esses resultados não implicam que essa relação exista para todas as classes sociais, visto que algumas características individuais podem coexistir em ricos e pobres.

Simulamos então o modelo para analisar parametricamente o impacto dos gastos do governo e da inflação sobre a distribuição do consumo da população inteira de indivíduos. Nessa economia artificial, assumimos uma taxa de juros real constante de 7% no período, fator de desconto intertemporal de $\rho = 0.02$, aversão ao risco relativa constante em $1/\theta = 1/3$, e tributação relativa $\phi = 0$ constante no tempo. A simulação começa com uma distribuição perfeitamente igualitária entre os indivíduos. As preferências e as habilidades foram extraídas de distribuições uniformes independentes. As figuras 3.1 a 3.5 mostram a evolução temporal dos coeficientes de Gini calculados para essa economia sob diversas hipóteses a respeito da taxa de crescimento da inflação e dos gastos do governo.

As simulações (ilustradas nas figuras 3.1 a 3.3) sugerem que o nível inicial de inflação tem impacto pequeno sobre a distribuição do consumo. Entretanto, o crescimento inflacionário desempenhou papel crucial na dinâmica distributiva. Baixo crescimento inflacionário (provavelmente

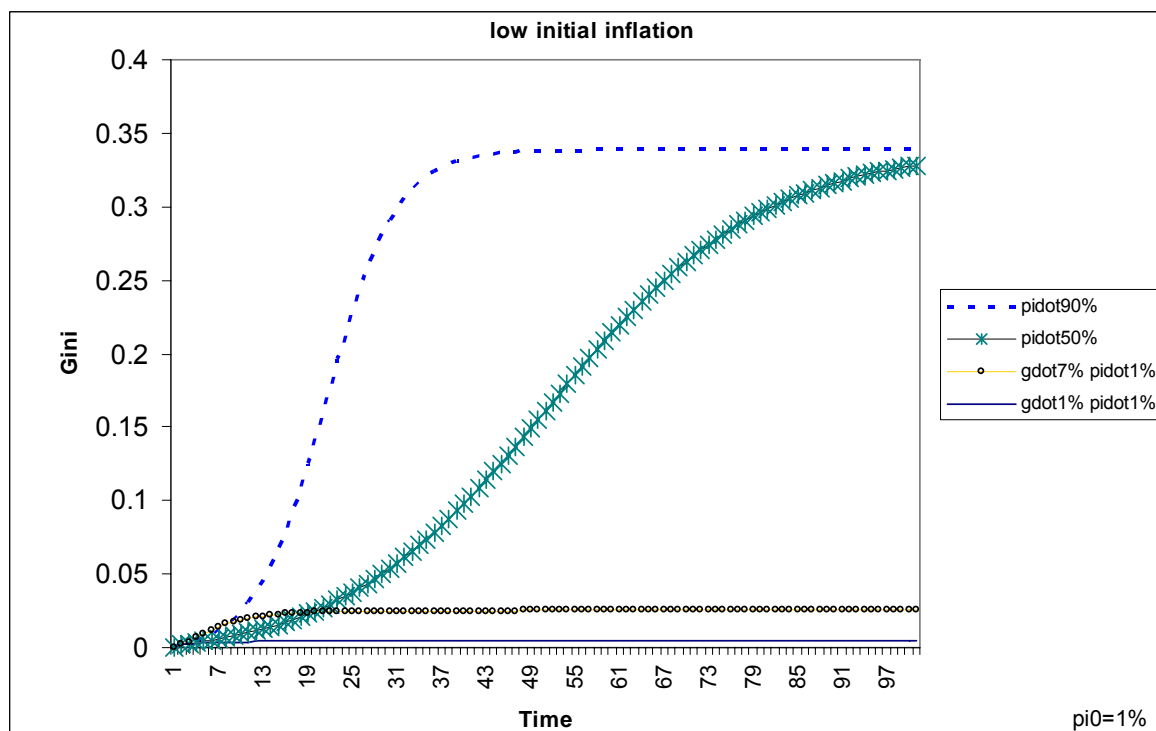
até um limite próximo da taxa de juros real) provocou pequeno aumento no coeficiente de Gini. Alto crescimento inflacionário piorou a desigualdade do consumo até um limite superior significativo, e quanto maior o crescimento inflacionário, mais rápido alcançou-se esse limite.

Iniciando-se com hiperinflação, processos desinflacionários não pioraram a desigualdade de forma significativa nas simulações (figura 4). Entretanto, seu impacto negativo sobre a desigualdade foi um pouco mais forte do que o de um processo inflacionário.

Com os parâmetros usados nas simulações, obteve-se o resultado de que gastos do governo não são cruciais na dinâmica da distribuição do consumo. Entretanto, deve-se levar em consideração de que políticas fiscais altamente expansionistas são em geral acompanhadas de desequilíbrios inflacionários, que, por sua vez, dados os resultados da simulação, podem levar a desigualdade a piorar.

Esses resultados parecem contradizer a evidência da análise anterior de que poderia haver uma curva de Laffer governando o impacto da inflação sobre o consumo. Cada tipo de análise tem seus pontos problemáticos. Os resultados analíticos foram obtidos a partir de hipóteses bastante restritivas sobre as preferências dos consumidores e a trajetória da inflação e do provimento de bens públicos. Por outro lado, a hipótese de distribuições uniformes independentes (habilidades de trabalho e preferências por bens públicos) pode também ser muito restritiva, já que algumas combinações específicas desses parâmetros podem ocorrer com maior probabilidade.

Figura 3.1: Simulação do coeficiente de Gini para uma inflação inicial de 1% por período



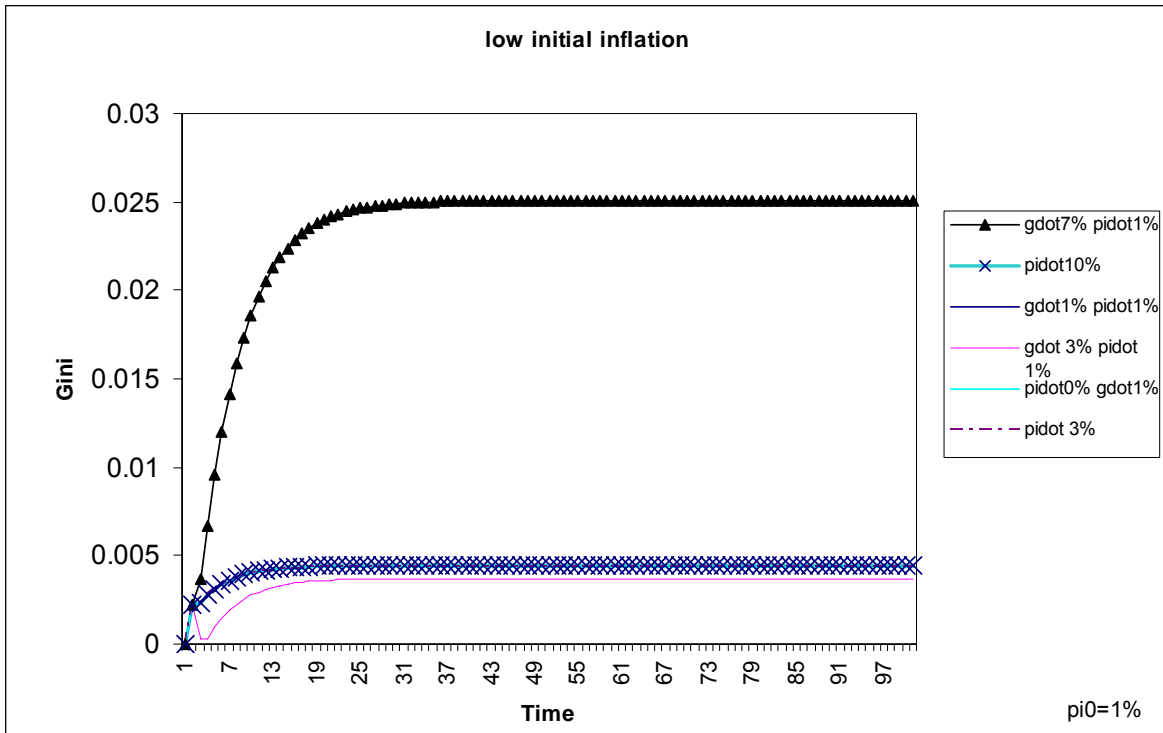


Figura 3.2: Simulação do coeficiente de Gini para uma inflação inicial de 10% por período

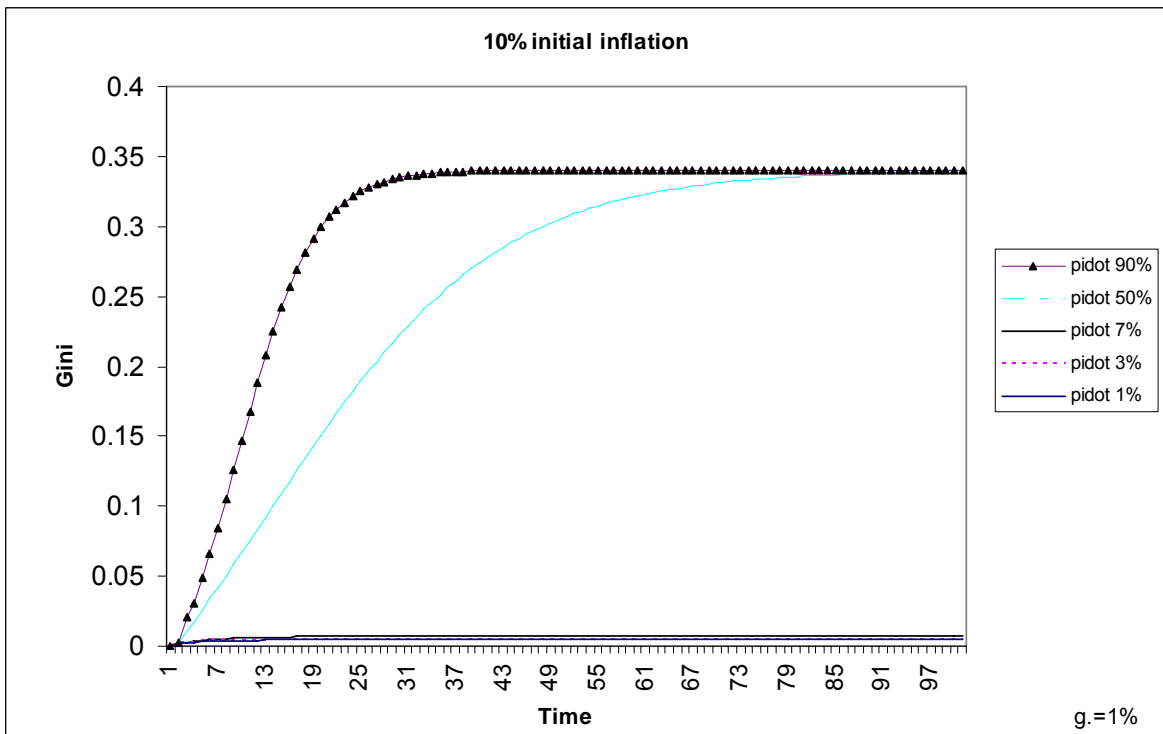


Figura 3.3: Simulação do coeficiente de Gini para uma inflação inicial de 40% por período

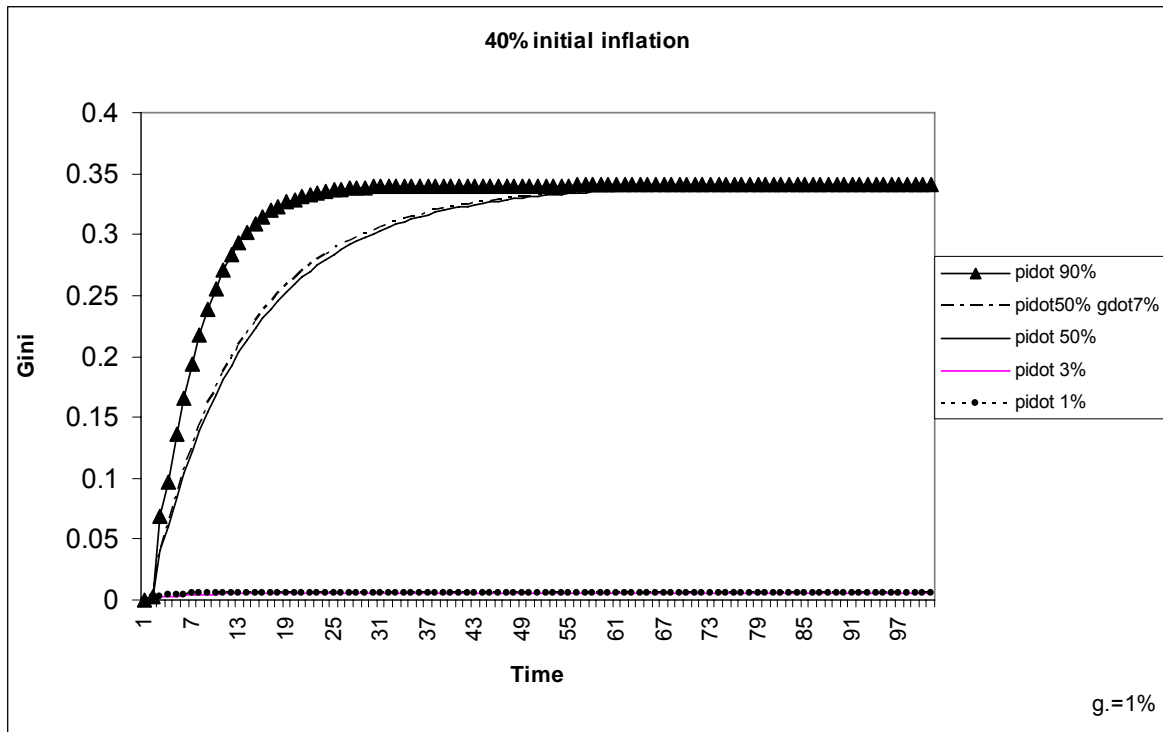
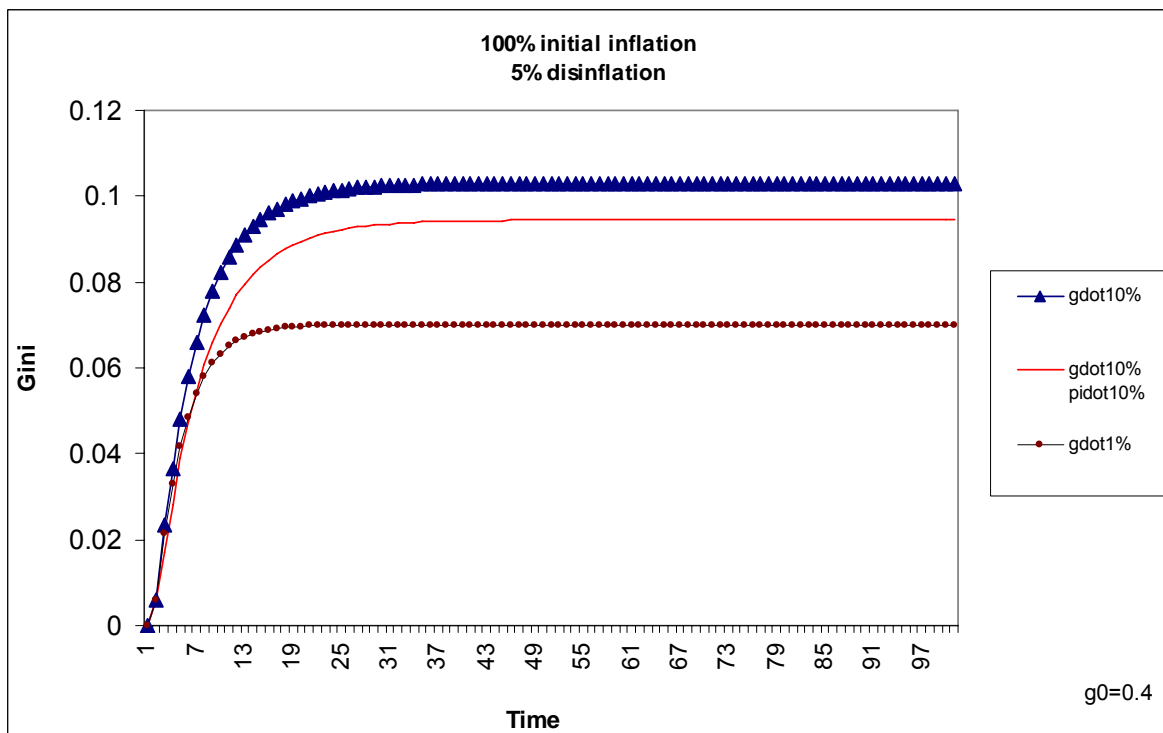


Figura 3.4: Simulação do coeficiente de Gini para uma inflação inicial de 100% por período e uma taxa de desinflação de 5%



Resolvendo-se o modelo de forma recursiva a partir da restrição orçamentária intertemporal do agente, pode-se conduzir simulações da escolha inicial ótima de consumo dada uma alocação inicial de ativos financeiros. A solução recursiva, apresentada na figura 3.5, foi calculada para diferentes cenários de inflação e crescimento inflacionário usando os seguintes parâmetros: taxa real de juros de 7% no período, $\rho = 0.02$, $\theta = 3$, $\varphi = 0$, $w = 1$, 10 observações de ξ_j extraídas de uma distribuição uniforme [0,2], com $E = 2$, e 10 observações de β_j extraídas de uma distribuição uniforme [0,2], formando-se uma combinação vetorial dos parâmetros possíveis da economia, e ativos iniciais distribuídos igualitariamente entre os indivíduos.

Na ausência de inflação ou gastos do governo, o índice de Gini ainda é não nulo (3,08%), sugerindo que a curva de 45° que em geral é tomada como referência para a distribuição em sociedades equânimes não reflete a alocação ótima dos recursos da economia dada a heterogeneidade dos cidadãos. As soluções apontam para a presença de uma relação não monotônica entre inflação e o índice de Gini.

Figura 3.5: Solução recursiva em $t = 0$ para o índice de Gini de consumo

gdot=g0=0		aceleração inflacionária (% a cada t)			
		0%	1%	3%	5%
inflação em t=0	3%	0.0305	0.0456	0.0465	0.0493
	5%	0.0303	0.0454	0.0469	0.0517
	10%	0.0298	0.0450	0.0481	0.0578
	40%	0.0267	0.0427	0.0553	0.0993

3.4.2. Distribuição de riqueza

Como no caso do consumo, seja $a_j^R = \frac{a_j}{a}$ o hiato entre o indivíduo j e o valor da carteira de ativos do indivíduo médio. Diferenciando a_j^R com respeito ao tempo resulta em $\dot{a}_j^R = a_j^R \left(\frac{\dot{a}_j}{a_j} - \frac{\dot{a}}{a} \right)$.

A variável \dot{a}_j^R mede, assim, a taxa de convergência da riqueza do consumidor j para a média. Se o consumidor j for pobre em relação à média, um valor positivo de \dot{a}_j^R implica convergência para a riqueza média, enquanto que se o indivíduo i for rico em relação à média, um valor positivo de \dot{a}_i^R

implica divergência da riqueza média. De (2) obtém-se que a restrição orçamentária do indivíduo médio será:

$$\mathcal{E} = (r - \pi)a + w - c/q \quad (8)$$

Inserindo (2), (4), (6) e (8) na expressão para \mathcal{E}_j^R resulta em:

$$\mathcal{E}_j^R = (\xi_j - a_j^R)\delta_\xi + (\beta_j - a_j^R)\delta_\beta - (\sigma_j - \bar{\sigma}a_j^R)\delta_\sigma \quad (9)$$

em que

$$\delta_\xi = (w/a) - (\mu/aq) \int_t^\infty w e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau ,$$

$$\delta_\beta = g/aq - (\mu/aq) \int_t^\infty (g/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau , e$$

$$\delta_\sigma = (\pi/aq) - (\mu/aq) \int_t^\infty (\pi/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau$$

Os coeficientes δ_ξ , δ_β , e δ_σ respectivamente capturam a distância entre o valor corrente dos salários, bens públicos e inflação para o valor presente de seus valores futuros. Assim, seu sinal dependerá das hipóteses sobre sua trajetória futura.

Pode-se reescrever a equação (9) como (9a) abaixo para deixar explícito o papel da habilidade do trabalho na acumulação de ativos:

$$\mathcal{E}_j^R = (\xi_j - a_j^R)(\delta_\xi - \delta_\sigma) - E\delta_\sigma + (\beta_j - a_j^R)\delta_\beta \quad (9a)$$

Um valor positivo de δ_β implica que haverá um descompasso entre a política de inflação corrente e a política futura, com a política corrente sendo mais expansionista. Raciocínio análogo se aplica a δ_π . Na análise que segue, assumir-se-á um choque positivo corrente sobre a inflação, o que implica que $\delta_\pi > 0$, e esse choque será muito maior que o eventual choque de produtividade.

Se $\delta_\beta = 0$, i.e., não há poupança líquida a partir dos gastos do governo, então a taxa de crescimento da acumulação de ativos por parte dos pobres será menor que a média, levando-o a piorar sua posição relativa. Inflação mais alta elevará a taxa de divergência. Se, por outro lado, há um forte choque positivo de gastos, os pobres vão melhorar sua posição relativa, mas inflação mais alta reduzirá a taxa de convergência.

Se o choque sobre a inflação corrente é muito alto, os ricos vão piorar sua posição relativa, convergindo para a média. Inflação alta acelera esse processo. Se os choques sobre os gastos são muito mais fortes, os ricos melhorarão sua posição relativa, mas inflação mais alta reduzirá essa taxa de divergência.

Nos casos analisados acima para a acumulação de ativos, inflação deixará todos piores relativamente.

3.4.3. Distribuição de renda

A renda nesse modelo é dada por $y = (r - \pi)a_j + w\xi_j$. Defina $y_j^R = \frac{y_j}{y}$ como sendo a distância relativa da renda do consumidor j para o consumidor médio. Defina $\alpha = \frac{(r - \pi)a}{y}$ e $1 - \alpha = \frac{w}{y}$. Assim y_j^R pode ser reescrito como $y_j^R = \alpha \cdot a_j^R + (1 - \alpha)\xi_j$. Sob a hipótese razoável de estabilidade na fração do capital e do trabalho na renda total e taxas de juros constantes no tempo, diferenciando y_j^R com respeito ao tempo resulta em $\dot{y}_j^R = \alpha \cdot \dot{a}_j^R$. Assim, as mesmas condições de convergência ou divergência da riqueza valem para a distribuição de consumo.

3.4.4. Evidência empírica

Há evidência empírica de que a hiperinflação causa redução na desigualdade. Achdut (1996) mostra que em anos de inflação alta e variável em Israel, a inflação funcionou como um imposto progressivo. Em ano de inflação baixa e estável, a inflação aumentou a desigualdade de renda. Achdut argumenta que isso é também um padrão observado nos Estados Unidos, na Suíça e na Suécia, enquanto que para outros países, a inflação se assemelhou mais a um imposto regressivo.

Para algumas camadas sociais, o modelo nesse artigo prevê uma relação não monotônica entre inflação e distribuição do consumo. Para distribuição do consumo, a relação dependerá mais diretamente do tamanho dos choques correntes sobre a inflação, dos gastos do governo e da produtividade do trabalho vis-à-vis suas trajetórias futuras.

Niida (1978) analisa as contas nacionais japonesas e conclui que a inflação no período de 1955 a 1975 não afetou a desigualdade da renda, mas teve importante impacto sobre a desigualdade da riqueza²⁴. A redistribuição de renda seguiu dos credores para os devedores (os grupos de não detentores de casa própria para os detentores de casa própria) e, com outra agregação social, do setor de famílias para as firmas corporativas.

No Brasil, Barros et. al. (2000) encontram evidências de que inflação e desigualdade têm relação mais fraca em períodos de crescimento inflacionário. Eles argumentam que, durante períodos prolongados de hiperinflação, a sociedade aprende a lidar com a inflação criando mecanismos de indexação para neutralizar os efeitos reais da inflação.

Esse artigo não exauriu a análise das predições do modelo, mas fica evidente de que quaisquer predições desse modelo deve ser tomadas com cautela. Salários reais no modelo não são função da inflação. Apesar da existência de mecanismos de indexação generalizados que a sociedade pode criar para lidar com a inflação, os salários reais podem ser negativamente afetados

²⁴ Ao que Niida se referiu por inflação galopante (24.5% a.a. em 1974) redistribuiu renda das firmas corporativas para assalariados.

pela inflação. Alguns estudos mostram que sociedades mais sindicalizadas apresentam menor desigualdade que outras, e essa pode ser a razão porque em um país com alto grau de sindicalização como Israel, a hiperinflação não prejudicou a desigualdade.

3.5. CONCLUSÃO

Esse artigo se baseia no modelo desenvolvido em Caselli e Ventura (2000) para abordar formalmente o efeito da inflação sobre a distribuição de renda, riqueza e consumo. Como a literatura reconhece que indivíduos têm preferências heterogêneas pela inflação, assume-se que a inflação é uma fonte de externalidade absorvida distintamente por indivíduos heterogêneos.

O modelo prediz que, para uma determinada estratificação social e sob hipóteses plausíveis (apesar de não exaustivas), inflação moderada prejudica a desigualdade do consumo. Gastos do governo com bens públicos, quando mantidos relativamente sob controle, têm efeito estabilizador da distribuição quando há inflação moderada. Para inflação elevada, tudo dependerá do efeito líquido que predominará, se vindo de gastos ou se vindo da inflação. Em períodos de hiperinflação, é bastante provável que a desigualdade caia. Para distribuição de consumo, o modelo prevê para estratos sociais mais extremos da distribuição social que choques correntes e não recorrentes sobre a inflação mudam o formato da distribuição, comprimindo os ricos para a média e levando os pobres para mais longe da média.

Os resultados do modelo para a distribuição de consumo se assemelham às evidências obtidas sobre a distribuição de renda em Israel (Aschdut 1996), e, em menor grau, no Brasil e no Japão. Aschdut argumenta que esse padrão de curva de Laffer também está presente nos Estados Unidos, Suíça e Suécia.

3.6. REFERÊNCIAS

- Achdut, L.** (1996), 'Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends: Israel, 1979-93', *Economica* **63**, S1-S27.
- Barros, R., Corseuil, C., Mendonça, R. and Reis, M.** (2000), 'Poverty, Inequality and Macroeconomic Instability', *Working Paper Series of the Brazilian Institute of Applied Economic Research (IPEA)* **750**.
- Bhattacharya, J., Bunzel, H., and Haslag, J.** (2005), 'The nonmonotonic relationship between seigniorage and inequality', *Canadian Journal of Economics* **38 (2)**, 500-519.
- Bulir, A.** (2001) 'Income inequality: does inflation matter?' *IMF Staff Papers* **48**, 139-59.
- Caselli, F. and Ventura, J.** (2000). 'A Representative Consumer Theory of Distribution', *The American Economic Review* **90 (4)**, 909-926.
- Dolmas, J., Huffman, G., and Wynne, M.** (2000). 'Inequality, Inflation and Central Bank Independence', *Canadian Journal of Economics* **33 (1)**, 271-287.
- Easterly, W. and Fischer, S.** (2001). 'Inflation and the Poor', *Journal of Money, Credit and Banking* **33 (2)**, 160-178.

Furman, J. and Stiglitz, J. (1998). 'Economic Consequences of Income Inequality', in *Symposium Proceedings – Income Inequality: Issues and Policy Options*, Jackson Hole, Wyoming: Federal Reserve Bank of Kansas City, 221-263.

Levy, A. (2002). 'A Note on Income Inequality and Macro-economic volatility', *Australian Economic Papers* **41**, 233-238.**Mulligan, C.B., and X. Sala-i-Martin** (2000) 'Extensive margins and the demand for money at low interest rates,' *Journal of Political Economy* **108**, 961–91

Niida, H. (1978). 'The Redistributive Effects of the Inflationary Process in Japan, 1955-75', *Review of Income and Wealth* **24 (2)**, 195-219.

Romer, D. (2001). *Advanced Macroeconomics*, New York: McGraw Hill.

Tommasi, M. (1994). 'The Consequences of Price Instability on Search Markets: Toward Understanding the Effects of Inflation', *American Economic Review* **84 (5)**, 1385-1396.

CONCLUSÃO

Essa tese apresentou três ensaios abordando temas relevantes para condução da política monetária: formação de expectativas de inflação, credibilidade, e impacto distributivo da inflação.

No primeiro artigo, testa-se a hipótese de racionalidade das expectativas de inflação coletadas junto a analistas profissionais, acadêmicos e consultorias em alguns países da América Latina. Os testes de eficiência apontam para direções de aprimoramento na comunicação e nos instrumentos utilizados pelos bancos centrais no estudo. Os testes de formação de expectativas apontam para a existência de importante componente de aprendizagem, que deve ser levada em consideração no desenho de uma política monetária ótima.

O segundo artigo apresenta um modelo de teoria dos jogos com informação incompleta, em regime de metas para a inflação definidas por um ente externo ao banco central. Adotando-se o critério intuitivo de seleção de equilíbrios, o modelo mostra que as metas para a inflação, mesmo que não cumpridas, servem como âncora para as decisões de quaisquer dos tipos de banqueiros centrais, e que, em economias com maior distanciamento dos tipos possíveis de banqueiros centrais, o custo recessivo de políticas monetárias austeras é maior.

No terceiro artigo, avalia-se o impacto distributivo da inflação em uma economia com agentes heterogêneos. A inflação é incorporada como uma externalidade inesgotável absorvida em diferentes graus por indivíduos distintos. Para determinada estratificação social, o impacto da inflação sobre a distribuição de consumo é não monotônico, intensificando o distanciamento social para níveis moderados de crescimento inflacionário, e promovendo a convergência social para níveis muito elevados de crescimento inflacionário. Choques inflacionários correntes provocam maior assimetria na distribuição, concentrando-se mais no lado esquerdo do suporte da distribuição.

ANEXOS

ANEXO AO CAPÍTULO 3

Esse apêndice apresenta as derivações das equações do modelo apresentado no capítulo 3.

A.1. O consumidor representativo

Cada consumidor j tem uma função utilidade no consumo da forma:

$$U_j = \int_t^{\infty} \frac{(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-\rho \tau} d\tau \quad (1)$$

e uma restrição orçamentária:

$$\dot{a}_j = (r - \pi)a_j + w\xi_j - c_j/q \quad (2)$$

O consumidor j maximiza (1) sujeito a (2). O Hamiltoniano é:

$$J = \frac{(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-\rho t} + \mu[(r - \pi)a_j + w\xi_j - c_j/q] \quad (A.1)$$

em que μ é o multiplicador de Lagrange. As condições de primeira ordem para (A.1) resultam em:

$$\text{i) } \frac{\partial J}{\partial c_j} = 0$$

$$\Rightarrow (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{-\theta} e^{-\rho t} - \mu/q = 0$$

$$\Rightarrow \mu = q(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{-\theta} e^{-\rho t}, \text{ e diferenciando no tempo}$$

$$\dot{\mu} = q(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{-\theta} e^{-\rho t} \{ \phi - \theta(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{-1} (\dot{c}_j + \beta_j \dot{g} - \sigma_j \dot{\pi}) - \rho \}, \text{ em que } \phi = \frac{\dot{c}_j}{c_j}$$

$$\Rightarrow \frac{\dot{\mu}}{\mu} = \phi - \theta(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{-1} (\dot{c}_j + \beta_j \dot{g} - \sigma_j \dot{\pi}) - \rho$$

$$\text{ii) } \frac{\partial J}{\partial a_j} = -\dot{\mu}$$

$$\Rightarrow -\dot{\mu} = \mu(r - \pi) \Rightarrow \frac{\dot{\mu}}{\mu} = -(r - \pi).$$

Assim, $\phi - \theta(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi)^{-1} (\xi_j + \beta_j \xi - \sigma_j \pi) - \rho = -r + \pi$. Rearranjando os termos resulta na equação de Euler:

$$\xi_j + \beta_j \xi - \sigma_j \pi = \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) \quad (3)$$

Em que $\phi(t)$ representa a taxa de crescimento de q .

iii) condição de transversalidade:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} a_j \mu_t = 0$$

Para resolver para (3), seguem-se os passos:

- integre (2) para frente:

Primeiro multiplique ambos os lados de (2) por $e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv}$ e integre em τ :

$$\int_t^\infty [\xi_j - (r - \pi)a_j] e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau = \int_t^\infty [w\xi_j - c_j/q] e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau \quad (A.2)$$

Note que $\frac{\partial}{\partial t} \left\{ a_j e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} \right\} = \xi_j e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} + a_j e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} \frac{\partial}{\partial t} \left\{ -\int_t^\tau (r - \pi)dv \right\}$. Mas aplicando a regra de

Leibniz, obtém-se

$$\frac{\partial}{\partial t} \left\{ -\int_t^\tau (r - \pi)dv \right\} = [\xi_j - (r - \pi)a_j] e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv}$$

$$\Rightarrow \int_t^\infty [\xi_j - (r - \pi)a_j] e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau = \int_t^\infty \frac{\partial}{\partial t} \left\{ a_j e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} \right\} d\tau = a_j e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} \Big|_t^\infty + \kappa = -a_j + \kappa, \text{ em que}$$

κ é uma constante de integração. Assim, (A.2) pode ser reescrito como

$$-a_j = \int_t^\infty [w\xi_j - c_j/q] e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau - \kappa, \text{ ou}$$

$$a_j = \int_t^{\infty} [-w\xi_j + c_j/q] e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau + \kappa \quad (\text{A.3})$$

- resolva a condição de transversalidade, replicada abaixo:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} a_j \mu_t = 0 \quad (\text{A.4})$$

Das CPOs, tem-se que $\frac{\dot{\mu}}{\mu} = -(r - \pi)$. Assim

$$\mu_t = \mu(0) e^{-\int_0^t (r-\pi)dv}, \mu(0) \neq 0 \quad (\text{A.5})$$

Inserindo (A.3) e (A.5) em (A.4) resulta em

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left\{ \left[\int_t^{\infty} (-w\xi_j + c_j/q) e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau + \kappa \right] \mu(0) e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} \right\} = 0$$

$\Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} \kappa \mu(0) = 0$, já que o suporte da integral na parte mais esquerda da equação anterior vai para zero quando $t \rightarrow \infty$ e $e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} \rightarrow 0$ assumindo que $r_t \geq \pi_t \forall t$. Assim $\kappa = 0$, e (A.3) fica

$$a_j = \int_t^{\infty} [-w\xi_j + c_j/q] e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau \quad (\text{A.6})$$

- integre a equação de Euler para frente, dada por:

$$\dot{g}_j + \beta_j g_j - \sigma_j \pi_j - \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c_j + \beta_j g_j - \sigma_j \pi_j) = 0.$$

Primeiro, multiplique (3) por $e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta}(r-\pi-\rho+\phi)dv}$ e integre em τ para obter:

$$\int_t^{\infty} \left[\alpha_j + \beta_j g - \sigma_j \pi - \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) \right] e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv} d\tau = 0 \quad (\text{A.7})$$

Note que
$$\frac{\partial}{\partial \tau} \left\{ (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv} \right\} = (\alpha_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv} +$$

$$+ (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv} \frac{\partial}{\partial \tau} \left\{ -\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv \right\}$$

Aplicando a regra de Leibniz, $\frac{\partial}{\partial \tau} \left\{ -\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv \right\} = -\frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi)$, e então obtém-se que

$$\frac{\partial}{\partial \tau} \left\{ (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv} \right\} = (\alpha_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv} +$$

$$- \left(\frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} \right) (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv}$$

Assim

$$\int_t^{\infty} \left[\alpha_j + \beta_j g - \sigma_j \pi - \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) \right] e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv} d\tau = 0$$

$$\Rightarrow (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) e^{-\int_t^{\infty} \frac{1}{\theta} (r - \pi - \rho + \phi) dv} \Big|_t^{\infty} + m = 0, \text{ em que } m \text{ é uma constante de integração.}$$

$$\Rightarrow -(c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) + m = 0, \text{ e rearranjando os termos resulta em}$$

$$c_j = m - \beta_j g + \sigma_j \pi \quad (\text{A.8})$$

- insiera (A.8) em (A.6) para encontrar uma expressão para m , que será então inserida em (A.8)

$$\begin{aligned}
 a_j &= \int_t^{\infty} \left[-w\xi_j + \frac{1}{q}(m - \beta_j g + \sigma_j \pi) \right] e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau \\
 \Rightarrow a_j - \int_t^{\infty} \left[-w\xi_j - \frac{1}{q}(\beta_j g - \sigma_j \pi) \right] e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau &= m \int_t^{\infty} \frac{1}{q} e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau \\
 \Rightarrow m &= \left[\int_t^{\infty} \frac{1}{q} e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau \right]^{-1} \times \left[a_j + \int_t^{\infty} \left[w\xi_j + \frac{1}{q}(\beta_j g - \sigma_j \pi) \right] e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau \right]
 \end{aligned}$$

e substituindo m em (A.8) resulta em

$$c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi = \frac{a_j + \int_t^{\tau} (w\xi_j + \beta_j g/q - \sigma_j \pi/q) e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau}{\int_t^{\infty} q^{-1} e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau}, \text{ que pode ser reescrito como}$$

$$c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi = \mu \left[a_j + \int_t^{\infty} (w\xi_j + \beta_j g/q - \sigma_j \pi/q) e^{-\int_t^{\tau} (r-\pi)dv} d\tau \right] \quad (4)$$

em que

$$\mu = \frac{1}{\int_t^{\infty} q^{-1} e^{-\int_t^{\tau} \frac{1}{\theta}(r-\pi)dv} d\tau}$$

A.2. Dinâmica distributiva

A.2.1 Consumo relativo

O propósito aqui é encontrar uma equação de dinâmica para descrever o consumo relativo. Tomando a média de (2) a (4) em J , o número de agentes da economia, encontra-se:

$$\dot{c} = (r - \pi)a + w - c/q \quad (8)$$

e

$$\dot{c} = -\beta_j \dot{g} + \sigma_j \dot{\pi} + \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c + g - \bar{\sigma}\pi) \quad (5)$$

e

$$c + g - \bar{\sigma}\pi = \mu \left[a + \int_t^{\infty} (w + g/q - \bar{\sigma}\pi/q) e^{-\int_t^v (r-\pi)dv} d\tau \right] \quad (6)$$

Agora defina o consumo relativo como sendo

$$c_j^R = c_j/c \quad (A.9)$$

Diferenciando (A.9) no tempo resulta em:

$$\dot{c}_j^R = \frac{\dot{c}_j}{c} - \frac{\dot{c}}{c} c_j^R \quad (A.10)$$

Inserindo (3) e(5) em (A.10) resulta em:

$$\dot{c}_j^R = \frac{1}{c} \left[-\beta_j \dot{g} + \sigma_j \dot{\pi} + \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c_j + \beta_j g - \sigma_j \pi) \right] - \frac{1}{c} c_j^R \left[-\beta_j \dot{g} + \sigma_j \dot{\pi} + \frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} (c + g - \bar{\sigma}\pi) \right]$$

Após levar em conta o fato de que $\frac{c_j}{c} - c_j^R = 0$, e rearranjando os termos, obtém-se:

$$\dot{c}_j^R = \left(\frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} - \frac{\beta_j}{g} \right) \frac{g}{c} (\beta_j - c_j^R) - \left(\frac{r - \pi - \rho + \phi}{\theta} - \frac{\pi}{\pi} \right) \frac{\pi}{c} (\sigma_j - \bar{\sigma} c_j^R) \quad (7)$$

A.2.2. Consumo relativo

O propósito aqui é encontrar uma equação de dinâmica para a renda relativa. Primeiro defina:

$$a_j^R = \frac{a_j}{a} \quad (A.11)$$

que implica $\dot{c}_j = \dot{c}_j^R a + a_j^R \dot{c}$. Inserindo (2) em (A.11) resulta em

$$(r - \pi)a_j + \xi_j w - c_j/q = \mathfrak{A}_j^R a + a_j^R \mathfrak{A} \quad (\text{A.12})$$

Inserindo (7) em (A.12) resulta em

$$(r - \pi)a_j + \xi_j w - c_j/q = \mathfrak{A}_j^R a + a_j^R [(r - \pi)a + w - c/q]$$

$$\Rightarrow \mathfrak{A}_j^R = \frac{1}{a} \left\{ (r - \pi)a_j + \xi_j w - c_j/q - a_j^R [(r - \pi)a + w - c/q] \right\}$$

$$\Rightarrow \mathfrak{A}_j^R = \frac{1}{a} \left\{ (r - \pi)(a_j - a_j^R a) + (\xi_j - a_j^R)w - 1/q(c_j - a_j^R c) \right\}$$

Note que $a_j - a_j^R a = 0$. Então:

$$\mathfrak{A}_j^R = (w/a)(\xi_j - a_j^R) - \frac{1}{aq}(c_j - c a_j^R) \quad (\text{A.13})$$

Inserindo (4) e (6) na última parte do lado direito de (A.13), obtém-se

$$\frac{1}{aq}(c_j - c a_j^R) = \frac{1}{aq} \left\{ \mu(a_j + \int_t^\infty (\xi_j w + \beta_j g/q - \sigma_j \pi/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau \right.$$

$$\left. + [-\beta_j g + \sigma_j \pi + g a_j^R - \bar{\sigma} \pi a_j^R - \mu(a_j + \int_t^\infty (w + g/q - \bar{\sigma} \pi/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau)] a_j^R \right\}$$

$$\Rightarrow \frac{1}{aq}(c_j - c a_j^R) = \frac{\mu}{aq} \left\{ (\xi_j - a_j^R) \int_t^\infty w e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau + (\beta_j - a_j^R) \left[\int_t^\infty (g/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau - g/\mu \right] \right.$$

$$\left. - (\sigma_j - \bar{\sigma} a_j^R) \left[\int_t^\infty (\pi/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi)dv} d\tau - \pi/\mu \right] + [a_j - a_j^R a] \right\}.$$

Como $a_j - a_j^R a = 0$, (A.13) pode ser reescrita como

$$\begin{aligned}
\mathcal{A}_j^R &= (\xi_j - a_j^R) \left[(w/a) - (\mu/aq) \int_t^\infty w e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau \right] \\
&+ (\beta_j - a_j^R) \left[g/aq - (\mu/aq) \int_t^\infty (g/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau \right] \\
&- (\sigma_j - \bar{\sigma} a_j^R) \left[(\pi/aq) - (\mu/aq) \int_t^\infty (\pi/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau \right], \text{ que se resume a}
\end{aligned}$$

$$\mathcal{A}_j^R = (\xi_j - a_j^R) \delta_\xi + (\beta_j - a_j^R) \delta_\beta - (\sigma_j - \bar{\sigma} a_j^R) \delta_\sigma \quad (9)$$

em que

$$\delta_\xi = (w/a) - (\mu/aq) \int_t^\infty w e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau$$

$$\delta_\beta = g/aq - (\mu/aq) \int_t^\infty (g/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau, \text{ e}$$

$$\delta_\sigma = (\pi/aq) - (\mu/aq) \int_t^\infty (\pi/q) e^{-\int_t^\tau (r-\pi) dv} d\tau$$