

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: ESTIMAÇÃO DE UMA REGRA
DE TAYLOR PARA O PERÍODO PÓS-METAS DE INFLAÇÃO (2000-2010)

Victor de Fraga Sant'Ana

PORTO ALEGRE

2011

VICTOR DE FRAGA SANT'ANA

REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: ESTIMAÇÃO DE UMA REGRA
DE TAYLOR PARA O PERÍODO PÓS-METAS DE INFLAÇÃO (2000-2010)

Monografia submetida ao curso de graduação
em Economia da Faculdade de Ciências
Econômicas da UFRGS, como quesito
parcial para obtenção do título de Bacharel
em Ciências Econômicas

Orientador: Prof. Dr. Marcelo S. Portugal

PORTO ALEGRE

2011

VICTOR DE FRAGA SANT'ANA

REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: ESTIMAÇÃO DE UMA REGRA
DE TAYLOR PARA O PERÍODO PÓS-METAS DE INFLAÇÃO (2000-2010)

Monografia submetida ao curso de graduação
em Economia da Faculdade de Ciências
Econômicas da UFRGS, como quesito
parcial para obtenção do título de Bacharel
em Ciências Econômicas

Aprovado em: Porto Alegre, 28 de novembro de 2011.

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal - orientador
UFRGS

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht
UFRGS

Prof. Dr. Nelson Seixas dos Santos
UFRGS

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família, em especial aos meus pais Alvino e Marilaine, pelo apoio durante toda a graduação, e à minha irmã Júlia, por entender que o “mano” tinha que estudar para a faculdade.

Agradeço aos meus professores, em especial aos professores Marcelo Portugal, que foi meu orientador nessa monografia e na iniciação científica, e Hudson Torrent, que foi o professor que me apresentou à econometria.

Agradeço aos colegas e amigos do Núcleo de Análise de Política Econômica (NAPE) Matheus da Silveira, Fernando Kuwer, Augusto Atz, Luiza Andrade, Affonso Reis, Lucas Tesser e, em especial, aos também colegas de iniciação científica Paulo Motula, Paulo Naibert, Fernando Schuck e Bruno Martins, pelo ambiente sério e propício ao estudo.

Agradeço aos demais amigos que fiz durante a faculdade, em especial ao pessoal do “Pereco”, pela descontração nas partidas de futebol nos finais de semana.

RESUMO

Desde o início do regime de metas de inflação no Brasil, é importante o estudo detalhado de como se faz política monetária e fiscal. O presente trabalho procura estimar uma regra de política monetária no formato de uma regra de Taylor para o Brasil no período entre 2000 e 2010, após a adoção do sistema de metas de inflação. Para tanto, são feitas algumas alterações na regra de Taylor original, referentes à incorporação de expectativas de inflação e de um modelo de ajuste parcial. Esse trabalho procura também mostrar se a autoridade monetária mudou a maneira de fazer política monetária na troca de gestão do governo. Na conclusão desse estudo, mostra-se a regra de Taylor estimada, gerando indícios para aceitar que houve diferença no modo de conduzir política monetária entre a gestão de Armínio Fraga e de Henrique Meirelles no Banco Central do Brasil.

Palavras-chave: política monetária, regra de Taylor, sistema de metas de inflação.

ABSTRACT

Since the beginning of the inflation targeting system in Brazil, it is important to study carefully how fiscal and monetary policy are being planned. The present work seeks to estimate a monetary policy rule in the form of a Taylor's rule to Brazil between 2000 and 2010, after the adoption of inflation targeting system. To do so, a few changes are made on the original Taylor's rule, where we incorporate inflation expectations and a partial adjustment model. This work seeks also to show if the monetary authority changed the way of making monetary policy when the government's party changed. In the conclusion of this work, the estimated Taylor's rule is showed, generating reasons to accept that Armínio Fraga, when he was chairman of the Brazilian Central Bank, conducted the monetary policy differently than his successor Henrique Meirelles.

Key-words: monetary policy, Taylor's rule, inflation targeting system.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1 – Taxa de inflação no Brasil pelo IPCA de 1980 a 2010 (Variação percentual mensal).....	25
Gráfico 2.2 – Relação entre as metas de inflação e o IPCA ac. em 12 meses (%).....	27
Gráfico 2.3 – Taxa de crescimento do PIB acumulado em quatro trimestres (em %).....	28
Gráfico 2.4 – Taxa de câmbio R\$/US\$ e risco-país.....	30
Gráfico 2.5 – Diferença entre o IPCA acumulado no ano e a meta de inflação (em pontos percentuais).....	31
Gráfico 2.6 – Taxa real de juros (pela Selic efetiva e pelo IPCA ac. em 12 meses).....	32
Gráfico 3.1 – FAC da taxa de câmbio R\$/US\$ mensal de jan/2001 a set/2011.....	44
Gráfico 4.1 – IPCA separado em preços livres e administrados (variação percentual acumulada em 12 meses).....	49
Gráfico 4.2 – Série de erros estimados do modelo 23.....	59
Gráfico 4.3 – Série de erros estimados do modelo 29.....	61
Gráfico 4.4 – Previsão do modelo 29 para 2011.....	62
Gráfico 5.1 – Séries ocorrida e estimada da taxa de juros.....	64
Gráfico 5.2 – Evolução das séries de desvio esperado da inflação em relação à meta e do desvio do IPCA em relação à meta (em pontos percentuais).....	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Crescimento médio do consumo de energia elétrica e da capacidade instalada de energia (1981-2002).....	29
Tabela 4.1 – Teste ADF nas séries utilizadas.....	52
Tabela 4.2 – Primeiras estimações para a regra de Taylor (Modelos 1, 2, 3 e 4).....	54
Tabela 4.3 – Estimações para a regra de Taylor (Modelos do 5 ao 12).....	55
Tabela 4.4 – Estimação da regra de Taylor com a taxa de juros defasada em dois <i>lags</i> (Modelos 13, 14, 15 e 16).....	56
Tabela 4.5 – Inclusão da variável <i>dummy</i> no modelo (Modelos 17, 18, 19 e 20).....	57
Tabela 4.6 – Estimações de regras de Taylor com variáveis mais significativas (modelos 21, 22, 23, 24, 25 e 26).....	58
Tabela 4.7 – Estimações realizadas com o procedimento de White para corrigir a variância (Modelos 27, 28, 29 e 30).....	60
Tabela 4.8 – Teste ADF nos resíduos estimados.....	62

SUMÁRIO

1	Introdução.....	11
2	Regra de política monetária e sistema de metas de inflação.....	13
2.1	Regra de Taylor.....	14
2.1.1	Regra de Taylor aplicada em um modelo.....	19
2.2	O sistema de metas de inflação.....	22
2.3	O início do Plano Real.....	23
2.4	O sistema de metas de inflação no Brasil.....	26
3	Econometria de Séries Temporais.....	33
3.1	Estacionaridade.....	33
3.1.1	Processo auto-regressivo AR(p).....	33
3.1.2	Processo de médias móveis MA(q).....	36
3.1.3	Processo auto-regressivo de médias móveis ARMA(p,q).....	37
3.1.4	Processo auto-regressivo de médias móveis com integração ARIMA(p,d,q).....	37
3.1.5	Testes de raiz unitária DF e ADF.....	38
3.2	Modelo de ajustamento parcial.....	41
3.3	Teste de diagnóstico de resíduos.....	43
4	Estimação da regra de Taylor.....	47

4.1	Modelo a ser estimado.....	47
4.1.1	Expectativa e série de desvio em relação à inflação.....	47
4.1.2	Separação do IPCA em preços livres e administrados.....	49
4.1.3	Taxa de juros defasada, <i>proxy</i> para o PIB e <i>dummy</i> para Fraga.....	50
4.2	Séries utilizadas.....	51
4.3	Estimação.....	53
4.4	Previsão do modelo para 2011.....	62
5	Conclusão.....	64
6	Referências.....	67

1. Introdução

O objetivo principal dessa monografia é verificar se a autoridade monetária do Brasil (Banco Central do Brasil) vem seguindo uma regra de política monetária, mesmo que não intencionalmente, como a regra que Taylor explicitou para o *Federal Reserve* (Banco Central norte-americano), desde a criação do plano de metas de inflação. Testaremos aqui a hipótese de que o Banco Central muda a taxa básica de juros principalmente em resposta a desvios no produto (PIB) e a desvios da inflação em relação à sua meta e essa relação é no modelo de uma regra de Taylor, que também adicionaremos a taxa de juros defasada, como já existe na literatura. Como houveram, no período estudado, dois presidentes diferentes no Banco Central do Brasil (BCB), testaremos se a maneira de fazer política monetária dessas duas gestões foi diferente.

Este estudo surgiu da curiosidade do autor acerca da política monetária do Brasil, nesse período recente de metas de inflação, que começou em julho de 1999. O interessante desse sistema é que, se o Banco Central tiver credibilidade e o sistema for crível como um todo, os efeitos da política monetária sobre a economia podem gerar mais estabilidade macroeconômica, mesmo havendo efeitos de choques na economia.¹ Conforme declara o Banco Central do Brasil, em seu site, “*hoje há consenso na sociedade sobre as vantagens da estabilidade de preços, condição necessária para que possa haver crescimento auto-sustentado*”².

Apesar de regras de política monetária, como a de Taylor, serem relativamente simples, a capacidade delas de explicar as atitudes da autoridade monetária torna a estimação dessas regras um fato relevante. Regras de Taylor também podem ser utilizadas em modelos mais avançados de macroeconomia, como os modelos DSGE (*dynamic stochastic equilibrium models*).

Esse estudo se desenvolve em três capítulos e mais um capítulo de conclusão. No primeiro capítulo do desenvolvimento desse estudo (que corresponde ao segundo capítulo

¹ROMER (2006).

²Fascículo “Regime de metas para a inflação no Brasil”, da série “Perguntas mais frequentes”, elaborada pelo Banco Central do Brasil, p. 7.

desse trabalho), faremos um histórico da regra de Taylor e do plano Real, com uma explicação sobre o sistema de metas de inflação em geral e específico para o Brasil. No capítulo seguinte, procederemos explicando a metodologia utilizada na análise desse estudo. No capítulo posterior, estimaremos a regra de Taylor para o Brasil, explicitando a amostra utilizada e testando as hipóteses que nos propomos a testar. Após esses três capítulos de desenvolvimento, concluiremos a análise com base nos dados do capítulo de estimação.

2 Regra de política monetária e sistema de metas de inflação

Política monetária, pela definição de um manual de macroeconomia, representa “*as escolhas do Banco Central com relação à oferta de moeda*”³. Isso quer dizer que quando a autoridade monetária (o Banco Central, no caso do Brasil) utiliza de instrumentos como a taxa de juros ou a taxa de compulsório, por exemplo, para interferir na oferta de moeda, ela está fazendo política monetária. Na verdade, a autoridade monetária faz política monetária para mexer na liquidez, sendo que, para isso, pode se utilizar, por exemplo, de manipulação direta da oferta de moeda e manipulação da taxa de juros. Portanto, referente à liquidez, o Banco Central pode mexer na quantidade (oferta de moeda) e no preço (taxa de juros).

Até a década de 1990, a política monetária era pensada na manipulação direta da oferta de moeda. Só nessa década é que a maioria dos Bancos Centrais trocou para o sistema de metas de inflação, devido ao desgaste do sistema anterior e às vantagens do novo sistema. A justificativa para a adoção de um regime de política monetária baseado na manipulação da oferta de moeda é que esse fator tem uma relação muito próxima com a inflação no médio prazo. Ao menos era isso o que pensavam os economistas da época, pois essa relação não se mostrou tão próxima assim. O regime anterior, baseado em metas do crescimento da moeda, foi substituído por um novo sistema baseado em metas de inflação e no uso de regras de taxa de juros.⁴ O Brasil adotou metas de inflação em 1999, após o regime de âncora cambial, utilizado anteriormente.

Nesse capítulo examinaremos o que é a regra de Taylor, o sistema de metas de inflação e o que ocorreu no Brasil desde a adoção desse sistema até o último período utilizado aqui, que é dezembro de 2010. Antes de abordarmos o sistema de metas de inflação no Brasil, falaremos do início do Plano Real até a adoção do sistema de metas inflacionárias.

³ MANKIW (1998), p. 389.

⁴ BLANCHARD (2007).

2.1 Regra de Taylor

No início da década de 1990, havia uma forte discussão entre discricção (ou discricionariiedade) e regras de política monetária, para ver qual a seria a opção mais adequada para política monetária. Foi à luz dessa discussão que John Taylor escreveu um artigo, em 1993, que deu origem ao que seria chamado de regra de Taylor. A política monetária discricionária é aquela que a autoridade monetária a conduz um período de cada vez, sem haver necessariamente uma relação entre a política definida em um período e a definida em outro. Já a política baseada em regras se caracteriza pela escolha e implementação de uma regra matemática pela autoridade monetária, que deve ser seguida. Nesse último caso, o papel do Banco Central é definir a regra e mantê-la, sem mudá-la a cada período, a não ser que avise antes.⁵

O debate comum na época nesse campo era sobre se a autoridade monetária deveria usar regras para fazer a definição da taxa de juros ou usar da discricção (*discretion*) para esse fim. Nesse contexto, o autor diz que os fazedores de política (*policymakers*) não necessariamente seguem estritamente regras para a definição da taxa de juros. Mas, segundo o autor, se existe algo em que a macroeconomia moderna é clara, é que regras de política (*policy rules*) possuem mais vantagens do que discricção em melhorar o desempenho econômico. Embora se soubesse que nenhuma regra de política monetária deveria necessariamente ser interpretada estritamente. O debate era feito como se a única regra existente fosse a da taxa constante de crescimento da oferta de moeda, mas regras onde a oferta de moeda varia em resposta a uma variação de desemprego ou inflação também são regras de política monetária.

Uma regra de política monetária, segundo Taylor, não precisa, necessariamente, seguir uma fórmula matemática, mas isso não é consenso entre os economistas. Essa perspectiva, assumida por Taylor, amplia a definição de regra de política monetária e permite uma consideração de questões que não seriam sem essa visão mais ampla da regra. Esse olhar do autor sobre o tema permite considerar como regra de política monetária uma onde o Banco Central teria como objetivo manter a renda nominal na meta, mas não incluiria nessa definição uma regra discricionária pura. Após essa introdução, o autor

⁵ MCCALLUM (1989).

discorre sobre três questões da política monetária relacionadas às regras: o esquema de uma regra, a transição para uma nova regra, e a manutenção diária da mesma.

Taylor (1993) cita um livro⁶ que compara nove diferentes modelos econométricos e suas conclusões sobre a política monetária, sendo que sete desses nove modelos são estimados assumindo expectativas racionais. A comparação de Bryant é centrada no fato de o Banco Central definir a taxa de juros. A autoridade monetária mudaria, então, a taxa de juros em resposta a “desvios da oferta monetária da meta, desvios da taxa de câmbio de alguma meta, ou desvios ponderados da taxa de inflação (ou nível de preços) e produto real de alguma meta”⁷. Como consenso, temos que as políticas monetárias centradas na taxa de câmbio ou na oferta monetária não são tão eficientes quanto as que são centradas diretamente no nível de preços e no produto real e, de fato, são as que foram melhores sucedidas. Apesar de a autoridade monetária levar mais em conta o nível de preços e o produto real, ela pode levar em consideração a taxa de câmbio ou outros fatores, mas com um peso menor, e chega a ser preferível em alguns países. Mesmo assim, não há consenso sobre o peso que cada fator deve influenciar na definição da taxa de juros.

A regra de política monetária conhecida como regra de Taylor tem esse nome devido a esse trabalho escrito por John Taylor comentado acima, que utilizou uma regra matemática de política monetária para explicar a definição da taxa de juros do banco central dos EUA no período entre 1987 e 1992, com dados trimestrais. Com essa regra, ele explicou quase todas as definições do FED de variação de taxas de juros a partir da seguinte equação:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2, \quad (1)$$

tal que r é a taxa básica da economia (no caso dos EUA, a *federal funds rate*), p é a taxa de inflação dos quatro trimestres anteriores e y é o desvio percentual do PIB real em relação à meta. Isto é,

$$y = 100 \frac{(Y - Y^*)}{Y^*}, \quad (2)$$

⁶ BRYANT, HOOPER & MANN (1993) *apud* TAYLOR (1993)

⁷ TAYLOR (1993).

tal que Y é o PIB real e Y^* é a tendência do PIB real⁸. É importante ressaltar que o y , representado na equação (2) é a medida utilizada por Taylor do hiato do produto. Para inserir o hiato do produto em uma equação, não é necessário fazê-lo utilizando os valores do PIB, pois se pode usar, como já é comum na literatura desse assunto, a taxa de desemprego e o nível de produção industrial, dentre outros. Na equação (1), Taylor assume que a taxa natural de juros e a meta de inflação equivalem a 2. Sobre o resultado de sua regra de política monetária para o período do seu estudo, Taylor diz que “*o que é talvez surpreendente é que essa regra se encaixa muito bem na performance da política monetária verdadeira durante os últimos anos*”⁹.

A discussão da época, já citada anteriormente, era sobre se a autoridade monetária deveria usar regras para fazer a definição dos juros ou usar da discricionariedade, onde Taylor propõe o uso de regras para que elas sirvam de orientação para toda a política monetária, mas que a autoridade monetária não siga apenas essa regra, para que eventuais choques sejam acomodados. Nota-se que a estimação feita por Taylor sobre uma tentativa de explicar o que ocorreu entre 1987 e 1992 com a política monetária foi sobre o período que iniciou com a entrada de Alan Greenspan como *Chairman* do FED (Federal Reserve) até os dados disponíveis da época, ou seja, a estimação de Taylor foi para testar se o novo *Chairman* do FED vinha utilizando, mesmo que não intencionalmente, a regra matemática explicitada na equação (1) para fazer política monetária.¹⁰

Segundo Taylor (1993), a transição de uma política monetária para outra, apesar de não ser tema de muitas pesquisas, é um assunto importante. O problema da transição tem a ver com a credibilidade da nova regra e os critérios de como divulgar a transição. Um dos fatores necessários ao funcionamento da política monetária é a aceitação geral dessa nova regra e a confiança na mesma. Portanto, a ampla divulgação dessa regra ajuda a fazer com que a população forme uma opinião sobre o compromisso da autoridade monetária mesmo antes da transição ser posta em prática.

Dado a política monetária corrente, a autoridade monetária deve tomar decisões para mantê-la funcionando. Uma simples separação pode ser feita entre políticas que seguem estritamente uma regra e as que não seguem, mesmo que diversos Bancos Centrais

⁸ Equações e definições dos parâmetros (com tradução livre) retiradas de TAYLOR (1993).

⁹ Tradução livre de TAYLOR (1993), p. 202.

¹⁰ TAYLOR (1993).

façam uma mistura desses dois tipos de operacionalização. A diferença básica entre esses dois tipos é que no primeiro sabe-se exatamente em quanto irá mudar a taxa de juros em resposta a uma variação nos fatores que estão na fórmula (no caso da fórmula equação (1), os fatores são nível de preços e produto real); enquanto no segundo tipo pode-se saber o que muda em resposta a que, mas não exatamente o quanto (por exemplo, se a autoridade monetária adota essa medida e diz que aumentará os juros se o produto real diminuir seu crescimento, não se sabe a exata resposta do Banco Central à mudança dessa variável). Taylor reforça que a distinção entre a criação, transição e manutenção de uma política é necessária e que essa distinção precisa ser clara. Ele também tenta, em seu artigo, mostrar o papel da política monetária na economia e reforçar a idéia de que as autoridades monetárias, ao criar e gerir uma política monetária, não podem seguir estritamente uma regra mecânica.

A regra de política monetária de Taylor proposta em 1993 era, basicamente, dividida em duas partes. Uma parte sugere que a taxa de juros deve ser aumentada quando há aumento da inflação e a outra parte indica que a taxa de juros deve aumentar quando o produto da economia ultrapassa a sua tendência, ou a taxa de juros deve diminuir caso o contrário ocorra. Essa equação relaciona a taxa de juros, que é decisão da autoridade monetária, com o hiato do produto e o hiato da inflação, da seguinte maneira:

$$i_t - \pi_t = \bar{r} + b(\pi_t - \pi_t^*) + c(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) \quad (3)$$

tal que i_t é a taxa de juros, π_t é a taxa de inflação, \bar{r} é a taxa natural de juros real, π^* é a meta de inflação, Y_t é o PIB e \bar{Y}_t é a tendência do PIB. A regra de Taylor apresentada na equação (3) difere da original, pois, enquanto a original é uma regra específica criada para um único país em um determinado período, a regra da equação (3), cujos parâmetros podem ser estimados para qualquer país, é geral. É importante salientar que diferentes versões da regra de Taylor, com pouca diferença entre si, foram feitas com base na original, e a versão da equação (3) é a adotada em ROMER (2006). Note também que Romer utiliza “ \bar{Y}_t ” para a tendência do produto, enquanto Taylor utiliza “ Y^* ” com o mesmo intuito. Em vias gerais, o definidor de política monetária deveria, caso seguisse essa regra, desviar do equilíbrio de longo prazo em resposta a desvios repentinos de

¹¹ Equação (10.34) de ROMER (2006), p.526.

trajetória da taxa de inflação em relação à esperada e do produto da economia em relação à sua tendência.¹²

A partir da regra de Taylor, é derivado o princípio de Taylor (*Taylor principle*). Esse princípio diz que a autoridade monetária, em resposta a um aumento de inflação, eleva a taxa de juros em uma maior proporção do que a elevação da inflação, para poder contê-la. Isso é evidenciado na regra de política monetária de Taylor, ao se examinar o parâmetro relativo à inflação, assumindo que esse parâmetro está entre zero e um.¹³

A literatura atual mostra uma regra de Taylor um pouco diferente da original, com uma variável explicativa a mais. É incluída a taxa de juros do período anterior como variável explicativa, obtendo

$$i_t = \gamma_0 + \pi_t + \alpha_1 (\pi_t - \pi^*) + \beta y_t + \gamma_1 i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

ou, fazendo $\alpha_0 = \gamma_0 - \alpha\pi^*$ e $\alpha = 1 + \alpha_1$, obtemos

$$i_t = \alpha_0 + \alpha\pi_t + \beta y_t + \gamma_1 i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

tal que i_t é a taxa de juros básica da economia, π_t é a taxa de inflação sobre os quatro últimos trimestres, π^* é a meta da taxa de inflação, y_t é o hiato do produto medido como desvio percentual entre o PIB real e sua tendência, e α_1 , β , γ_0 , γ_1 e γ_2 são parâmetros positivos.¹⁴ A simplificação feita da equação (4) para a equação (5) pressupõe que a meta de inflação não se altera no período estudado, por isso é usado π^* , e não π_t^* como na equação (3).

A regra de Taylor, quando criada e até hoje, é usada para explicar as definições de taxa de juros passadas da autoridade monetária. O problema da estimação da decisão de política monetária pela regra de Taylor é que essa regra de política monetária não consegue mostrar todos os parâmetros estruturais (*structural parameters*) da política monetária. Para haver esse ganho de informação, pode-se utilizar a função de perda da autoridade monetária, que pode ser traduzida em uma função de utilidade. Primordialmente, essa função assume que o Banco Central quer maximizar a sua utilidade (ou minimizar a sua

¹² ROMER (2006).

¹³ MANKIWI (2010).

¹⁴ Equações (4) e (5), com legenda traduzida livremente, são retiradas de ENDERS (2010), p. 454.

perda) e prefere minimizar as alterações da taxa básica de juros. A função de utilidade da autoridade monetária teria, então, três parâmetros, que seriam referentes aos pesos do desvio da inflação em relação à meta, do desvio do produto em relação ao potencial e das variações na taxa de juros na definição de política monetária. Esse tipo de equação é usualmente estimada assumindo um determinado valor para os parâmetros, para que então se possa tentar explicar como o Banco Central determina a taxa de juros. Pioneiramente, Aragón e Portugal (2009) calculam, para o caso brasileiro, o valor de cada parâmetro, estimando, assim, o peso de cada um dos fatores citados acima na decisão de política monetária.¹⁵ Mesmo sabendo que a função de utilidade do Banco Central promove uma análise mais acurada da política monetária, a regra de Taylor continua mantendo a sua validade por apresentar resultados satisfatórios e por ser mais simples do que a função de utilidade do Banco Central.

2.1.1 Regra de Taylor aplicada em um modelo

Desenvolveremos nessa seção um modelo dinâmico de demanda agregada e oferta agregada (*dynamic modelo of aggregate demand and aggregate supply*), com base em um manual de macroeconomia¹⁶. Esse modelo mostra uma maneira diferente de ver a economia, priorizando a “*natureza dinâmica das flutuações econômicas*”¹⁷. O modelo é composto dos seguintes elementos: (1) a demanda por bens e serviços, (2) a taxa real de juros (Equação de Fischer), (3) a inflação (Curva de Phillips), (4) expectativa de inflação formada com expectativas adaptativas e (5) uma regra de política monetária.

A demanda por bens e serviços é dada por

$$Y_t = \bar{Y}_t - \alpha(r_t - \rho) + \varepsilon_t,$$

¹⁵ARAGÓN & PORTUGAL (2009).

¹⁶Nessa seção, as equações, suas explicações e o modelo apresentado são retirados de MANKIW (2010), capítulo 14.

¹⁷MANKIW (2010), cap. 14, tradução livre.

tal que Y_t seja o produto total de bens e serviços, \bar{Y}_t seja o produto natural da economia, r_t seja a taxa natural de juros, ε_t é choque aleatório de demanda, e α e ρ são parâmetros positivos. Nota-se que a relação entre r_t e Y_t é de tal forma que se r_t for maior do que ρ , a taxa de juros impacta o produto negativamente, dependendo da magnitude do parâmetro α , que nos mostra o quão sensível é a renda em relação a mudanças na taxa real de juros. Podemos mostrar também que ρ representa a taxa natural de juros, já que se r_t for igual a ρ e não houver influências de choques de demanda no produto (se $\varepsilon_t = 0$), então o produto da economia será igual ao natural ($Y_t = \bar{Y}_t$).

A taxa real de juros pode ser escrita na chamada Equação de Fischer, como

$$r_t = i_t - E_t \pi_{t+1},$$

tal que r_t seja a taxa real de juros *ex-ante*, i_t seja a taxa nominal de juros e $E_t \pi_{t+1}$ seja a expectativa de inflação em t para o período $t+1$. Uma curva de Phillips aumentada para incluir expectativas de inflação e choques exógenos de oferta será usada para determinar a inflação no modelo utilizado, fazendo

$$\pi_t = E_{t-1} \pi_t + \phi(Y_t - \bar{Y}_t) + v_t,$$

tal que v_t tenha média zero, seja aleatório e represente os choques de oferta, refletindo todos os outros fatores que afetam a inflação. Assumiremos nesse modelo que as expectativas são adaptativas e que as pessoas formam a suas expectativas de inflação com base na inflação anterior, tendo

$$E_{t-1} \pi_t = \pi_{t-1}.$$

O último elemento a ser inserido no modelo é a equação de política monetária. Assumimos que a autoridade monetária cria uma meta para a taxa de juros nominal i_t com base na inflação e no produto, fazendo

$$i_t = \pi_t + \rho + \theta_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \theta_Y (Y_t - \bar{Y}_t),$$

tal que π_t^* seja a meta de inflação criada pelo Banco Central. Definimos θ_π e θ_Y como parâmetros que assumimos que sejam positivos e que indiquem a sensibilidade da mudança da taxa nominal de juros a desvios da inflação em relação à meta e do produto em relação ao natural, respectivamente.

A resolução do modelo se dá na junção das cinco equações acima. Temos as seguintes variáveis e parâmetros nesse modelo: as variáveis endógenas Y_t , π_t , r_t , i_t e $E_t\pi_{t+1}$; as exógenas \bar{Y}_t , π_t^* , ε_t e v_t ; os parâmetros α , ρ , ϕ , θ_π e θ_Y ; e temos π_{t-1} como variável pré-determinada. No equilíbrio de longo prazo, temos

$$\begin{aligned} Y_t &= \bar{Y}_t, \\ r_t &= \rho, \\ \pi_t &= \pi_t^*, \\ E_t\pi_{t+1} &= \pi_t^* e \\ i_t &= \rho + \pi_t^*. \end{aligned}$$

O equilíbrio de longo prazo reflete os princípios da dicotomia clássica (separação de variáveis reais e nominais) e da neutralidade da moeda (política monetária não influencia variáveis reais, tal que uma mudança na política monetária (variação na meta da taxa de inflação) afeta apenas π_t , $E_t\pi_{t+1}$ e i_t).

A partir das curvas apresentadas anteriormente, podemos derivar as curvas de oferta agregada dinâmica (DAS) e de demanda agregada dinâmica (DAD). A DAS é escrita como

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \phi(Y_t - \bar{Y}_t) + v_t \text{ e}$$

a DAD é escrita como

$$Y_t = \bar{Y}_t - \left[\frac{\alpha\theta_\pi}{(1 + \alpha\theta_Y)} \right] (\pi_t - \pi_t^*) + \left[\frac{1}{(1 + \alpha\theta_Y)} \right] \varepsilon_t.$$

A DAS consiste na inserção das expectativas adaptativas na Curva de Phillips e a DAD consiste na inserção da Equação de Fischer, da regra de política monetária e da equação de expectativas na curva de demanda por bens e serviços. O equilíbrio de curto prazo é

representado pela interação das curvas DAD e DAS (mas com o índice t pois as variáveis podem mudar ao longo do tempo), na relação entre inflação e produto.

2.2 O sistema de metas de inflação

Foi no início dos anos 1990 que surgiu o sistema de metas de inflação (*inflation targeting*), cujo primeiro adepto formal foi a Nova Zelândia em 1990. Mishkin identifica, em seu artigo de 1999, 5 elementos característicos do sistema de metas de inflação: (1) anúncio público das metas numéricas para a inflação a médio prazo; (2) um comprometimento institucional à estabilidade dos preços como objetivo primário de longo prazo da política monetária e à realização da meta de inflação; (3) uma estratégia com informação e com um papel reduzido para as metas intermediárias como o crescimento da moeda; (4) maior transparência da estratégia de política monetária através de comunicação com o público e com os mercados sobre os planos e objetivos do fazedores de política monetária; e (5) maior responsabilidade (*accountability*) do banco central para atingir a sua meta de inflação.¹⁸

O controle da inflação dentro de um sistema de metas de inflação normalmente é feito através do controle direto da taxa básica de juros, pois ela possui correlação negativa com a inflação. No caso do Brasil, o sistema de metas de inflação foi adotado a partir de 1999 junto com a escolha pelo sistema de câmbio flutuante. Desde então, a meta inflacionária do IPCA é definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e a taxa básica de juros brasileira (Selic) é escolhida pelo Copom (Comitê de Política Monetária) com o objetivo de alcançar a meta escolhida.¹⁹ Esse sistema de metas de inflação brasileiro foi adotado no início do segundo governo do FHC. O contexto de antes da adoção das metas era de falta de credibilidade dos agentes no Banco Central e no sistema de política monetária anterior, que era de âncora cambial. Essa situação fez com que houvesse um colapso do Real em janeiro daquele ano. A cena melhora para o lado do Banco Central quando Armínio Fraga, em março de 1999, é nomeado seu presidente. Ao tomar posse, Fraga começou a estudar o sistema de metas de inflação, para então implantá-lo poucos meses após a sua posse, em julho de 1999, através da resolução 2.615 do Conselho

¹⁸ As cinco características são tradução livre de MISHKIN (1999), pp. 18-19.

¹⁹ GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. (2010).

Monetário Nacional. As metas são elaboradas com uma margem de dois pontos percentuais, para que possam ser absorvidos os possíveis choques exógenos que podem ocorrer na economia.²⁰

A adoção do regime de metas levou à criação de cinco fatores, conforme observado por Mishkin (2004). Eles são: (1) o anúncio de metas para mais de um ano, sendo 8% para 1999, 6% para 2000 e 4% para 2001; (2) designação da decisão da meta de inflação ao CMN; (3) delegação de total responsabilidade ao Banco Central de fazer a política que lhe convier para atingir a meta previamente definida; (4) estabelecimento de processos para tornar o Banco Central mais responsável (*accountable*); e (5) ações para tornar a política monetária mais transparente. Esses cinco fatores foram criados, dentre outros motivos, para que a política monetária fosse mais crível perante a sociedade, já que a crise da moeda brasileira que levou a fim do sistema de âncora cambial foi essencialmente gerada pela falta de habilidade do governo brasileiro de “pôr a casa em ordem”, ou seja, pela falta de controle rígido do governo pelo próprio governo.²¹

2.3 – O início do Plano Real

O sistema de metas de inflação foi adotado no Brasil em substituição à âncora cambial do Plano Real, vigente até então. O Plano Real foi um plano criado para tentar controlar a inflação, partindo do diagnóstico de inflação inercial, como no Plano Cruzado (de 1986). Mas, ao contrário do Plano Cruzado, o Plano Real não se utilizou de choques de preço para estabilizar a inflação, os chamados “choques heterodoxos”. Fernando Henrique Cardoso, considerado mentor do Plano Real, assumiu o cargo de ministro da fazenda do Brasil em maio de 1993 e, naquele momento, já começava a bolar o Plano Real. Para tanto, pode-se destacar que o plano seria adotado gradualmente (e não de surpresa), não haveria congelamentos de preços e a inserção internacional do Brasil diferente de como era na adoção dos outros planos de combate à inflação, pois o país havia acumulado mais reservas e havia mais concorrência decorrente da abertura comercial. O combate à inflação no Plano

²⁰ GIAMBIAGI & VILLELA (2005).

²¹ Os cinco fatores são tradução livre de MISHKIN (2004), p. 17.

Real teve três fases: (1) ajuste fiscal, (2) indexação completa da economia, e (3) reforma monetária.²²

O período de ajuste fiscal foi composto por programas de caráter temporário que visaram o equilíbrio das contas do governo, com o Plano de Ação Imediata (PAI, que consistia em uma diminuição de gastos em US\$7 bilhões), o Imposto Provisório sobre Movimentação Financeira (IPMF, também conhecido como “imposto do cheque”), e a criação do Fundo Social de Emergência (FSE, que levaria 15% da arrecadação dos impostos e não precisaria cumprir a vinculação de despesa determinada na constituição). Houve, no segundo período da implantação do Plano Real (indexação completa da economia), um novo sistema de indexação, quando foi criada uma nova unidade de valor, chamada de Unidade Real de Valor (URV) pela medida provisória nº 434, de 27 de fevereiro de 1994²³. A URV seria corrigida diariamente com o cruzeiro real (a moeda utilizada como unidade de troca) pela média dos principais índices de inflação (IGP-M, IPC-FIPE e IPCA-Especial) e teria o mesmo valor que o dólar, ou seja, seria igual ao valor da taxa de câmbio. Os preços de todos os produtos e serviços da economia brasileira começaram, gradualmente, a ser divulgados tanto em cruzeiro real, quanto em URV, começando pelos preços oficiais, contratos e impostos, dentre outros que foram convertidos no momento da adoção da URV. O foco aqui era que a inflação poderia continuar acontecendo na moeda utilizada como meio de troca (cruzeiro real), mas não na utilizada como unidade de valor (URV), pois quando algo fosse ser transacionado pelo seu preço em URV, pagava-se o seu preço em cruzeiros reais, pela cotação do dia. A terceira fase foi a reforma monetária, que consistiu na introdução do nova moeda, denominada Real (R\$), na economia, fazendo com que ela valesse exatamente o valor da URV do dia que ela entrou em circulação (01/07/1994), que era CR\$2.750,00. O sucesso do plano é creditado, em parte, ao componente inercial da inflação que foi bem administrado pelo plano e por não ter ocorrido choques inflacionários logo após a reforma monetária.²⁴ Nesse momento, também houve a adoção simultânea de uma âncora monetária e uma banda cambial assimétrica, onde a taxa de câmbio R\$/US\$ tinha um limite máximo (de R\$1,00 = US\$1,00), mas podia flutuar em qualquer valor abaixo disso. Três meses depois, a âncora

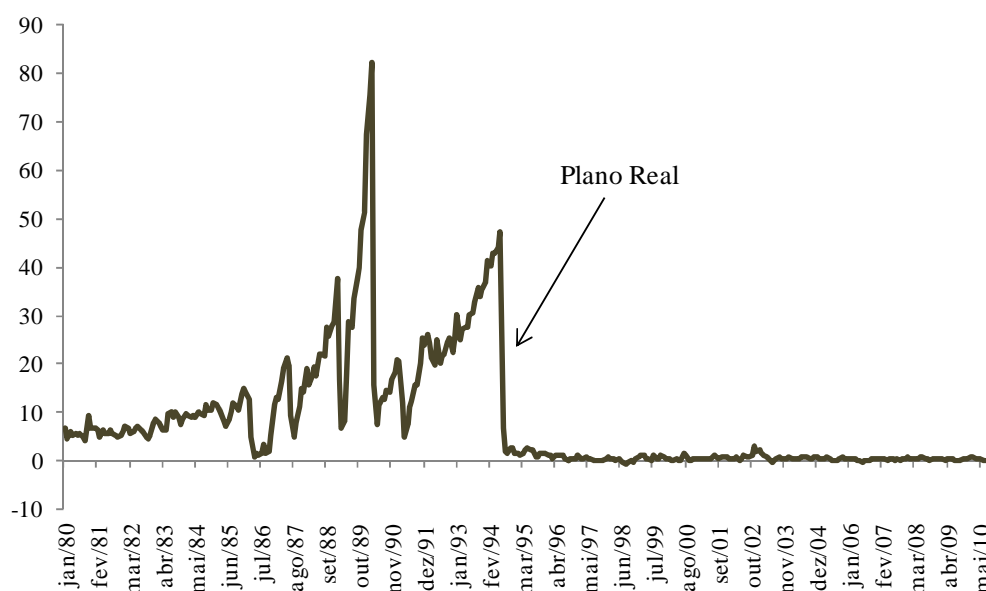
²²GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. (2010).

²³PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA, na subchefia para assuntos jurídicos. Disponível em: <<http://www4.planalto.gov.br/legislacao>>. Acesso em 30/10/2011.

²⁴ GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. (2010).

monetária foi deixada de lado e o governo adotou a âncora cambial.²⁵ A âncora cambial foi utilizada pelo Brasil para “forçar a estabilização”²⁶.

Gráfico 2.1 – Taxa de inflação no Brasil pelo IPCA de 1980 a 2010 (Variação percentual mensal)



Fonte: Banco Central do Brasil

Como mostra o gráfico 2.1, o resultado imediato do Plano Real foi a estabilização da inflação, bem abaixo do patamar observado antes da reforma monetária de julho de 1994. Ao contrário dos demais planos brasileiros que tentaram estabilizar a inflação, o Plano Real procurou evitar um superaquecimento da demanda com a elevação da taxa de juros, o que contribuiu para o sucesso do plano.

Em 1994, o povo brasileiro foi às urnas e elegeu, em primeiro turno e para presidente, Fernando Henrique Cardoso, o homem que era considerado o “pai” do Plano Real. O Plano Real conseguiu estabilizar a inflação no Brasil depois de cinco tentativas malsucedidas (Cruzado em 1986, Bresser em 1987, Verão em 1989, Collor I em 1990 e Collor II em 1991), o que contribuiu para a eleição de FHC. Em 1995, primeiro ano do governo FHC, a economia brasileira estava aquecida e havia medo da volta da inflação e

²⁵ GIAMBIAGI & VILLELA (2005)

²⁶ GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. (2010), p. 453.

do fracasso da estabilização recente. Mas, com o tempo, viu-se que “o Real foi uma experiência bem-sucedida”²⁷.

Embora a inflação estivesse controlada, “a gestão macroeconômica deixava dois flancos expostos, que estavam se agravando a olho nu: um desequilíbrio externo crescente e uma série crise fiscal”. O desequilíbrio externo foi gerado pelo câmbio apreciado, presente desde o início da reforma monetária do Plano Real. Com ajuda do Fundo Monetário Internacional (FMI), o Brasil conseguiu passar por essa crise, mas a taxa de câmbio não poderia ser mantida no patamar estabelecido e, em janeiro de 1999, o recém iniciado segundo governo de FHC parou com a âncora cambial e tornou o câmbio flutuante. Ainda sob um cenário não muito favorável no Brasil e com a existência do temor da volta da inflação, FHC nomeou Armínio Fraga para o cargo de presidente do Banco Central do Brasil em março de 1999. Ao assumir, Fraga elevou a taxa básica de juros e começou os estudos para implementação do sistema de metas de inflação, que é tema da próxima seção desse capítulo.

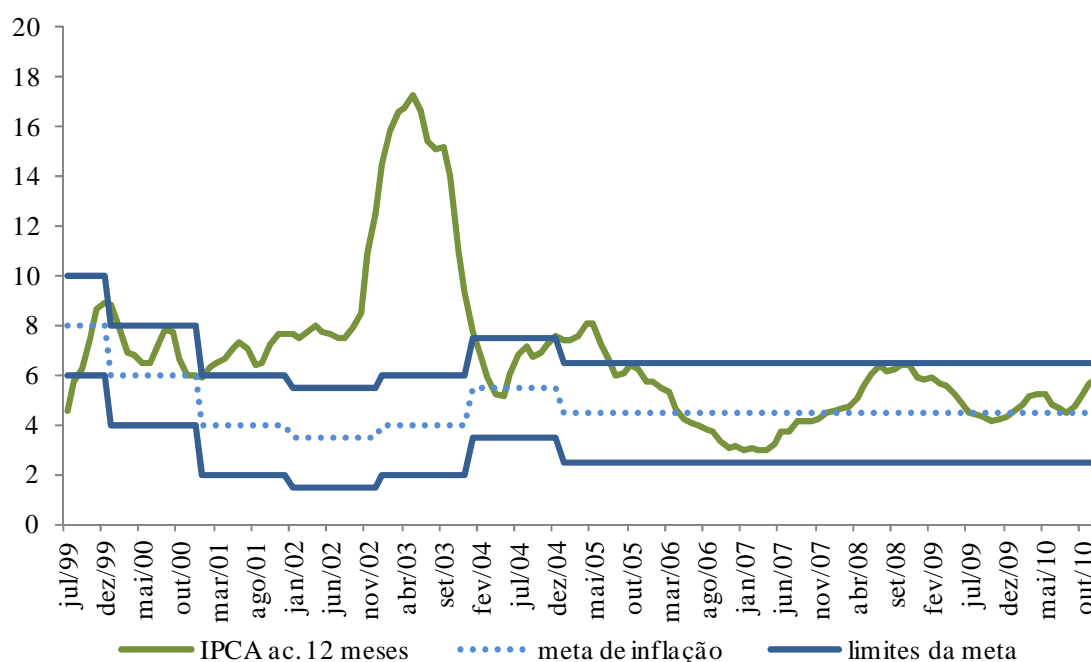
2.4 O sistema de metas de inflação no Brasil

A adoção do sistema de metas de inflação pelo Brasil ajudou a aumentar a credibilidade da política de estabilização do governo e a impedir que o choque cambial gerasse uma pressão inflacionária muito grande, visto que o sistema anterior era de âncora cambial e foi mudado para um de câmbio flutuante²⁸. O gráfico 2.2 abaixo mostra a taxa de inflação e sua relação com a meta definida pela autoridade monetária desde o início do sistema de metas de inflação (julho/1999) até o final de 2010. Olhando para esse gráfico, podemos dividir o período em três períodos: (1) do início do sistema de metas inflacionárias em julho de 1999 até dezembro de 2000; (2) de janeiro de 2001 até dezembro de 2003, quando a inflação foi bem superior ao intervalo da meta; e (3) de janeiro de 2004 até dezembro de 2010, quando a inflação volta, na maioria dos meses a ficar dentro do intervalo da meta.

²⁷GIAMBIAGI & VILLELA (2005), p. 168.

²⁸GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. (2010).

Gráfico 2.2 – Relação entre as metas de inflação e o IPCA ac. em 12 meses (%)

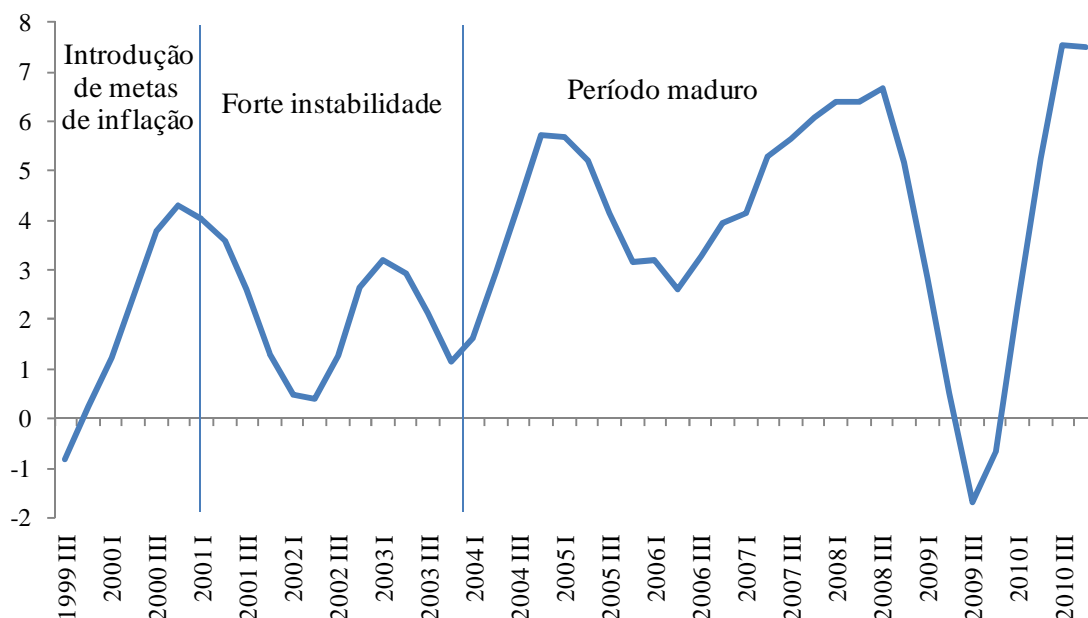


Fonte: Banco Central do Brasil

O primeiro período, de julho de 1999 a dezembro de 2000, é o começo do sistema de metas de inflação no Brasil, quando a inflação ficou abaixo do limite superior da meta. Para fins de notação, chamaremos esse primeiro período de “período de introdução do sistema de metas de inflação” ou, simplificarmente, “introdução de metas de inflação”. Para esse período, que começou com uma desvalorização cambial proveniente da troca de sistema de política monetária, foi registrada uma inflação relativamente baixa, se comparada com as expectativas dos agentes que temiam uma pressão inflacionária gerada pela desvalorização cambial. Para explicar essa baixa inflação, são citados como fatos contribuintes para isso: período de baixa produção industrial, mudança do comportamento dos agentes frente à inflação, a baixa inflação do início de 1999, a força da política monetária adotada, o crescimento da confiança que a economia brasileira seria mantida sob controle gerado pelo cumprimento das metas fiscais com o FMI, o aumento do salário mínimo em maio de 1999 em menos de 5% nominal e a definição (em junho de 1999) da meta de 8% de inflação para o ano de 1999. Como mostrado no gráfico 2.3, houve no Brasil, nesse período de introdução de metas de inflação, um crescimento econômico que

só parou em 2001, com as crises que ocorreram no segundo período, ou “forte instabilidade”.²⁹

Gráfico 2.3 – Taxa de crescimento do PIB acumulado em quatro trimestres (em %)



Fonte: Banco Central do Brasil

O segundo período, que vai de 2001 a 2003, é caracterizado por crises e pelo descontrole da inflação. Para fins de notação, chamaremos esse segundo período de “período de forte instabilidade do sistema de metas de inflação” ou, simplificadamente, “forte instabilidade”. Logo no início desse período, ocorreu a crise de energia de 2001, que durou cerca de três trimestres. Houve racionamento de energia no Brasil, devido ao baixo investimento em aumento da capacidade de gerar energia no país em relação ao aumento do consumo de energia, como mostra a tabela 2.1. O baixo investimento nessa área aconteceu porque o governo havia previsto que o setor de geração de energia seria privatizado e o setor privado é que investiria nessa área. Como a privatização não ocorreu, nem o setor privado e nem o governo investiram satisfatoriamente nesse setor, o que gerou essa crise, sendo preciso haver o racionamento ainda em 2001, resultando em uma queda do crescimento do PIB por três trimestres consecutivos.³⁰

²⁹ Como explicado em GIAMBIAGI & VILLELA (2005), pp. 178-179.

³⁰ GIAMBIAGI & VILLELA (2005).

Tabela 2.1 – Crescimento médio do consumo de energia elétrica e da capacidade instalada de energia (1981-2002)

Década	Consumo energia (% a.a.)				Capacidade instalada energia (% a.a.)
	Indústria	Comércio	Residências	Total	
1981/90	5,4	5,5	7,4	5,9	4,8
1991/00	2,4	7,1	5,8	4,1	3,3
1981/00	3,9	6,3	6,6	5,0	4,0

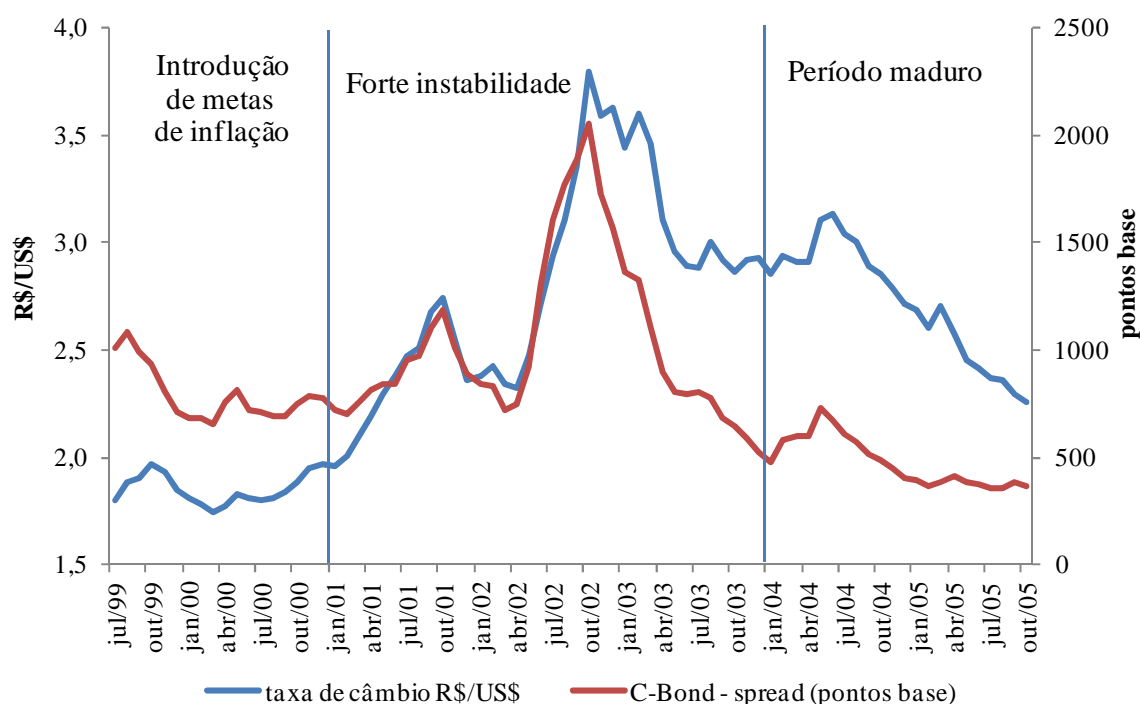
Fonte: PIRES, GOSTKORZEWICZ & GIAMBIAGI (2001), com dados da Eletrobrás.

Além da crise energética de 2001, choques externos, também nesse ano, contribuíram bastante para a desaceleração do crescimento no início do período de forte instabilidade, pois esses choques geraram pressões cambiais. Os choques externos decorreram da crise da Argentina e do ataque ao *World Trade Center* em Nova York, nos EUA. A crise da Argentina gerou uma saída de capital do Brasil, o que desvalorizou o Real significativamente. O cenário desfavorável interno e externo contribuíram fortemente para o aumento significativo que teve o risco-país, e também para a já comentada baixa taxa de crescimento econômico, o aumento da taxa de desemprego e o aumento da dívida pública.³¹ A evolução da taxa de câmbio R\$/US\$ e a do risco-país no segundo período podem ser vistas no gráfico 2.4³², que compara a evolução do câmbio com a do *C-bond*, que era utilizado como medidor do risco-país até a sua extinção, em outubro de 2005. Pode-se notar a forte desvalorização do Real frente ao Dólar aqui citada, com um aumento significativo da taxa de câmbio R\$/US\$, acompanhado pelo aumento do risco-país.

³¹ GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. (2010).

³² Como o *C-bond* só existe até outubro de 2005, o terceiro período do gráfico 2.4 só vai até esse mês. A evolução da taxa de câmbio R\$/US\$ até dezembro de 2010 está sendo mostrada no gráfico 2.2.

Gráfico 2.4 – Taxa de câmbio R\$/US\$ e risco-país



Fonte: Federal Reserve Bank of St. Louis, Ipeadata

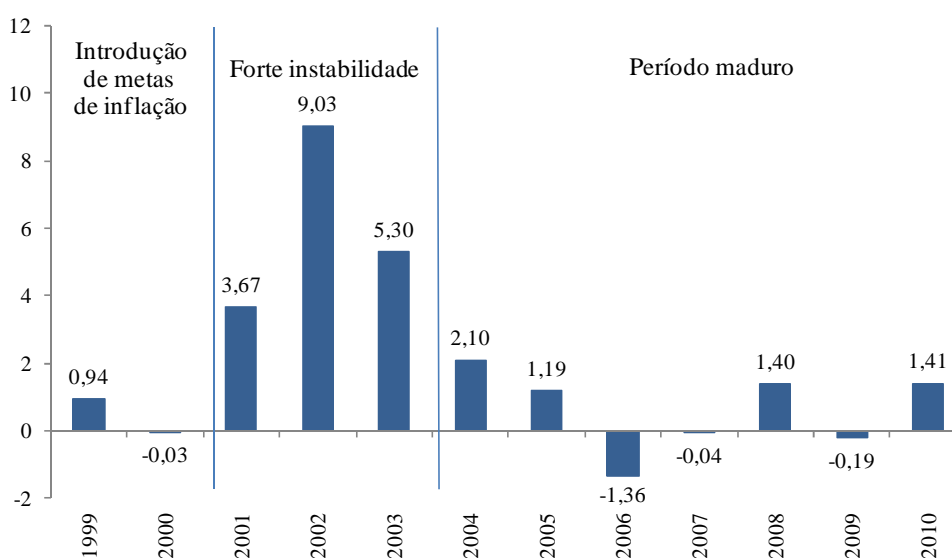
Junto com esse contexto de dificuldades para a economia brasileira em 2001, cresce a possibilidade de Luis Inácio Lula da Silva se eleger presidente do Brasil nas eleições de 2002. Historicamente, as políticas defendidas por Lula e pelo seu partido (PT) envolviam redução do superávit primário e das despesas com juros, dentre outras. Havia também, por parte dos integrantes do PT, opiniões contrárias ao acordo com o FMI, às privatizações ocorridas no governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC) e ao sistema de metas de inflação. Por causa disso, geraram-se dúvidas sobre o futuro do país caso o PT ganhasse as eleições. Então, em 2002, o PT tentou construir uma credibilidade para viabilizar a eleição, afirmando, dentre outras coisas, que manteria os contratos, manteria a estabilidade e pagaria as dívidas caso ganhasse as eleições, o que ocorreu. Tendo ganhado a eleição de presidente, Lula manteve a promessa assumida na campanha e nomeou, para cargos importantes do seu governo, pessoas que corroborariam o compromisso assumido, como Antonio Palocci (para Ministro da Fazenda) e Henrique Meirelles (para presidente do Banco Central). A instabilidade presente em 2002 gerou uma crise no país, com um aumento muito forte no risco-país, que o novo governo teria que enfrentar.³³ “Após a

³³ GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. (2010).

nomeação de uma equipe econômica não identificada com o partido, as primeiras medidas foram no sentido de mostrar o compromisso do governo com o ajustamento fiscal³⁴. Só então é que a crise eleitoral de 2002, com fortes repercussões em 2003, foi superada.

O terceiro período, que começa em 2004 e vai até o último dado utilizado aqui (dezembro de 2010), corresponde à volta da inflação para dentro do intervalo da meta, tendo apenas janeiro e dezembro de 2004 e os primeiros sete meses de 2005 com a inflação acumulada em 12 meses acima do limite superior da meta de inflação. Para fins de notação, daremos o nome de “período maduro do sistema de metas de inflação”, ou simplesmente “período maduro”, ao terceiro período. No gráfico 2.5 podemos visualizar que, no período maduro, apenas em 2004 terminamos o ano com a inflação fora do intervalo da meta, quando a inflação foi, aproximadamente, um décimo de ponto percentual acima do limite superior da meta. A estabilização da inflação dentro do intervalo da meta deveu-se em parte em decorrência do ganho de credibilidade do governo federal, que cumpriu o que disse sobre manter os contratos e sobre a política monetária, e o certo sucesso

Gráfico 2.5 – Diferença entre o IPCA acumulado no ano e a meta de inflação (em pontos percentuais)



Fonte: Banco Central do Brasil

³⁴ GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. (2010), p. 492.

A taxa real de juros acompanha esse processo com uma tendência de queda nos períodos de introdução de metas de inflação e de forte instabilidade, seguido de um forte crescimento no primeiro um ano em meio do período maduro e, após isso, retoma a tendência de queda entre agosto e setembro de 2005. O gráfico 2.6 mostra esse movimento, evidenciando os períodos. A tendência de queda no período de introdução de metas de inflação possivelmente se deva à adoção do então novo sistema de metas de inflação no Brasil, que aumentou a credibilidade da política monetária, possibilitando a queda na taxa de juros. No período de forte instabilidade, a tendência de queda da taxa real de juros ocorre mesmo com forte elevação da taxa nominal de juros, devido ao descontrole da inflação no período, ocorrida por motivos já citados. Ao sair do período de forte instabilidade, a inflação volta ao intervalo da meta e há um aumento da taxa nominal de juros, o que ocasiona na elevação da taxa real de juros. Entre agosto e setembro de 2005, dentro do período maduro, ocorre o retorno da tendência de queda da taxa real de juros, devido a relativa estabilização da inflação do Brasil.

Gráfico 2.6 – Taxa real de juros (pela Selic efetiva e pelo IPCA ac. em 12 meses)



Fonte: Banco Central do Brasil

3. Econometria de séries temporais

Utilizaremos para a nossa estimação e análise da regra de Taylor, econometria de séries temporais. Neste capítulo escreveremos sobre estacionaridade, modelo de ajustamento parcial e comentaremos, na última sessão, um diagnóstico de resíduos relevante para esse estudo.

3.1 Estacionaridade

*“O conceito de estacionaridade é a principal idéia que se deve ter para estimar uma série temporal. É fundamentalmente a constatação de estacionaridade que permitirá proceder a inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base na realização de um processo estocástico”*³⁵. Intuitivamente, uma série temporal ser estacionária significa que a estrutura de distribuição da série é semelhante ao longo da série.³⁶ Veremos agora duas definições relativas à estacionaridade: estacionaridade estrita (ou forte) e estacionaridade fraca.

*“O processo estocástico ou a série temporal, $\{y_t, t \in \mathbb{Z}\}$, $\mathbb{Z} = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ é estritamente estacionário se a função de distribuição de $\{y_{t_i}\}_{i=1}^k$ for igual à função de distribuição de $\{y_{t_i+h}\}_{i=1}^k$, $h \in \mathbb{Z}$, isto é: $F(y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_k}) = F(y_{t_1+h}, y_{t_2+h}, \dots, y_{t_k+h})$ ”*³⁷. A partir dessa definição pode-se entender que dois intervalos de tempo contidos em uma série estritamente estacionária e cujos tempos transcorridos são iguais possuem e propriedades estatísticas semelhantes de distribuição probabilística³⁸.

Um processo estocástico $\{y_t, t \in \mathbb{Z}\}$ é definido como fracamente estacionário se tiver as seguintes três características:

$$E|y_t|^2 < \infty, \tag{6}$$

³⁵BUENO (2008), p.15.

³⁶CRYER & CHAN (2008)

³⁷BUENO (2008), p.15, definição 2.4.

³⁸BUENO (2008), p.15.

$E(y_t) = \mu$, para todo $t \in \mathbb{Z}$, e

$$E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j \quad (7)$$

com γ_j representando a autocovariância de defasagem j . A importância dessa terceira condição, representada nas equações (6) e (7), se deve a ela estabelecer que a variância permanece sempre a mesma para qualquer período e que a autocovariância depende apenas da distância temporal entre as observações (lags) e não depende de t . Quando nota-se a presença de estacionaridade fraca em uma série e ela segue um padrão de curva normal (possui normalidade), representa que essa série possui estacionaridade forte, e não somente a fraca.

Um exemplo de processo estacionário, considerado muito importante pela literatura⁴⁰, é o ruído branco (*white noise*). O ruído branco pode ser definido como uma série temporal independente e identicamente distribuída (iid) de variáveis aleatórias $\{\varepsilon_t\}$ com média zero, variância constante σ_ε^2 e não é autocorrelacionada. Formalmente, podemos escrever essas características da seguinte maneira:

$$E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_{t-1}) = \dots = 0, \quad (8)$$

$$E(\varepsilon_t^2) = E(\varepsilon_{t-1}^2) = \dots = \sigma_\varepsilon^2 \quad (9)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = E(\varepsilon_j \varepsilon_{j-s}) = 0, \quad \forall j, s. \quad (10)$$

Por isso, o Ruído Branco “é, ao mesmo tempo, temporalmente homogêneo, estacionário e sem memória”⁴². Um ponto importante do processo de ruído branco em análise de séries temporais é a sua aplicação como termo de erro de uma regressão, pois, se um erro de uma regressão se comportar como ruído branco, ele possui média zero e variância constante, e não possui autocorrelação serial.

³⁹BUENO (2008), p.15, definição 2.3.

⁴⁰CRYER & CHAN (2008).

⁴¹Adaptado de ENDERS (2010), p. 51.

⁴²BUENO (2008), p.19.

Para que uma regressão com séries temporais não seja espúria, as séries devem ser estacionárias, ou devem ser integradas de primeira ordem com o erro estacionário.⁴³ Para definir o que é integração, faremos algumas explicações antes, e, no final dessa seção, mostraremos os testes de estacionaridade. Então, explicaremos o que são os processos AR(p), MA(q), ARMA(p,q) e ARIMA(p,d,q).

3.1.1 Processo auto-regressivo AR(p)

Entendendo superficialmente o que são os processos auto-regressivos AR(p), a explicação que ainda faremos nesse capítulo da FAC e especialmente da FACP ficam mais fáceis. Esse tipo de modelo serve principalmente para previsões e consiste na regressão de uma série temporal para ela mesma defasada, com o valor de “p” indicando a quantidade de defasagens. Uma série $\{y_t\}$ que siga o processo AR(1) pode ser escrita da seguinte maneira:

$$y_t = c + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

com o termo de erro ε_t seguindo um processo de ruído branco (com média zero e variância igual a σ^2). Podemos fazer também um modelo AR(p) generalizado, sem definir o valor de “p”, da seguinte maneira:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t = c + \sum_{i=1}^p (\phi_i y_{t-i}) + \varepsilon_t, \quad (12)$$

com o termo de erro ε_t seguindo um processo de ruído branco. Para qualquer processo auto-regressivo ser considerado estacionário, é importante que as raízes do polinômio

$$(1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p) = 0$$

⁴³BUENO (2008)

estejam fora do círculo unitário, com os parâmetros do AR(p) da equação (12). Para que o AR(1) da equação (11) seja válido, basta que o módulo do parâmetro ϕ seja inferior a 1.⁴⁴

3.1.2 Processo de médias móveis MA(q)

No processo de MA(q), o valor de q representa quantas vezes o erro deve estar defasado. Uma série $\{y_t\}$ que segue o processo de MA(1) (médias móveis com uma defasagem do erro), por exemplo, tem a seguinte estrutura:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1},$$

tal que ε_t seja o termo de erro no período t . A média da série $\{y_t\}$ é μ , pois $E(\varepsilon_t) = 0$ para todo t . O modelo de médias móveis, basicamente, leva em conta os termos de erro defasados de modo que eles influenciam, de certa forma, o futuro. Generalizando o caso anterior, temos que uma série $\{y_t\}$ que siga o modelo MA (q) pode ser escrita da seguinte maneira:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q\varepsilon_{t-q} = \mu + \sum_{j=0}^q \theta_j\varepsilon_{t-j} \quad ^{45},$$

tal que $\theta_0 = 1$. Nota-se que essa série $\{y_t\}$ segue a primeira condição de estacionaridade, pois $E(\varepsilon_t) = 0$ para todo t , o que faz com que a média da série $\{y_t\}$ seja μ , para qualquer t . Efetivamente, todo processo MA(q) é estacionário. O que deve-se descobrir é se esse processo é invertível em AR(∞), ou seja, se há como transformar o processo MA(q) em um AR(∞). Para que isso ocorra, faz-se

$$y_t = \sum_{j=0}^q \theta_j\varepsilon_{t-j} = (1 + \theta_1L + \dots + \theta_qL^q)\varepsilon_t,$$

com y_t , nesse caso, sendo uma série subtraída de sua média, para zerar a média da série. Continuando, temos que achar as raízes características do polinômio

⁴⁴HAMILTON (1994) e BUENO (2008).

⁴⁵Como visto em BUENO (2008), p. 22.

$$(1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q) = 0,$$

que devem estar fora do círculo unitário.

3.1.3 Processo auto-regressivo de médias móveis ARMA(p,q)

O processo ARMA(p,q) é uma junção dos processos AR(p) e MA(q) explicados acima, com o “p” representando a parte auto-regressiva e o “q” representando a parte de médias móveis. Uma série $\{y_t\}$ que segue um processo ARMA(1,1), por exemplo, pode ser escrita da seguinte maneira:

$$y_t = c + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}.$$

Generalizando, um ARMA(p,q) pode ser escrito da seguinte maneira:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad 46,$$

sendo que $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma^2)$. A identificação dos valores de p e q de um processo ARMA(p,q) pode ser feito a partir da FAC e da FACP, que serão brevemente explicadas na última seção desse capítulo.

3.1.4 Processo auto-regressivo de médias móveis com integração ARIMA(p,d,q)

Um processo ARIMA(p,d,q) é a junção do processo ARMA(p,q) visto acima com a quantidade “d” de diferenças que a série $\{y_t\}$ deve sofrer antes do ARMA(p,q) ser aplicado nessa. A primeira diferença (com $d = 1$) representa a transformação da série $\{y_t\}$ na série $\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$, a segunda diferença (com $d = 2$) representa a transformação da série $\{y_t\}$ na série

⁴⁶Como visto em BUENO (2006), p. 30.

$$\Delta\Delta y_t = \Delta^2 y_t = \Delta(y_t - y_{t-1}) = (y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}),$$

e assim por diante. Por convenção, usa-se $(1 - L)$ para designar Δ , fazendo

$$\Delta y_t = (1 - L) y_t = y_t - y_{t-1}$$

ou, genericamente,

$$\Delta^n y_t = (1 - L)^n y_t,$$

com n sendo o número de diferenças. Se, ao tirarmos a n -ésima diferença, a série tornar-se estacionária, diz-se que a série original é uma série I(n) ou integrada de grau 1.

Uma série $\{y_t\}$ que segue um processo ARIMA(1,1,1) pode ser escrita da seguinte maneira:

$$\Delta y_t = c + \phi_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}, \quad (13)$$

e como $\Delta y_t = (y_t - y_{t-1})$, podemos reescrever a equação (13) em

$$y_t - y_{t-1} = c + \phi_1 (y_{t-1} - y_{t-2}) + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

ou ainda

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + (1 - \phi_1) y_{t-2} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}.^{47}$$

3.1.5 Testes de estacionaridade DF e ADF

Para saber se uma série temporal é estacionária, a visualização do gráfico ajuda, mas não é suficiente para afirmar a estacionaridade da série com certeza. Por isso, faremos os testes de estacionaridade (também chamados de testes de raiz unitária) de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller aumentado (ADF). Os testes DF e ADF servem para testar qual a integração de uma série, isto é, esses testes servem para ver quantas diferenciações são

⁴⁷BUENO (2008), WOOLDRIDGE (2006) e ENDERS (2010).

necessárias para tornar a série estacionária. Se a série não possuir raiz unitária somente após a n -ésima diferença, ela é integrada de grau n . Já que se a série for integrada de grau zero, ela é estacionária, os testes de raiz unitária servem para testar a estacionaridade de uma série.

O teste Dickey-Fuller que explicaremos⁴⁸ pode ser entendido a partir do modelo

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

e faz-se o teste t em ϕ , com $H_0: \phi = 1$. Como a maioria dos softwares de econometria testam se um determinado parâmetro é significativo (zero ao invés de um na hipótese nula), pode-se retirar y_{t-1} de cada lado da equação (14), ficando com

$$\Delta y_t = (\phi - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

tal que $\alpha = \phi - 1$. Substituímos assim a hipótese nula já citada com $H_0: \alpha = 0$ e bastaria, então, testar a significância estatística de α . O problema é que y_t não seguirá a distribuição t caso não seja estacionário. Por isso, Dickey e Fuller refizeram a distribuição, criando uma distribuição específica (τ) para esse teste para três casos: sem *drift* (termo independente), com *drift* e com tendência e *drift*. Explicaremos agora os procedimentos para fazer esse teste.

Para uma série com T+1 observações (de y_0 a y_T), faz-se MQO para obter o α , pois testaremos $H_0: \alpha = 0$:

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1} y_t}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2} - 1.$$

Calcula-se, então, a variância amostral:

$$S^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\Delta y_t - \hat{\alpha} y_{t-1})^2.$$

⁴⁸As equações para a explicação dos testes DF e ADF são as mesmas de BUENO (2008), pp. 97-101.

⁴⁹Note que esse modelo consiste em um processo AR(1) com média zero.

A partir disso, calcula-se o desvio-padrão do coeficiente $\hat{\alpha}$:

$$s(\hat{\alpha}) = \frac{S}{\sqrt{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} .$$

Então, obtemos o valor da estatística do teste DF:

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\alpha}}{s(\hat{\alpha})} .$$

Se $\hat{\tau} < \tau$, tal que τ seja o valor crítico da distribuição calculada por Dickey e Fuller, rejeita-se a hipótese nula e chega-se à conclusão de que a série y_t não possui raiz unitária.

O teste ADF (ou Dickey-Fuller aumentado), foi criado para ampliar o alcance do teste DF, pois o teste DF toma como hipótese que o erro seguia um processo de ruído branco, o que nem sempre é o caso. Esse fato poderia acarretar em algum erro de inferência estatística.

Para explicar o teste ADF, partiremos, assim como Bueno (2006), do seguinte processo AR(p):

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t . \quad (15)$$

Estima-se o modelo com tantas defasagens quanto forem necessárias para que o erro seja um ruído branco. Agora, adicionaremos e subtrairemos $\phi_p y_{t-p+1}$ na equação (15), da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + \phi_p y_{t-p+1} - \phi_p y_{t-p+1} + \varepsilon_t \\ &= \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+1} - \phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \end{aligned} .$$

Fazendo o mesmo procedimento, mas com $\phi_{p-1} y_{t-p+2}$, temos:

$$\begin{aligned}
y_t &= \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2} - (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2} \\
&\quad + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+1} - \phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \\
&= \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-2} + \phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2} \\
&\quad - (\phi_{p-1} + \phi_p) \Delta y_{t-p+2} - \phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

Repetindo esse procedimento p vezes, obtemos:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

tal que

$$\alpha = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i\right); \quad \lambda_i = -\sum_{j=i}^p \phi_{j+1}.$$

Com esses novos valores, o teste pode proceder normalmente, como no teste DF, utilizando os mesmos valores críticos. Faremos o teste ADF nas séries que utilizaremos para verificar a estacionaridade das mesmas, utilizando o pacote econométrico E-views.

3.2 Modelo de ajustamento parcial

A passagem do tempo faz diferença em diversas séries de economia, como na reação não instantânea de agentes a um determinado fator, que ocorre em um momento do tempo. Ou seja, uma mudança de renda em um período, por exemplo, pode gerar uma mudança no consumo das famílias no mesmo período e também no próximo, gerando um efeito defasado.⁵⁰ Para isso, pode-se usar o modelo de ajustamento parcial, que consiste na inserção do atraso na mudança das ações dos agentes no modelo.⁵¹

Para entender o que é um modelo de ajustamento parcial⁵², partiremos do modelo

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t, \tag{16}$$

⁵⁰STEWART & WALLIS (1981).

⁵¹GUJARATI (2006).

⁵²Usamos aqui as equações (17.6.1), (17.6.2), (17.6.4) e (17.6.5) de GUJARATI (2006), p. 542.

tal que Y_t^* seja o valor ótimo da variável que queremos explicar e X_t seja uma variável explicativa da variável Y_t^* . A variável Y_t corresponde à variável real, que é a que realmente queremos explicar. Como a mudança de Y_t de um período para o outro não converge necessariamente para o equilíbrio, podemos escrever a mudança de Y_t de um período para o outro como

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta(Y_t^* - Y_{t-1}), \quad (17)$$

tal que $0 \leq \delta \leq 1$ e o parâmetro δ seja o coeficiente de ajustamento. Esse parâmetro mede o quanto da mudança desejada ocorre, dado que o desejado ocorre com $\delta = 1$, que geraria $Y_t = Y_t^*$. O problema é que nem sempre pode-se ajustar o Y_t automaticamente devido ao custo de ajustamento, que pode ser, por exemplo, custo de cardápio. Por isso, podemos desenvolver a equação (17) em

$$Y_t = \delta Y_t^* + (1 - \delta)Y_{t-1}. \quad (18)$$

Isolando Y_t^* na equação (18) e a inserindo na equação (16), chegamos em

$$\begin{aligned} Y_t &= \delta(\beta_0 + \beta_1 X_t + u_t) + (1 - \delta)Y_{t-1} \\ &= \delta\beta_0 + \delta\beta_1 X_t + (1 - \delta)Y_{t-1} + \delta u_t, \end{aligned} \quad (19)$$

que corresponde ao modelo de ajustamento parcial. Note que se $\delta = 1$, a variável defasada some da equação que se deve estimar e representaria a não ocorrência de rigidez na mudança de Y_t , pois haveria um ajuste automático. Se ocorre o outro extremo, isto é, se $\delta = 0$, então o valor de Y_t permanece o mesmo sempre e não há ajuste devido à rigidez total.

No modelo da equação (19), podemos verificar os coeficientes de curto e de longo prazo frente a uma mudança em X_t . Para o de curto prazo, basta observar a alteração em Y_t resultante de uma alteração de uma unidade em X_t , que corresponde a $\delta\beta_1$. O coeficiente de longo prazo é encontrado diretamente na equação (16), que corresponderia à equação de longo prazo. Também pode ser encontrado na equação (19), se substituirmos Y_t pelo Y^* para qualquer valor de t , pois teríamos Y^* como o valor ótimo de Y_t . Fazendo essa substituição, achamos que o coeficiente de longo prazo é igual a

$$\frac{\delta\beta_1}{(1-(1-\delta))} = \frac{\delta\beta_1}{(1-1+\delta)} = \beta_1,$$

tal que o numerador da fração corresponda ao parâmetro de curto prazo e o denominador da fração seja igual a $(1 - \gamma)$, com γ sendo o parâmetro referente ao termo explicativo defasado da equação (19).

Como já existe na literatura⁵³, iremos inserir o termo de juros defasado na equação de política monetária, pois não necessariamente a taxa de juros é modificada instantaneamente em respostas a mudanças nas demais variáveis explicativas da regra de Taylor.

3.3 Testes de diagnóstico de resíduos

O diagnóstico de resíduos é feito para testar se a hipótese usualmente assumida de que o erro do modelo é um ruído branco é verdadeira. Para isso, podemos verificar se o erro segue as equações (8), (9) e (10), ou seja, se o erro tem média zero, é homocedástico e não possui nenhuma autocorrelação serial, respectivamente. O fato do erro não possuir nenhuma autocorrelação serial pode ser verificado utilizando as funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP). Se for verificado que o erro não segue um processo ruído branco como na hipótese feita anteriormente, *“isso implica dizer que há informação ainda não captada pelo econometrista, o que pode gerar previsões pobres”*⁵⁴, isto é, se o modelo estimado possuir um processo de ruído branco como termo de erro, todas as variáveis significativas possíveis já estão explicando o modelo e o erro consiste apenas em choque que não são previstos.

O problema da verificação dos resíduos feita por FAC e FACP, é que se o teste de hipótese rejeitar que o erro é ruído branco, essa inferência não necessariamente está correta, pois os intervalos de confiança para séries estimadas não são os corretos, já que esses testes foram feitos para séries observadas. Para que o erro tipo 1 não ocorra, podemos *“olhar apenas para o Ljung-Box nos resíduos, pois trata-se de um teste menos sujeito a equívocos”*⁵⁵, ou

⁵³Vide CLARIDA, GALÍ & GERTLER (1998) e MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN & MUINHOS (2002).

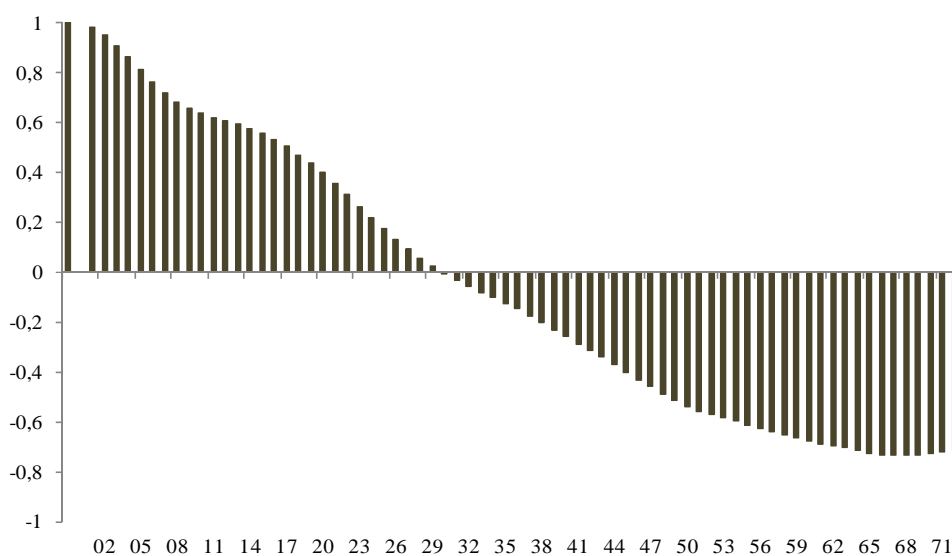
⁵⁴BUENO (2008), p. 68.

⁵⁵BUENO (2008), p. 69.

ainda ver outros testes existentes na literatura. O teste de Ljung-Box ainda será abordado nessa seção.

A FAC (função de autocorrelação) consiste em um “*gráfico da autocorrelação contra a defasagem*”⁵⁶, ou seja, é o gráfico que mostra as autocorrelações presentes em uma série para cada defasagem. O gráfico 3.1 abaixo mostra a FAC da taxa de câmbio R\$/US\$ com 72 defasagens (também chamado de *lags*). Note que a primeira coluna, que representa a defasagem zero, é igual a 1, significando que a série possui correlação máxima com ela mesma no mesmo período, o que é um pouco intuitivo e ocorre na FAC de qualquer série. A série temporal da taxa de câmbio não representa um ruído branco, já que demora para que a auto correlação seja zero e ela não se mantém no zero. Se essa série seguisse um processo de ruído branco, a autocorrelação não seria significativa com qualquer defasagem, a não ser no *lag* igual a zero, pois a autocorrelação é sempre igual a 1 nesse ponto.

Gráfico 3.1 – FAC da taxa de câmbio R\$/US\$ mensal de jan/2001 a set/2011



Fonte: Federal Reserve Bank of St. Louis

A FACP (função de autocorrelação parcial) é uma função de autocorrelação que retira o que se chama de correlação implícita das defasagens. Por exemplo, em uma série que seja caracterizada pelo processo AR(1) da equação (11), há autocorrelação pura entre

⁵⁶BUENO (2008), p. 40.

y_t e y_{t-1} , mas não há autocorrelação pura entre y_t e y_{t-2} , apesar da autocorrelação com defasagem 2 poder ser significativa. O que ocorre é que há autocorrelação implícita entre y_t e y_{t-2} , mas não a pura. A FACP funciona como uma espécie de filtro, para que capture apenas a autocorrelação pura. “Formalmente, a função de autocorrelação parcial é o gráfico de $\hat{\phi}_{j,j}$ contra j estimado a partir das seguintes regressões em que a série original tem sua média subtraída: $y_t = \phi_{j,1}y_{t-1} + \phi_{j,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{j,j}y_{t-j} + e_t$, $j = 1, 2, \dots$, em que e_t é um erro.”⁵⁷. Portanto, para construir a FACP, faz-se a regressão de y_t para y_{t-1} e obtém-se $\hat{\phi}_{1,1}$. Então faz-se a regressão de y_t para y_{t-1} e y_{t-2} , obtendo $\hat{\phi}_{2,2}$, e assim por diante, como nas equações de Yule-Walker.⁵⁸ É recomendado que a FACP seja feita até a defasagem de um quarto da amostra.⁵⁹ Tanto na FAC como na FACP de um processo ruído branco, todos os valores para a defasagem superior ou igual a 1 não são significativos, e é isso que deve ser observado ao usar FAC e FACP para teste.

O teste de Ljung-Box testa a hipótese nula de que todas as autocorrelações amostrais são iguais a zero ($H_0: \rho_j = 0, \forall j$; com ρ_j representando a correlação com o lag j) para a hipótese alternativa de que pelo menos uma autocorrelação amostral é diferente de zero ($H_1: \rho_j \neq 0, \text{ para algum } j$). A estatística do teste é dada por

$$Q = T(T+2) \sum_{j=1}^n \frac{\hat{\rho}_j^2}{T-j} \xrightarrow{d} \chi_n^2, \quad (20)$$

tal que $\xrightarrow{d} \chi_n^2$ “indica convergência em distribuição para uma distribuição qui-quadrada com n graus de liberdade”⁶⁰ e T é o tamanho da amostra. Se o Q calculado pela equação (20) for menor que o valor crítico da distribuição utilizada, aceita-se a hipótese nula e o erro é considerado um ruído branco.

⁵⁷BUENO (2008), p. 42.

⁵⁸BUENO (2008) e ENDERS (2010).

⁵⁹ENDERS (2010).

⁶⁰Esse trecho e equação (20) de BUENO (2008), p. 45.

Quando formos testar a autocorrelação serial, não utilizaremos o teste de Ljung-Box, mas sim o teste de ARCH-LM, que é mais comum na literatura. Para fazer esse teste⁶¹, faremos a regressão de

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \beta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \beta_h \hat{\varepsilon}_{t-h}^2 + u_t, \quad (21)$$

com a série $\hat{\varepsilon}_t$ sendo os resíduos da regressão que estamos testando os resíduos. A hipótese nula assume que todos os parâmetros estimados da equação (21) são iguais a zero e a hipótese alternativa diz que ao menos um deles é diferente de zero. A estatística do teste é dada por

$$ARCH - LM_h = T \times R^2 \xrightarrow{d} \chi_h^2.$$

Quando a estatística do teste for maior do que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula e há evidências para que se diga que o termo de erros da equação possuem heterocedasticidade condicional, ou seja, autocorrelação serial. Para que a série estimada não seja espúria, é preciso que a estatística do teste seja menor do que o valor crítico e que se aceite a hipótese nula.

⁶¹Conforme BUENO (2008) pp. 73-74.

4 Estimação da regra de Taylor

Neste capítulo, explicaremos o modelo que será estimado, mostrando as diferenças entre ele e a regra de Taylor original. Também falaremos cada série de dados que iremos utilizar e, finalmente, faremos as regressões necessárias, usando o software econométrico E-views, com os testes que julgarmos necessários.

4.1 Modelo a ser estimado

A regra de Taylor que estimaremos não será igual à proposta pelo Taylor ou as já citadas no capítulo 1. Usaremos aqui uma versão mais moderna dessa regra, cujas mudanças estão presentes na literatura. As principais mudanças que faremos na estimação com relação à regra original são com relação às expectativas, a separação do IPCA em preços livres e administrados e o termo de juros defasado. Falaremos sobre o uso da *proxy* para o PIB e também sobre a variável *dummy* que utilizaremos para testar a diferença do modo de fazer política monetária entre os dois ex-presidentes do Banco Central Armínio Fraga e Henrique Meirelles, que foram de gestões de partidos diferentes no governo brasileiro.

4.1.1 Expectativas e série de desvio em relação à inflação

Na parte das expectativas, assumiremos que a autoridade monetária faz a política monetária com base na expectativa sobre o futuro, sobre os 12 meses seguintes de cada período. Portanto, as decisões de mudar a taxa de juros se baseariam na diferença entre inflação esperada com a meta de inflação e na diferença entre o produto esperado e a meta de inflação. Portanto, o Banco Central seguiria uma regra de Taylor parecida com a seguinte equação:

$$r_t^* = \bar{r} + \beta \left(E[\pi_{t+n} | \Omega_t] - \pi^* \right) + \gamma \left(E[y_t | \Omega_t] - y_t^* \right)^{62},$$

tal que r_t^* é a taxa de juros definida pela autoridade monetária, \bar{r} é a taxa de juros nominal de longo prazo, π_{t+n} é a taxa de inflação entre os períodos t e $t+n$, π^* é a meta de inflação, y_t é o produto real em t , y_t^* é o produto potencial e Ω_t é a informação disponível para o Banco Central no período t .

As expectativas de inflação no Brasil são divulgadas semanalmente pelo relatório Focus do Banco Central, que divulga as expectativas de mercado para a inflação no final do ano corrente e para o final do próximo ano, dentre outras expectativas de mercado. Assumimos que a autoridade monetária toma suas decisões de política monetária com base nos 12 meses consecutivos, mas como só dispomos de informações sobre a expectativa de final de ano, temos que criar uma série mensal da expectativa de inflação para os próximos 12 meses. Na verdade, o Banco Central disponibiliza uma série de inflação esperada para os próximos 12 meses, mas ela só começou em novembro de 2001. E como a nossa estimação começa em janeiro de 2000, usaremos a seguinte equação para compor a diferença esperada da inflação em relação à meta:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12} \left(E_j \pi_t - \pi_t^* \right) + \frac{j}{12} \left(E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^* \right)^{63}, \quad (22)$$

com j sendo o número do mês para o qual calcularemos a expectativa (de 1 a 12), $E_j \pi_t$ sendo a expectativa da inflação para o final do ano t no mês j (com j pertencente ao ano t), $E_j \pi_{t+1}$ sendo a expectativa da inflação no mês j para o final do ano $t+1$ (que corresponde ao ano seguinte ao que contém o mês j) e π_t^* sendo a meta de inflação para o ano t definida pelo Copom. Note que a série D_j gerada pela equação (22) faz com que o resultado em dezembro seja referente a todo o ano seguinte, o que faz sentido se comparado com a realidade, pois as decisões de política monetária tomadas em dezembro pouco afetarão a economia no mesmo mês.⁶⁴

⁶²Equação (2.1) de CLARIDA, GALÍ & GERTLER (1998), p. 5.

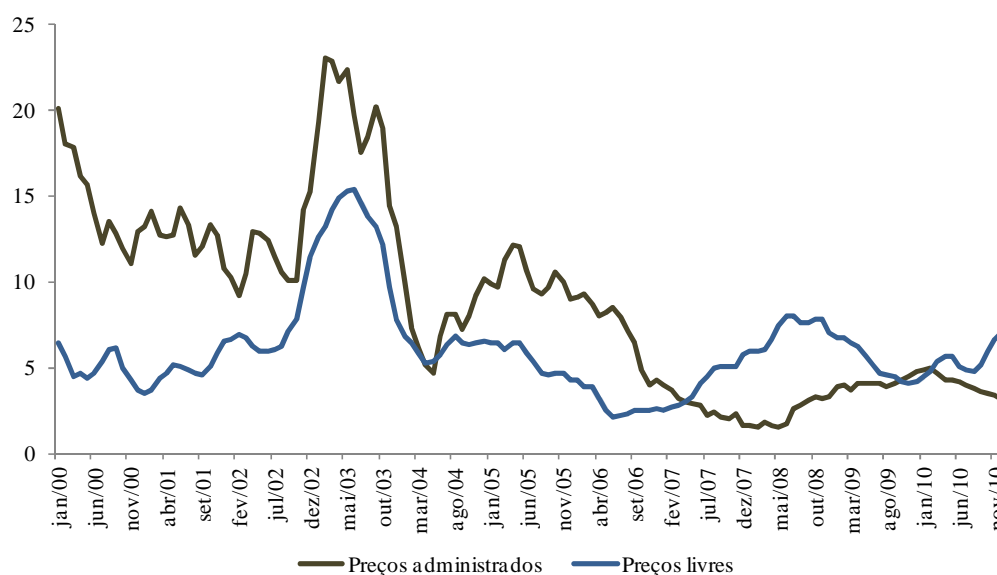
⁶³Equação (2) de MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN & MUIINHOS (2002), p. 112.

⁶⁴MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN & MUIINHOS (2002).

4.1.2 Separação do IPCA em preços livres e administrados

Separemos a série de inflação entre preços livres e administrados devido à não uniformidade da mudança de preços existente no Brasil. O gráfico 4.1 mostra essa disparidade, com dados acumulados em 12 meses. Isso ocorre pela própria definição de preços livres (*market prices*) e de preços administrados (também chamados de monitorados), já que os livres são definidos pelo mercado e os administrados são definidos pelo governo ou por agências reguladoras.

Gráfico 4.1 – IPCA separado em preços livres e administrados (variação percentual acumulada em 12 meses)



Fonte: IBGE e Banco Central do Brasil

Faremos então a hipótese de que a autoridade monetária, além de olhar para o índice de expectativa de inflação para fazer a política monetária, olha também para a inflação de preços livres e preços administrados separadamente e, como não há cálculo de expectativas para esse índice de preços, utilizaremos o dado de acumulado em doze meses. Adaptando a equação (22), faremos $E_j \pi_t = E_j \pi_{t+1}$ igual à inflação acumulada em doze meses para preços livres ou administrados, dependendo de qual série iremos criar. As duas séries ficariam, então, da seguinte maneira:

$$padm_{j,t} = \pi_t^{adm} - \left(\frac{(12-j)}{12} \pi_t^* + \frac{j}{12} \pi_{t+1}^* \right) e$$

$$pliv_{j,t} = \pi_t^{liv} - \left(\frac{(12-j)}{12} \pi_t^* + \frac{j}{12} \pi_{t+1}^* \right),$$

tal que π_t^{adm} seja o IPCA acumulado em doze meses para os preços monitorados e π_t^{liv} seja o IPCA acumulado em doze meses para os preços livres. Portanto a série temporal $padm_{j,t}$ será a diferença entre a inflação acumulada em doze meses para preços administrados e a meta de inflação para os próximo doze meses, e a série $pliv_{j,t}$ será o mesmo, só que para preços livres.

4.1.3 Taxa de juros defasada, *proxy* para o PIB e *dummy* para Fraga

Na regra de Taylor que utilizaremos, iremos incluir a taxa de juros defasada, como em um modelo de ajustamento parcial, citado no capítulo anterior, já que existe a possibilidade da autoridade monetária demorar a responder aos choques. Testaremos a inclusão da taxa de juros defasada em até dois *lags*.

Como o PIB brasileiro não é observado com periodicidade mensal, usaremos o índice de produção industrial como uma variável *proxy* para o PIB. Variáveis *proxy* são variáveis correlacionadas com a variável que queremos utilizar e são usadas quando a variável que queremos utilizar não pode ser incluída na equação. Assim, o PIB não é inserido diretamente na equação, mas é inserido através da variável *proxy*, que é tratada, na regressão, como se fosse o próprio PIB. O que incluiremos na estimação não será o PIB diretamente, e sim o hiato do produto, que é a diferença entre o PIB real e o PIB potencial. Como o potencial não é observado diretamente, faremos o hiato do produto como a diferença entre o PIB real e a tendência do PIB.⁶⁵ Portanto, o hiato do produto que usaremos será composto pela diferença entre o índice de produção da indústria e a sua tendência. Como a tendência desse índice pode variar, faremos o cálculo dela de duas formas: estimando uma reta e pelo filtro de Hodrick-Prescott. A opção da reta é uma

⁶⁵CLARIDA, GALÍ & GERTLER (1998).

estimação por MQO da série pelo E-views, tendo como regressora uma variável que é igual a um na primeira observação e igual a n na n -ésima observação. O filtro Hodrick-Prescott consiste em um procedimento para calcular uma tendência de médias móveis de uma série com base em uma constante λ .⁶⁶ Normalmente, usa-se $\lambda = 129600$ para dados mensais.⁶⁷ Testaremos duas versões do índice de produção industrial: (1) índice acumulado em doze meses com base em outubro de 1999 e (2) percentual de variação mensal do índice acumulado em doze meses.

Em 2002, Lula foi eleito presidente do Brasil, tomando posse no ano seguinte e mudando a equipe econômica que comandava o Banco Central. O ex-presidente do BCB Armínio Fraga foi substituído pelo agora ex-presidente do BCB Henrique Meirelles. O partido que comandava o Brasil mudou do Partido da Social Democracia Brasileira (PSDB) para o Partido dos Trabalhadores (PT), o que pode ter ocasionado em uma diferença na maneira de conduzir a política monetária. Para testar se houve essa diferença, utilizaremos uma variável *dummy* Daf_t , tal que $Daf_t = 1$ se Armínio Fraga era presidente o Banco Central em t e $Daf_t = 0$ caso contrário. Variáveis *dummy* são variáveis binárias que assumem o valor 1 quando um determinado evento ocorre e 0 quando esse evento não ocorre.⁶⁸ São utilizadas para, dentre outras coisas, testar se algum parâmetro (ou alguns) muda o seu valor em determinado período do tempo, por um motivo externo. Por exemplo, testaremos aqui se o Armínio Fraga respondia, na sua curva de resposta de política monetária, de maneira diferente do presidente do BCB que o sucedeu, Henrique Meirelles.

4.2 Séries utilizadas

Como já citado, utilizaremos na nossa estimação a Selic, o IPCA esperado, as metas de inflação e o PIB. A série temporal da Selic é fornecida pelo Banco Central do Brasil pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) e a utilizaremos na versão acumulada no mês e anualizada. Para o hiato esperado da inflação, composto pela diferença entre o IPCA esperado e a meta de inflação para os próximos doze meses, utilizaremos a fórmula da equação (22) para compor a série. Como o Banco Central

⁶⁶ENDERS (2010).

⁶⁷RAVN & UHLIG (2002).

⁶⁸WOOLDRIDGE (2006).

divulga o IPCA esperado no SGS apenas com periodicidade diária (somente dias úteis), resolvemos pegar a mediana do dia 15 de cada mês para transformar a série em uma com periodicidade mensal, sendo que nas vezes em que o dia 15 não é um dia útil, pegamos o dado do dia útil anterior para aquele mês. As metas de inflação estão disponíveis no site oficial do Banco Central e também no SGS. Para o dado do PIB mensal, utilizaremos uma *proxy*, pois não disponibilidade de dados mensais para o PIB. Duas *proxies* comumente utilizadas para os dados mensais do PIB são o índice de produção industrial e o IBC-Br (Índice de atividade econômica do Banco Central), mas como o IBC-Br só começou em janeiro de 2003, utilizaremos o índice de produção industrial, divulgado no SGS. Utilizaremos esse índice acumulado em doze meses no formato de índice e no formato de taxa de variação.

Tabela 4.1 – Teste ADF nas séries utilizadas

Série	Estatística do teste ADF com p-valor					
	sem intercepto e sem tendência	p-valor	com intercepto e sem tendência	p-valor	com intercepto e com tendência	p-valor
r_t	-0,998527	0,2840	-2,507173	0,1161	-4,051953	0,0094
$D_{j,t}$	-2,284614	0,0221	-2,491982	0,1197	-2,534676	0,3112
$pihp_t$	-2,571085	0,0103	-2,618987	0,0918	-2,851079	0,1822
$pitd_t$	-1,802870	0,0680	-1,800190	0,3791	-2,013608	0,5881
$piphp_t$	-6,072479	0,0000	-6,037120	0,0000	-5,963207	0,0000
$piptd_t$	-5,874254	0,0000	-5,842951	0,0000	-5,782327	0,0000
$pliv_{j,t}$	-2,507161	0,0123	-3,116933	0,0277	-3,214231	0,0862
$padm_{j,t}$	-1,893285	0,0559	-1,901938	0,3306	-3,084115	0,1145
Valores críticos						
1%	-2,583744		-3,483751		-4,033727	
5%	-1,943427		-2,884856		-3,446464	
10%	-1,615011		-2,579282		-3,148223	

Fonte: Uso do E-views a partir de dados do Banco Central do Brasil e do IBGE.

Agora, fizemos o teste ADF para verificar a estacionaridade das seguintes séries: (1) r_t , que é a série da taxa de juros Selic; (2) $D_{j,t}$, que é a série temporal de hiato da inflação gerada pela equação (22); (3) $pihp_t$, que é a série da *proxy* do hiato do produto

utilizando o filtro Hodrick-Prescott pelo índice de base fixa; (4) $pitd_t$, que é a série da *proxy* do hiato do produto utilizando uma variável de tendência pelo índice de base fixa; (5) $piphp_t$, que é a série da *proxy* do hiato do produto utilizando o filtro Hodrick-Prescott pela variação percentual; (6) $piptd_t$, que é a série da *proxy* do hiato do produto utilizando uma variável de tendência pela variação percentual; (7) $pliv_t$, que é a série de diferença da inflação de preços livre em relação à meta; e (8) $padm_t$, que consiste na série de diferença da inflação de preços administrados em relação à meta. A tabela 4.1 mostra o teste ADF realizado com o pacote econométrico E-views. Todas as séries, em ao menos um dos testes a hipótese nula foi rejeitada a 10% de significância, o que permite que as regressões sejam feitas.

4.3 Estimação

A amostra das estimações que faremos são mensais e vão de janeiro de 2000 até dezembro de 2010. Os seis primeiros meses do sistema de metas de inflação, de julho a dezembro de 1999, serão desconsiderados da amostra devido ao fato de que esse período representa o início do sistema e pode ser considerado um período de adaptação, quando talvez não houvesse um padrão definido, o que poderia atrapalhar as nossas estimações. A série temporal de expectativa do mercado sobre a inflação é divulgada no mesmo mês em que se é pesquisada, isto é, pode-se saber a expectativa atual do mercado sobre a inflação futura com, no máximo, poucos dias úteis de defasagem. O mesmo não se pode afirmar sobre a série de produção industrial e sobre a série do IPCA separado em preços livres e administrados, pois a série de produção industrial é divulgada com defasagem de dois meses e a o IPCA desagregado é divulgado com defasagem de um mês. Portanto, para produção industrial e inflação de preços livres e monitorados, utilizaremos as variáveis defasadas em dois meses e em um mês, respectivamente.

Começaremos fazendo a regressão da taxa de juros para a série de diferença esperada da taxa de juros em relação à meta e para o hiato do produto, com o intercepto. A tabela 4.2 traz as primeiras quatro estimações com o R^2 e o R^2 ajustado, que servem para medir o quanto da série explicada é de fato explicada pelas explicativas, a estatística do teste de White com termos cruzados, que serve para testar a existência de

heterocedasticidade⁶⁹, e o teste de ARCH para um *lag*, que mede a autocorrelação serial dos resíduos⁷⁰. Os números em parênteses representam os erros-padrões, como já existe na literatura.

Tabela 4.2 – Primeiras estimações para a regra de Taylor (Modelos 1, 2, 3 e 4)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	14,84399*** (0,323949)	14,85971*** (0,323846)	14,82450*** (0,318195)	14,8207*** (0,315669)
$D_{j,t}$	1,297759*** (0,157522)	1,273093*** (0,160251)	1,3299*** (0,15529)	1,33429*** (0,073135)
$pihp_{t-2}$	4,11/e ⁵ (0,000436)			
$pitd_{t-2}$		-0,000276 (0,000362)		
$piphp_{t-2}$			0,168109** (0,076561)	
$piptd_{t-2}$				0,19294*** (0,073135)
R ²	0,34487	0,347764	0,368429	0,378363
R ² ajustado	0,334713	0,337652	0,358638	0,368725
Teste de White	40,07756***	22,19467***	44,86625***	37,44560***
Teste de ARCH-LM	123,0410***	123,5912***	122,5358***	122,2001***

Nota: 1% de significância = “***”, 5% de significância = “**”, 10% de significância = “*”

Fonte: Elaborado pelo autor

Esses modelos possuem o R^2 aproximadamente igual, mas ainda muito baixo. A existência de autocorrelação serial, evidenciada no teste de ARCH-LM, sugere que existem variáveis não incluídas no modelo, mas que também explicam a taxa de juros. Pode-se intuir também que a autoridade monetária não olha para o índice do PIB para medir o hiato do produto, mas sim para a taxa de variação. Vamos incluir, nos próximos testes, a taxa de juros defasada e o IPCA separado em preços livres e administrados. A tabela 4.3 mostra as próximas estimações.

⁶⁹A hipótese nula do teste de White é que há homocedasticidade.

⁷⁰A hipótese nula é que não há autocorrelação serial.

Tabela 4.3 – Estimações para a regra de Taylor (Modelos do 5 ao 12)

	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Intercepto	0,546863*** (0,209329)	1,339232*** (0,331859)	0,529848** (0,206969)	1,181494*** (0,312666)
$D_{j,t}$	0,136876*** (0,029911)	0,329412*** (0,043012)	0,136316*** (0,029665)	0,323741*** (0,042581)
$piphp_{t-2}$			0,036494*** (0,012206)	0,062121*** (0,012111)
$piptd_{t-2}$	0,032814*** (0,011894)	0,059009*** (0,012263)		
$pliv_{j,t-1}$		-0,160194*** (0,031167)		-0,169288*** (0,031214)
$padm_{j,t-1}$		0,064711*** (0,018821)		0,057027*** (0,017803)
r_{t-1}	0,955688*** (0,013603)	0,895784*** (0,025745)	0,956792*** (0,013441)	0,908726*** (0,02418)
R ²	0,984286	0,987361	0,984438	0,987623
R ² ajustado	0,983918	0,986860	0,984074	0,987132
Teste de White	39,32230***	54,22932***	40,62892***	50,09529***
Teste de ARCH-LM	48,47463***	17,70318***	48,40897***	15,06858***
	Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11	Modelo 12
Intercepto	0,455405** (0,211935)	0,575933* (0,322648)	0,433451** (0,209813)	0,605252* (0,32495)
$D_{j,t}$	0,118413*** (0,030472)	0,262368*** (0,047981)	0,119535*** (0,02998)	0,243721*** (0,047009)
$pihp_{t-2}$			-0,00115* (6,91/e ⁵)	-6,39/e ⁶ (7,44/e ⁵)
$pitd_{t-2}$	-4,75/e ⁵ (5,81/e ⁵)	5,32/e ⁵ (6,24/e ⁵)		
$pliv_{j,t-1}$		-0,136499*** (0,036607)		-0,121192*** (0,036241)
$padm_{j,t-1}$		0,022408 (0,018079)		0,022231 (0,018662)
r_{t-1}	0,962249*** (0,013728)	0,956188*** (0,024973)	0,963599*** (0,013604)	0,953586*** (0,25063)
R ²	0,983438	0,985124	0,983702	0,985040
R ² ajustado	0,983050	0,984534	0,983320	0,984446
Teste de White	32,44206***	53,52374***	28,28493***	53,78419***
Teste de ARCH-LM	51,85437***	25,04110***	51,93309***	28,45183***

Nota: 1% de significância = “***”, 5% de significância = “**”, 10% de significância = “*”

Fonte: Elaborado pelo autor

Os modelos do cinco ao oito foram estimados com o índice de produção industrial e os modelos do nove ao doze foram estimados com a taxa de variação percentual. Nota-se que o índice não é significativo e, por isso, não o utilizaremos para estimar o hiato do produto. Em todas as estimações da tabela 4.3, foi constatado um R^2 e um R^2 ajustado acima de 0,98, o que significa que as explicativas utilizadas explicam mais de 98% da variável explicada pelos modelos. Mas, ainda assim, a estatística do teste ARCH-LM

evidencia a existência de autocorrelação serial do erro, embora muito menor do que nos primeiros quatro modelos. Como já discutido na literatura sobre o assunto⁷¹, incluiremos a taxa de juros defasada mais um *lag*, isto é, também com ela defasada em dois períodos. Repetiremos, portanto, os modelos do cinco ao oito incluindo a taxa de juros defasada em dois *lags* na tabela 4.4.

Tabela 4.4 – Estimação da regra de Taylor com a taxa de juros defasada em dois lags (Modelos 13, 14, 15 e 16)

	Modelo 13	Modelo 14	Modelo 15	Modelo 16
Intercepto	0,307261** (0,128009)	0,763731*** (0,220508)	0,306646** (0,127069)	0,708866*** (0,209421)
$D_{j,t}$	0,016399 (0,019874)	0,091065*** (0,032976)	0,016132 (0,019835)	0,089605*** (0,033480)
$piphp_{t-2}$			-0,0012 (0,007867)	0,012520 (0,008871)
$piptd_{t-2}$	-0,00763 (0,007561)	0,013759 (0,008699)		
$pliv_{j,t-1}$		-0,053700** (0,021858)		-0,054348** (0,022445)
$padm_{j,t-1}$		0,033311*** (0,012487)		0,030432** (0,01192)
r_{t-1}	1,798698*** (0,057329)	1,70138*** (0,063649)	1,799846*** (0,57753)	1,705746*** (0,064097)
r_{t-2}	-0,819629*** (0,055159)	-0,7586*** (0,057819)	-0,820724*** (0,055654)	-0,758541*** (0,059085)
R ²	0,994262	0,994683	0,994263	0,994662
R ² ajustado	0,994081	0,994428	0,994082	0,994406
Teste de White	27,20932**	36,70192	26,51964**	35,93795
Teste de ARCH-LM	3,419573*	1,111266	3,405699*	1,113300

Nota: 1% de significância = “***”, 5% de significância = “**”, 10% de significância = “*”

Fonte: Elaborado pelo autor

Nessas novas estimações, apesar de não ter nenhum dos coeficientes referentes ao hiato do produto significativos, não há evidências da presença de autocorrelação nos erros e de heterocedasticidade. É interessante notar que a inclusão das variáveis referentes ao IPCA separado em preços livres e administrados torna significativa a variável de desvio esperado da inflação em relação à meta. Os modelos da tabela 4.4 são muito significativos, apresentando seus respectivos R^2 e R^2 ajustado acima de 0,99, o que significa que as variáveis explicativas no modelo estimado explicam mais de 99% da variável a ser

⁷¹MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN & MUINHOS (2002).

explicada. Incluiremos agora a variável *dummy* nos quatro modelos apresentados na tabela 4.4 e apresentaremos os modelos resultantes disso na tabela 4.5. A nomenclatura da variável *dummy* será como descrito na seção 4.1.3.

Tabela 4.5 – Inclusão da variável *dummy* no modelo (Modelos 17, 18, 19 e 20)

	Modelo 17	Modelo 18	Modelo 19	Modelo 20
Intercepto	0,348656** (0,146575)	0,669045*** (0,241485)	0,323794*** (0,140575)	0,583446** (0,228804)
$D_{j,t}$	0,017832 (0,028663)	0,087453* (0,050612)	0,012891 (0,027468)	0,079534 (0,050355)
$piphp_{t-2}$			0,003481 (0,00816)	0,015187 (0,009254)
$piptd_{t-2}$	0,005892 (0,008197)	0,018104* (0,009259)		
$pliv_{j,t-1}$		-0,054162** (0,023174)		-0,053187** (0,023676)
$padm_{j,t-1}$		0,024493 (0,01869)		0,021021 (0,01849)
r_{t-1}	1,761451*** (0,067223)	1,690625*** (0,072669)	1,771983*** (0,065951)	1,705014*** (0,072068)
r_{t-2}	-0,788754*** (0,062045)	-0,742384*** (0,068745)	-0,797194*** (0,061503)	-0,749773*** (0,070231)
Daf_t	3,65567*** (1,067799)	3,045267*** (1,064477)	3,628834*** (1,066517)	3,102244*** (1,063762)
$Daf_t D_{j,t}$	0,136924*** (0,048512)	0,084672 (0,080509)	0,140451*** (0,048598)	0,093058 (0,080952)
$Daf_t piphp_{t-2}$			-0,031348 (0,028155)	-0,020358 (0,029323)
$Daf_t piptd_{t-2}$	-0,035568 (0,027955)	-0,024529 (0,029192)		
$Daf_t pliv_{t-1}$		0,153168* (0,079936)		0,152707** (0,080458)
$Daf_t padm_{t-1}$		0,054239 (0,03874)		0,058373 (0,038602)
$Daf_t r_{t-1}$	-0,323676** (0,147239)	-0,415516** (0,167179)	-0,333613** (0,147606)	-0,432208** (0,168062)
$Daf_t r_{t-2}$	0,129657 (0,150019)	0,215756 (0,164146)	0,141203 (0,151006)	0,226862 (0,165371)
R ²	0,995415	0,995857	0,995396	0,995817
R ² ajustado	0,995077	0,995400	0,995057	0,995356
Teste de White	66,97823***	120,0354***	66,79709***	119,5115***
Teste de ARCH-LM	8,563187***	2,101198	8,423540***	2,223072

Nota: 1% de significância = “***”, 5% de significância = “**”, 10% de significância = “*”

Fonte: Elaborado pelo autor

A tabela 4.5 apresenta evidências para aceitar, pelo menos, duas hipóteses: (1) a autoridade monetária leva o IPCA separado em preços livres e monitorados nas suas

decisões de política monetária e (2) a administração de Armínio Fraga no BCB fazia política monetária de maneira diferente à administração seguinte de Henrique Meirelles, ao menos em alguns parâmetros. Na tabela 4.6, mostramos novas estimações da regra de Taylor, mas retirando algumas variáveis que não foram muito significativas nos modelos mostrados na tabela 4.5.

**Tabela 4.6 – Estimações de regras de Taylor com variáveis mais significativas
(modelos 21, 22, 23, 24, 25 e 26)**

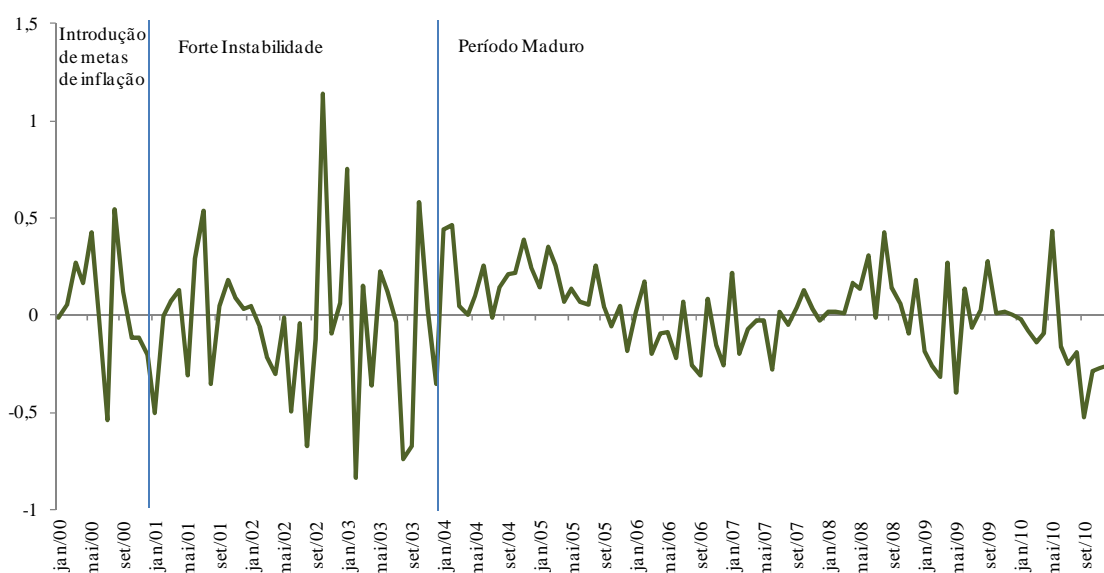
	Modelo 21	Modelo 22	Modelo 23	Modelo 24	Modelo 25	Modelo 26
Intercepto	0,411236*** (0,13848)	0,727684*** (0,221762)	0,78487*** (0,22002)	0,77397*** (0,22195)	0,673607*** (0,241024)	0,802516*** (0,223509)
$D_{j,t}$	0,113128*** (0,038279)	0,101589*** (0,038455)	0,10599*** (0,037934)	0,092776* (0,047337)	0,115892*** (0,038902)	0,107516*** (0,038174)
$piptd_{t-2}$	0,010654 (0,008028)	0,017116* (0,008713)	0,022229* (0,008899)	0,021449* (0,009081)	0,020577* (0,00901)	0,022287* (0,008927)
$pliv_{j,t-1}$	-0,055483*** (0,020319)	-0,061217*** (0,020378)	-0,063764*** (0,020107)	-0,058729* (0,022847)	-0,063478*** (0,00901)	-0,065163*** (0,020363)
$padm_{j,t-1}$		0,028547* (0,015717)	0,031595* (0,015545)	0,032516* (0,015718)	0,020686 (0,018309)	0,032952* (0,015827)
r_{t-1}	1,667117*** (0,065051)	1,650782*** (0,065076)	1,65601*** (0,064147)	1,662301*** (0,065735)	1,646409*** (0,064643)	1,664817*** (0,066714)
r_{t-2}	-0,698589*** (0,060584)	-0,707471*** (0,060224)	-0,717078*** (0,059487)	-0,722566*** (0,065735)	-0,698712 (0,061626)	-0,727175*** (0,062997)
Daf_t	2,480039*** (0,794922)	2,035167* (0,8248)	3,116145*** (0,952322)	3,300444*** (1,032946)	3,254598*** (0,959218)	2,89016*** (1,056736)
$Daf_t D_{j,t}$				0,030563 (0,065115)		
$Daf_t piphp_{t-2}$						
$Daf_t piptd_{t-2}$			-0,051615*** (0,023722)	-0,052037* (0,023816)	-0,044777* (0,024464)	-0,045886* (0,026413)
$Daf_t pliv_{t-1}$	0,112655** (0,048025)	0,162151*** (0,054833)	0,152391*** (0,054199)	0,128285* (0,072629)	0,178293*** (0,058836)	0,162317*** (0,057879)
$Daf_t padm_{t-1}$					0,041572 (0,036969)	
$Daf_t r_{t-1}$	-0,130700*** (0,045985)	-0,115935** (0,046281)	-0,177416*** (0,053635)	-0,187005*** (0,057556)	-0,205054*** (0,058945)	-0,229428* (0,117122)
$Daf_t r_{t-2}$						0,06395 (0,127912)
R ²	0,995461	0,995581	0,995747	0,995755	0,995792	0,995756
R ² ajustado	0,995166	0,995255	0,995396	0,995366	0,995406	0,995367
Teste de White	80,75489***	108,1350***	115,1531***	117,0834***	118,1354***	117,3292***
Teste de ARCH-LM	2,205333	1,076880	2,045849	2,654477	1,726591	1,711029

Nota: 1% de significância = “***”, 5% de significância = “**”, 10% de significância = “*”

Fonte: Elaborado pelo autor

Pela tabela 4.6, podemos notar que o modelo 23 é o que possui os parâmetros mais significativos, sendo todos estatisticamente significativos a um nível de significância de 5%. Mas todos os modelos dessa tabela possuem heterocedasticidade, segundo o teste de White explicitado na tabela 4.6. A heterocedasticidade, apesar de não tornar a estimação viesada ou inconsistente, afeta a eficiência dos parâmetros, fazendo com que o teste t de Student, que mede a significância estatística, não seja confiável. O gráfico 4.2 mostra a série dos erros estimados do modelo 23. Com isso, pode-se notar que a variância é maior no período de forte instabilidade do que no período maduro⁷².

Gráfico 4.2 – Série de erros estimados do modelo 23



Fonte: Elaborado pelo autor.

Como a heterocedasticidade afeta a variância dos parâmetros estimados, não podemos afirmar qual parâmetro é de fato significativo. Para corrigir isso, existe o procedimento de White, que muda a variância dos parâmetros sem alterar o valor dos parâmetros, mesmo porque a heterocedasticidade não gera viés na estimação. A tabela 4.7 mostra as estimações por MQO corrigidas pelo procedimento de White. Nota-se que, após a adoção desse procedimento para corrigir a variância estimada, o parâmetro referente ao hiato do produto multiplicado pela *dummy* do período de Armínio Fraga não é estatisticamente significativo a 10% de significância⁷³. Ao retirarmos esse parâmetro da

⁷²Nomenclatura dos períodos feita no capítulo 2 desse estudo.

⁷³Modelo 27 da tabela 4.7.

estimação, regredimos um modelo com todos os parâmetros significativos⁷⁴. Mas, ao incluirmos a série do IPCA para preços administrados multiplicada pela *dummy* referente ao período de Armínio Fraga, obtemos uma estimação com os parâmetros mais significativos⁷⁵ do que o modelo anterior. A tabela 4.7 ainda inclui ainda mais um modelo, mas esse último possui uma variável não significativa.

Tabela 4.7 – Estimações realizadas com o procedimento de White para corrigir a variância (Modelos 27, 28, 29 e 30)

	Modelo 27	Modelo 28	Modelo 29	Modelo 30
Intercepto	0,78487*** (0,238475)	0,727684*** (0,236941)	0,433435*** (0,115437)	0,582047** (0,252561)
$D_{j,t}$	0,10599*** (0,039547)	0,101589** (0,039433)	0,123981*** (0,038467)	0,116317*** (0,038688)
$piptd_{t-2}$	0,022229** (0,008838)	0,017116* (0,008659)	0,013095** (0,006275)	0,015747* (0,008732)
$pliv_{j,t-1}$	-0,063764*** (0,020032)	-0,061217*** (0,020148)	-0,059243*** (0,020063)	-0,061289*** (0,020455)
$padm_{j,t-1}$	0,031595** (0,015945)	0,028547* (0,016715)		0,013792 (0,018101)
r_{t-1}	1,65601*** (0,09251)	1,650782*** (0,091607)	1,641166*** (0,093154)	1,63827*** (0,092502)
r_{t-2}	-0,717078*** (0,085375)	-0,707471*** (0,085666)	-0,674542*** (0,08915)	-0,683462*** (0,086351)
Daf_t	3,116145** (1,362095)	2,035167** (0,990828)	2,68523*** (0,813232)	2,430801** (0,96994)
$Daf_t piptd_{t-2}$	-0,051615 (0,032708)			
$Daf_t pliv_{t-1}$	0,152391*** (0,057841)	0,162151*** (0,061248)	0,187142*** (0,061325)	0,196717*** (0,062621)
$Daf_t padm_{t-1}$			0,072311*** (0,024604)	0,058391** (0,025723)
$Daf_t r_{t-1}$	-0,177416** (0,07395)	-0,115935** (0,053020)	-0,183492*** (0,044527)	-0,166196*** (0,054374)
R ²	0,995747	0,995581	0,995653	0,995674
R ² ajustado	0,995396	0,995255	0,995333	0,995317
Teste de White	115,1531***	108,1350***	103,6710***	110,2978***
Teste de ARCH-LM	2,045849	1,076880	1,459012	1,147831

Nota: 1% de significância = “***”, 5% de significância = “**”, 10% de significância = “*”

Fonte: Elaborado pelo autor.

⁷⁴Modelo 28 da tabela 4.7.

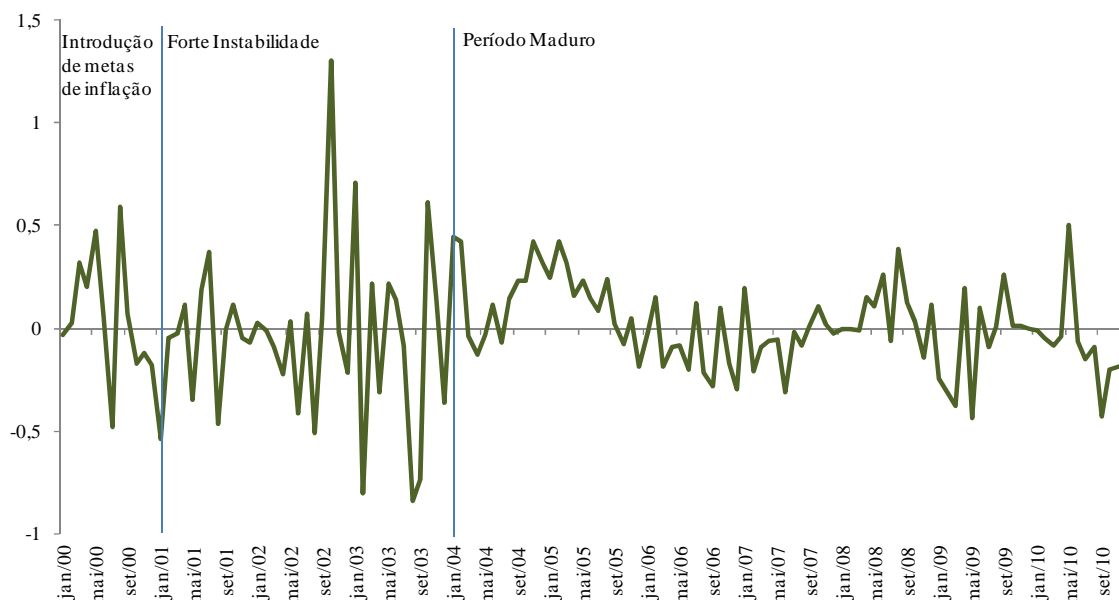
⁷⁵Modelo 29 da tabela 4.7.

Usaremos então o modelo 29 para nossa inferência, que estimou a seguinte equação:

$$r_t = 0,433435 + 0,123981D_{j,t} + 0,013095piptd_{t-2} - 0,059243pliv_{j,t-1} \\ + 1,641166r_{t-1} - 0,674542r_{t-2} + 2,68523Daf_t + 0,187142Daf_t pliv_{t-1} \\ + 0,72311Daf_t padm_{t-1} - 0,183492Daf_t r_{t-1}.$$

Todos os parâmetros desse modelo estimado são significantes a 1% de significância, exceto o parâmetro referente ao hiato do produto, que é estatisticamente significativo a 5% de significância. Pelo teste ARCH-LM, verificamos que os resíduos não são autocorrelacionados e o teste de White apresenta evidências para rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade. Mas como utilizamos o procedimento de White para estimar a variância dos parâmetros, os testes de significância realizados nos parâmetros são confiáveis. O gráfico 4.3 mostra a série de resíduos do modelo estimado, evidenciando a heterocedasticidade que continua presente.

Gráfico 4.3 – Série de erros estimados do modelo 29



Fonte: Elaborado pelo autor.

Para que a regressão seja válida, é preciso que a série de erros estimados seja $I(0)$, isto é, que ela seja estacionária. Para isso, faremos o teste ADF nos resíduos estimados, que foi colocado na tabela 4.8. Como a hipótese nula do teste é que há raiz unitária, o que

implicaria na não estacionaridade da série, e o teste rejeita fortemente a hipótese nula, podemos dizer que a série de resíduos é estacionária.

Tabela 4.8 – Teste ADF nos resíduos estimados

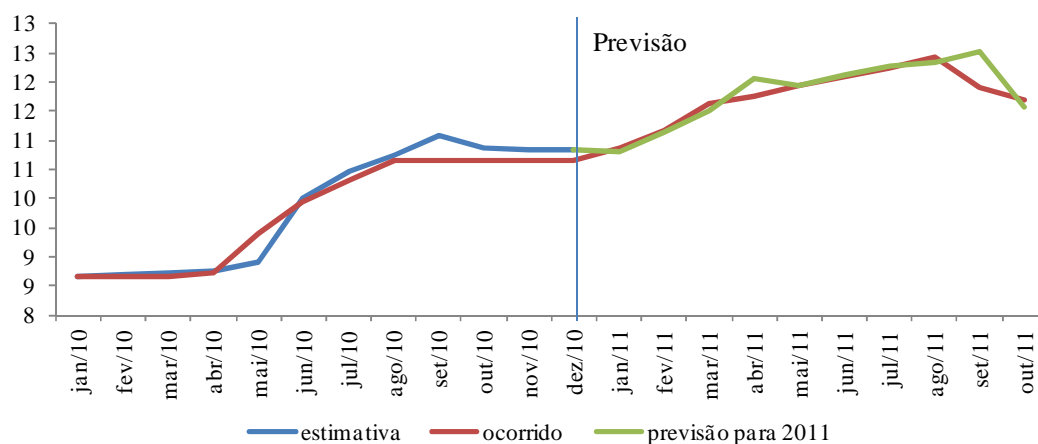
Série	Estatística do teste ADF com p-valor					
	sem intercepto e sem tendência	p-valor	com intercepto e sem tendência	p-valor	com intercepto e com tendência	p-valor
Resíduos estimados	-11,381530	0,0000	-11,337600	0,0000	-11,358790	0,0000
Valores críticos						
1%	-2,583744		-3,483751		-4,033727	
5%	-1,943427		-2,884856		-3,446464	
10%	-1,615011		-2,579282		-3,148223	

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.4 Previsão do modelo para 2011

Para medirmos se o modelo 29 consegue estimar a taxa de juros em 2011 e, com isso, descobrir se é interessante que ele seja usado para previsões, calcularemos as previsões do modelo para os dez primeiros meses de 2011, já que a taxa Selic para esses meses é conhecida. O gráfico 4.4 mostra os valores estimados e reais da taxa de juros Selic para o ano de 2010 e para os dez primeiros meses de 2011.

Gráfico 4.4 – Previsão do modelo 29 para 2011



Fonte: Banco Central do Brasil, Elaborado pelo autor

O erro quadrado médio para os dez primeiros meses de 2011 é de 0,050182, enquanto o erro quadrado médio para o período da amostra no qual o modelo foi estimado é de 0,08119. Se pegarmos apenas o ano de 2010, o erro quadrado médio é de 0,04896. Isso mostra que o modelo foi mais preciso em 2010 do que no resto da amostra e a previsão do modelo para 2011 foi quase tão precisa quanto a estimativa para 2010, o que serve de indício para considerar o modelo como um modelo que explica as decisões atuais de política monetária e pode ser usado para previsões.

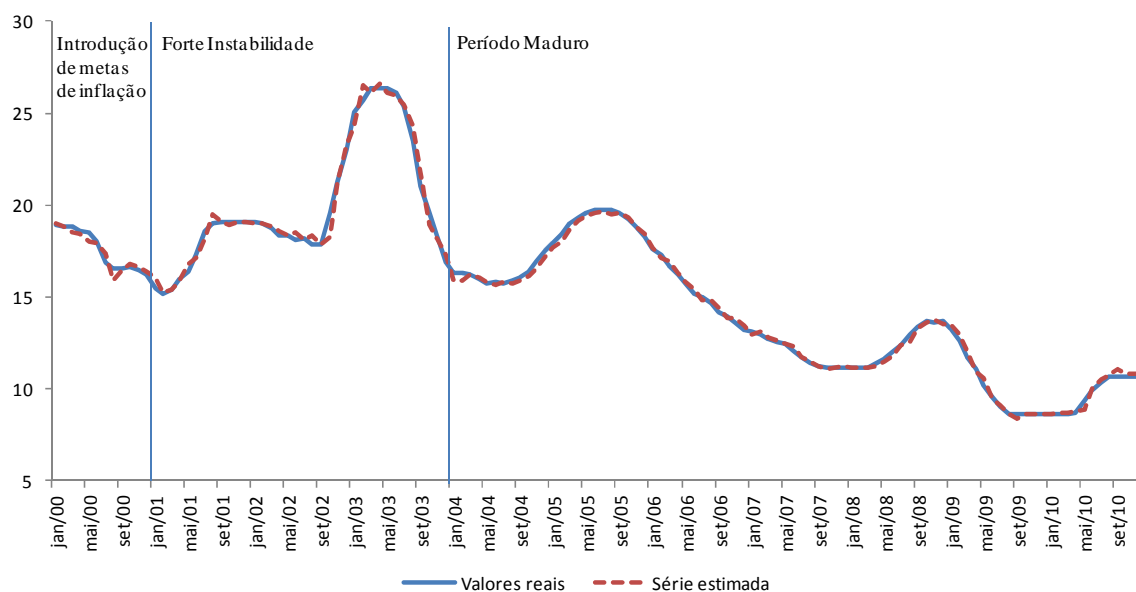
5 Conclusão

A regra de Taylor estimada é a do modelo 29⁷⁶ e corresponde à seguinte equação:

$$\begin{aligned}
 r_t = & 0,433435 + 0,123981D_{j,t} + 0,013095\text{piptd}_{t-2} - 0,059243\text{pliv}_{j,t-1} \\
 & + 1,641166r_{t-1} - 0,674542r_{t-2} + 2,68523Daf_t + 0,187142Daf_t\text{pliv}_{t-1} \\
 & + 0,72311Daf_t\text{padm}_{t-1} - 0,183492Daf_t r_{t-1}.
 \end{aligned}
 \tag{23}$$

Como já citado no capítulo 4, todos os parâmetros estimados são estatisticamente significativos e a série de resíduos não possui autocorrelação serial. Há heterocedasticidade, mas as variâncias estimadas são críveis devido ao processo de White que foi utilizado. O gráfico 5.1 mostra a série ocorrida da taxa de juros e a série estimada pela regra de Taylor estimada nesse trabalho.

Gráfico 5.1 – Séries ocorrida e estimada da taxa de juros



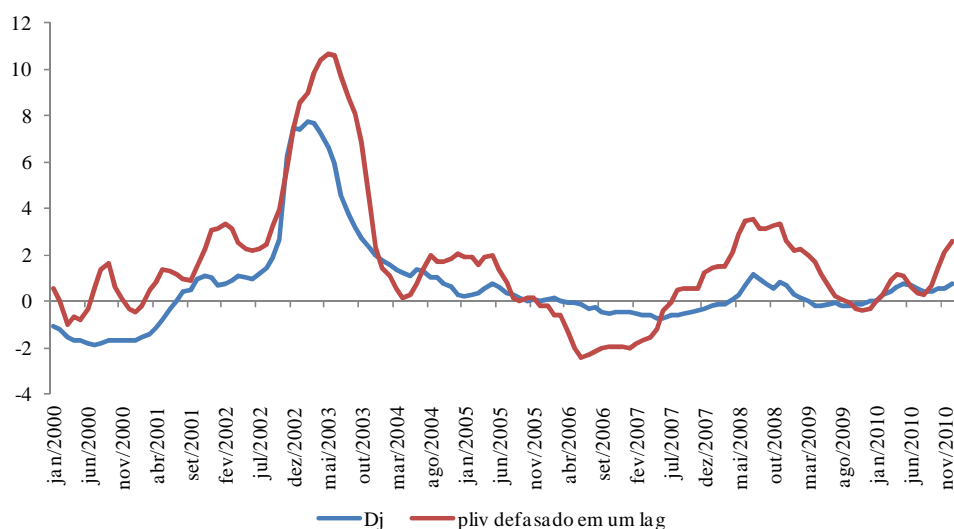
Podemos inferir, assumindo a validade da regra de Taylor da equação (23), que a autoridade monetária leva em consideração, ao fazer a política monetária, o desvio esperado da inflação em relação à meta para os próximos doze meses, o hiato do produto medido pela variação percentual do PIB (aqui visto pela produção industrial como *proxy*)

⁷⁶Vide tabela 4.7.

defasado em dois meses, a diferença entre a taxa de inflação pelo IPCA de preços livres defasada em um mês e a meta de inflação para os próximos doze meses e a taxa de juros defasada em dois *lags*, como em um modelo de ajustamento parcial. Na gestão de Armínio Fraga, havia diferença em quatro parâmetros com relação à gestão sucessora: (1) o termo independente era maior, (2) o parâmetro referente ao IPCA separada em preços livres era maior, (3) dava-se importância ao IPCA separado em preços administrados e (4) o peso dado ao termo de juros defasado em um *lag* era menor.

Tanto para a gestão de Armínio Fraga quanto para a gestão de Henrique Meirelles, o parâmetro de ajustamento parcial referente à taxa de juros defasada em um *lag* é maior que um. Isso não tira a validade do modelo, pois a soma dos parâmetros da taxa de juros defasada em um e dois *lags*, para as duas gestões diferentes do BCB presentes na amostra, é menor do que um.

Gráfico 5.2 – Evolução das séries de desvio esperado da inflação em relação à meta e do desvio do IPCA em relação à meta (em pontos percentuais)



Decisões de política monetária em um sistema de metas de inflação consistem, simplificadamente, em aumentar os juros quando crescem a taxa de inflação ou o hiato do produto e reduzi-la caso contrário. Isso foi observado na regra de política monetária estimada, pois os parâmetros relacionados ao desvio da taxa de juros em relação à meta e

ao desvio da inflação em relação à meta foram positivos. Ainda que o valor do parâmetro relacionado ao IPCA de preços livres seja negativo, quando há um aumento na inflação de preços livres, é provável que ocorra um aumento no desvio esperado da inflação em relação à meta que, como o seu parâmetro é relativamente alto, possivelmente supera o decréscimo gerado pelo parâmetro específico do IPCA para preços livres. O gráfico 5.2 mostra isso.

O objetivo principal dessa monografia, que é verificar se existe uma regra de Taylor que explique a política monetária no período de 2000 a 2010, foi alcançado quando estimamos a regra de política monetária da equação (23). Juntamente com esse objetivo, conseguimos mostrar que a política monetária na gestão de Armínio Fraga era diferente da de Henrique Meirelles por seguirem regras de política monetária diferentes. Verificamos como válida a hipótese assumida de que a autoridade monetária modifica a taxa de juros de maneira diferente com relação a inflação de preços livres e monitorados, embora de maneira diferente a estudos já feitos para o Brasil⁷⁷.

Esse estudo pode ser considerado interessante, pois mostra como a autoridade monetária toma, em média, as suas decisões em um período de onze anos. Recomendamos que esse estudo volte a ser feito quando houver uma disponibilidade de mais meses na amostra, para averiguar o andamento da política monetária no Brasil.

⁷⁷Como em MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN & MUINHOS (2002).

6 Referências

ARAGÓN, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Central Bank preferences and monetary rules under the inflation targeting regime in Brazil. Brazilian Review of Econometrics. v. 29, n. 1, pp. 79–109, maio, 2009.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Regime de metas para a inflação no Brasil: Atualizado com dados até agosto de 2010. Série Perguntas Mais Frequentes. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/faq.asp>> Acesso em: 12/06/2011.

BLANCHARD, O. Macroeconomia. São Paulo, Pearson Prentice Hall, 2007.

BUENO, R. L. S. Econometria de séries temporais. São Paulo, Cengage Learning, 2008.

CARLIN, W.; SOSKICE, D. Macroeconomics: imperfections, institutions & policies. New York, Oxford University Press, 2006.

CRYER, J. D.; CHAN, K. Time series analysis: with applications in R. New York, Springer Science+Business Media, 2008.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, v. 42, pp. 1033-1067, jun. 1998.

ENDERS, W. Applied econometric time series. New York, John Wiley & Sons, 2010.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. orgs. Economia brasileira contemporânea (1945-2004). Rio de Janeiro, Elsevier, 2005.

GREMAUD, A.; VASCONCELLOS, M. A.; TOLETO JUNIOR, R. Economia brasileira contemporânea. São Paulo, Atlas, 2010.

HAMILTON, J. D. Time series analysis. Princeton, Princeton University Press, 1994

MANKIW, N. G. Macroeconomia. Rio de Janeiro, LTC editora, 1998.

_____. Macroeconomics. New York, Worth Publishers, 2010.

MCCALLUM, B. T. Monetary economics: theory and policy. New York, Macmillan Publishing Company, 1989.

MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN.; MUINHOS, M. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. Brasília, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 53, p. 1-47, 2002.

MISHKIN, F. S. International Experiences with Different Monetary Policy Regimes. NBER Working Paper. Cambridge, n. 6965, mar. 1999. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w6965>> Acesso em: 16/05/2011.

_____. Can inflation targeting work in emergency countries? NBER Working Paper, Cambridge, n. 10646, july of 2004. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10646>>. Acesso em: 16/05/2011.

PIRES, J. C. L.; GOSTKORZEWICZ, J.; GIAMBIAGI, F. O cenário macroeconômico e as condições de oferta de energia elétrica no Brasil. Texto para discussão BNDES, n. 85, março, 2001.

PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA, Legislação, in Subchefia para assuntos jurídicos. Disponível em: <<http://www4.planalto.gov.br/legislacao>>. Acesso em 30/10/2011.

RAVN, M. O.; UHLIG, H. On adjusting the HP-filter for the frequency of observations. The Review of Economics and Statistics. 84 (2): 371-375, 2002.

ROMER, D. Advanced Macroeconomics. New York, McGraw-Hill/Irwin, 2006.

STEWART, M. B.; WALLIS, K. F. Introductory econometrics. Oxford, Basil Blackwell, 1981.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Stanford University, v. 3, n.39, pp. 195-214, 1993.

WOOLDRIDGE, J. M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. São Paulo, Cengage Learning, 2006.