

## **2**

# **DADOS E METODOLOGIA**

### **2.1.1.**

#### **DADOS**

Este trabalho utiliza dados mensais de 23 países que seguem o regime de metas para inflação, com exceção de Austrália e Nova Zelândia que são dados trimestrais. Para aumentar o número de observações na amostra, as séries da Austrália iniciam no segundo trimestre de 1993 e da Nova Zelândia no primeiro trimestre de 1990 e vão até as últimas informações disponíveis em 2012. Para os outros países, as séries se iniciam em 2000 ou no ano em que adotaram o regime de metas para a inflação (caso tenha sido posterior a 2000) e terminam nas últimas informações disponíveis em 2012. Abaixo a tabela 1 com os países estudados e o ano em que adotaram o regime de metas.

| <b>País</b>      | <b>Ano de<br/>adoção</b> | <b>País</b>   | <b>Ano de<br/>adoção</b> |
|------------------|--------------------------|---------------|--------------------------|
| Nova Zelândia    | 1990                     | Tailândia     | 2000                     |
| Canadá           | 1991                     | Coréia do Sul | 2001                     |
| Inglaterra       | 1992                     | México        | 2001                     |
| Suécia           | 1993                     | Noruega       | 2001                     |
| Austrália        | 1993                     | Hungria       | 2001                     |
| República Tcheca | 1997                     | Peru          | 2002                     |
| Israel           | 1997                     | Filipinas     | 2002                     |
| Polônia          | 1998                     | Guatemala     | 2005                     |
| Brasil           | 1999                     | Indonésia     | 2005                     |

|               |      |         |      |
|---------------|------|---------|------|
| Chile         | 1999 | Romênia | 2006 |
| Colômbia      | 1999 | Turquia | 2006 |
| África do Sul | 2000 |         |      |

Tabela 1: Países estudados e ano em que adotaram o regime de metas para a inflação

As séries utilizadas são: a taxa de juros da política monetária anualizada; a variação percentual anual do principal índice de preços do consumidor; as metas de inflação; as projeções de inflação futura da consultoria *Consensus Economics* como variável *proxy* para a expectativa de inflação<sup>1</sup>; a produção industrial dessazonalizada utilizada para o cálculo do hiato do produto; a variação na taxa nominal de câmbio; o índice de commodities CRB; a taxa de crescimento do PIB real; a taxa de investimento como percentual do PIB; exportações e importações como percentual do PIB; e gastos do governo como percentual do PIB. As séries foram coletadas no terminal de dados *Bloomberg* e *Datastream*, com exceção das metas para a inflação que foram obtidas nos sites dos bancos centrais e as séries de produção industrial da Austrália, Nova Zelândia e Peru, obtidas nos sites dos institutos de estatística respectivos.<sup>2 3</sup>

## 2.2. METODOLOGIA

### 2.2.1. TESTE PARA DETECTAR QUEBRAS

O modelo linear estimado neste trabalho é baseado em Minella et al. (2003):

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1) \{ \alpha_0 + \alpha_2 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1} \} + \epsilon_t \quad (1)$$

<sup>1</sup> As expectativas de inflação da consultoria *Consensus Economics* foram também utilizadas em Moura e Carvalho (2010).

<sup>2</sup> As séries de taxa de juros, produção industrial, expectativa de inflação, taxa de câmbio nominal e o índice de commodities CRB têm frequência mensal, com exceção de Austrália e Nova Zelândia onde os dados têm frequência trimestral. As demais variáveis têm frequência trimestral.

<sup>3</sup> Em Berriel et al. (2013) foram utilizados o mesmo conjunto de dados, mas utilizadas as expectativas de inflação divulgadas pelos bancos centrais dos países que realizam essas pesquisas. Os resultados obtidos são semelhantes ao deste trabalho.

onde  $i_t$  é a taxa de juros da política monetária,  $E_t \pi_{t+j}$  é a expectativa de inflação,  $\pi_{t+j}^*$  é a meta de inflação para o período  $t+j$ ,  $y_t$  é o hiato do produto,  $\Delta e_t$  é a variação na taxa de câmbio nominal.

Vale ressaltar que como variável *proxy* da expectativa de inflação, utilizamos uma média ponderada da inflação esperada para o ano corrente e o para o próximo ano da mesma forma que em Minella et al (2003).

Para detectar as possíveis mudanças de regimes (quebras estruturais), será utilizado o teste sugerido por Bai e Perron (1998, 2003). Considere o seguinte modelo com “m” quebras ( $m+1$  regimes).

$$\begin{aligned} y_t &= z_t' \delta_1 + u_t, \quad t = 1, \dots, T_1 \\ y_t &= z_t' \delta_2 + u_t, \quad t = T_1 + 1, \dots, T_2 \\ &\vdots \\ y_t &= z_t' \delta_{m+1} + u_t, \quad t = T_m + 1, \dots, T \end{aligned} \quad (7)$$

onde  $y_t$  é a variável dependente;  $z_t$  é um vetor de variáveis explicativas ( $qx1$ );  $\delta_j$  ( $j=1, \dots, m+1$ ) é um vetor de coeficientes;  $u_t$  é o componente de erro.

Os índices  $T_1, \dots, T_m$ , ou as quebras, são explicitamente tratadas como desconhecidas. Seja o vetor de inteiros  $(T_1, \dots, T_m)$  tal que  $1 < T_1 < \dots < T_m < T$ . E seja a matriz bloco diagonal  $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$  e  $\bar{Z}$  particiona diagonalmente  $Z = (z_1, \dots, z_T)'$  em  $(T_1, \dots, T_m)$ . Logo podemos escrever o sistema (7) na forma matricial:

$$Y = \bar{Z}\delta + U$$

onde  $Y = (y_1, \dots, y_T)', U = (u_1, \dots, u_t)', \delta = (\delta_1', \dots, \delta_{m+1}')$ .

Os valores verdadeiros dos parâmetros terão o sobrescrito 0. Para a partição, as estimativas de  $\delta_j$  são obtidas por mínimos quadrados ordinários e estimamos as quebras  $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ , tal que essas estimativas minimizem a soma dos resíduos ao quadrado. Como as quebras são parâmetros discretos e finitos, podem ser estimados por *grid search*. Bai e Perron (1998) derivam a convergência e a taxa

de convergência da fração da quebra  $\widehat{\lambda}_i = \frac{\widehat{T}_i}{T}$ , mostrando que  $\widehat{\lambda}_i$  converge para seu valor verdadeiro  $\lambda_i^0$ , com suposições muito gerais.

Bai e Perron (1998) sugerem um teste para 1 contra  $1 + 1$  quebras. Este teste é denominado  $\sup F_T(1 + 1|I)$ . O método utiliza  $(1 + 1)$  testes de hipótese nula de nenhuma quebra estrutural contra a hipótese alternativa de uma única quebra. O teste é aplicado para cada segmento contendo as observações  $T_{i-1}^-$  até  $\widehat{T}_i$  ( $i = 1, \dots, 1 + 1$ ). As estimativas de  $\widehat{T}_i$  não precisam ser mínimos globais para a soma dos quadrados dos resíduos, só é necessário que  $\widehat{\lambda}_i$  convirja para seu valor verdadeiro à taxa T. Os valores críticos utilizados são os fornecidos por Bai e Perron (1998). O teste é feito através de um procedimento sequencial até a não rejeição da hipótese nula de que não há mais mudança estrutural.

Vale ressaltar que o método descrito acima, por se basear em uma equação única e não conseguir identificar desvios autônomos da política de juros do banco central em relação às prescrições da regra estimada, não consegue diferenciar uma mudança autônoma na condução da política monetária de outras mudanças que podem ocorrer na estrutura da economia de forma a alterar a relação entre a taxa de juros e as demais variáveis citadas acima e produzir uma “falsa quebra”. Porém, utilizamos este mesmo método para todos os países da amostra, de tal forma que apesar das limitações, temos resultados comparáveis entre os países.

## 2.2.2. ENDOGENEIDADE

Estimadas as quebras, temos que estimar a equação 6 levando em consideração as possíveis quebras e além disso temos que lidar com o problema da endogeneidade das expectativas de inflação. Para isso, utilizaremos o método de variáveis instrumentais, utilizando como instrumentos o mesmo conjunto utilizado em Chadha et al. (2003): defasagens de 4 períodos do hiato do produto, inflação, taxa de juros, variação do índice de commodities e variação da taxa de câmbio. Foi o estimado o seguinte modelo:

$$y_t = \beta_0' x_t I(z_t \leq c_1) + \beta_1' x_t I(z_t > c_1) + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

onde  $y_t$  é a taxa de juros,  $x_t$  é o conjunto de variáveis explicativas da regra de juros (como explicitado na equação 6) e  $I(\cdot)$  é uma função indicadora que definirá no tempo o regime da regra de juros.

Além disso, a matriz de variância e covariância foi estimada com um estimador HAC para a matriz de ponderação ótima, baseada no núcleo de *Bartlett* com a seleção automática de bandas *Newey West*.

Estimada a equação 8, podemos realizar testes Wald para testar igualdade de parâmetros dos vetores  $\beta_0$  e  $\beta_1$ , ou seja, testar se os coeficientes relacionados ao desvios da expectativa de inflação em relação ou ao hiato mudam de acordo com o regime.

Uma possível crítica à estimação da equação por método de equação única utilizando variáveis instrumentais pode ser vista em Sims e Zha (2006). Os autores argumentam que a identificação nestes modelos é frágil por dois motivos: i) A lista de instrumentos utilizada só está disponível baseando-se na crença que sabemos a priori que os instrumentos não entram diretamente na função de reação, eles só afetam a política monetária através do efeito deles nas variáveis de expectativas futuras. Os autores acham improvável que a autoridade monetária reaja a uma expectativa inflação futura de 3% da mesma forma, independente da inflação passada ter sido 1,5% ou 6%; ii) outro possível problema com este método é que a relação de Fisher pode estar escondida atrás dos resultados. A relação de Fisher liga a taxa de juros de nominal à expectativa futura de inflação e à taxa de juros real, que pode ser determinada pela expectativa da taxa de crescimento do produto. Então é possível estimar uma equação que tenha a forma de uma regra de Taylor com componente *forward looking*, que satisfaça as restrições de identificação, mas que não seja uma função de reação. Modelos multivariados, como o utilizado no estudo dos autores, permitem checar as hipóteses de identificação examinando as respostas ao impulso de choques de política monetária. No entanto, um modelo multivariado como o SVAR (vetor auto-regressivo estrutural) não está livre de críticas. É possível argumentar que os choques recuperados por um SVAR podem refletir variáveis omitidas do modelo, se essas variáveis omitidas forem correlacionadas com as variáveis inclusas, os choques econômicos estimados serão viesados. Também é possível argumentar que os resultados de muitos exercícios com SVAR são sensíveis às hipóteses de

identificação, Uhlig (2005) afirma que muitas hipóteses de identificação são produto de uma busca por resultados razoáveis.

Outra possível metodologia para solucionar o problema de identificação seria utilizando um modelo DSGE (dinâmico estocástico de equilíbrio geral), onde podem ser exploradas as restrições impostas pelo modelo de correlação contemporânea entre as variáveis, além do uso da informação das respostas ao impulso como argumentado em Schorfheide (2008). No entanto, Cochrane (2007), apesar de achar promissora a identificação utilizando a estimativa de um sistema completo, dá exemplos na literatura de modelos com parâmetros não identificáveis. Sendo assim, a utilização de modelos DSGE não garante que os problemas de identificação estarão resolvidos.

Como resposta ao problema de identificação da regra de Taylor com modelos de equação única, Carrillo (2008) mostra que economias que têm inércia inflacionária ou persistência no produto permitem a identificação dos parâmetros da regra de política monetária por modelos de equação única. Baseando-se no fato que persistência nos regressores (ou instrumentos) é uma condição necessária para a identificação genérica de um modelo estrutural, o autor mostra através de simulações a possibilidade de identificação da regra de política monetária utilizando modelos de equação única (variáveis instrumentais).

A opção por um modelo de equação única neste trabalho se justifica pela existência na literatura de técnicas que permitem o estudo de quebras em modelos de equação única, um dos principais interesses deste trabalho; e pela incerteza em relação aos ganhos em termos de identificação do uso de outras técnicas.

### **2.2.3. TESTE DE DESANCORAGEM DAS EXPECTATIVAS**

Estimadas as datas de quebra nas funções de reação, para testar a desancoragem das expectativas faremos um teste de igualdade de médias pra os desvios das expectativas de inflação mais longas em relação à meta. Partimos do princípio que expectativas longas de inflação não deveriam ter desvios grandes em relação à meta, já que seria um período suficientemente longo para que o banco central acomodasse os possíveis choques na economia. Caso o desvio médio da

expectativa de inflação em relação à meta seja maior após a quebra, classificaremos como expectativa desancorada.

#### 2.2.4. GRUPO DE CONTROLE SINTÉTICO

Para avaliar o desempenho da mudança na política monetária brasileira na taxa de crescimento do PIB e na trajetória de inflação, utilizaremos a metodologia do grupo de controle sintético apresentada em Abadie et al (2007).

Seja  $Y_{it}^N$  a inflação ou a taxa de crescimento do produto observada para o país  $i$ , no tempo  $t$  sem mudança na política monetária.  $Y_{it}^I$  a mesma variável para onde houve a mudança na política monetária (tratamento) no período  $T_0+1$  até  $T$ .

Assumimos que não há efeito da mudança de política monetária no período anterior à mudança,  $Y_{it}^N = Y_{it}^I$ . Seja o efeito da mudança de política  $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$ , nos períodos  $T_0+1$  até  $T$ .

Seja 1 o país  $i$  onde houve tratamento, queremos estimar  $\alpha_{1t}$  para  $T_0+1$  até  $T$ . Como  $Y_{1t}^I$  é observada, para estimar o alfa precisamos estimar apenas  $Y_{1t}^N$ . Suponha que  $Y_{it}^N$  segue um modelo de fatores.

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

onde  $\delta_t$  é um fator comum desconhecido com *factor loadings* constante entre as unidades.  $Z_i$  é um vetor de variáveis observadas.  $\theta_t$  é um vetor de parâmetros,  $\lambda_t$  é um fator comum desconhecido com *factor loadings* que variam no tempo, erro choques transitórios não observáveis apenas na região com média 0. Métodos de diferenças em diferenças, só permite variáveis explicativas não observáveis, mas constantes no tempo,  $\lambda_t$  constante.

Considere um vetor de pesos  $W = (w_2, \dots, w_{J+1})$ , pesos maiores iguais a zero e a soma deve ser igual a 1 (evitando o problema da extrapolação, possibilidade que ocorre nos métodos de regressão).

Suponha um vetor  $W$  ótimo, tal que:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \bar{Y}_j = \bar{Y}_1, \text{ e } \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1 \quad (9)$$

Então Abadie et al (2007) demonstram que sobre condições regulares, com um número razoável de períodos pré-tratamento, temos que:

$$Y_{1t}^N = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \quad (10)$$

Seja X, um vetor contendo Z e Y antes da mudança de política monetária. Sendo  $X_1$  para região afetada pelo tratamento e  $X_0$  para região não afetada.

Minimizamos  $\sqrt{(X_1 - X_0 W)^T V (X_1 - X_0 W)}$ , onde V é uma matriz simétrica e positiva semi-definida. V é escolhida de forma a minimizar a distância de o erro quadrático médio de Y no período pré-tratamento.

Para fazermos inferência, utilizamos um procedimento similar ao descrito acima. Para cada país do grupo controle, utilizaremos a mesma análise feita para o país onde houve tratamento, ou seja, onde houve a mudança na política monetária. Esta análise para os outros países do grupo controle é chamada de estudo placebo. Desta, forma podemos construir uma distribuição dos impactos nos estudos placebos e compará-la com o impacto estimado para o país efetivamente tratado, no caso o Brasil. Tal procedimento será informativo se, sob a hipótese de que o tratamento não possui efeito, espera-se que o impacto do mesmo não seja anormal em relação a distribuição dos efeitos placebos.

Como grupo controle, utilizaremos os países onde não foram detectadas quebras, ou foram detectadas quebras, mas não houve uma redução no coeficiente relacionado aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta (utilizando um teste Wald) e, além disso, não houve desancoragem das expectativas seguindo o procedimento descrito acima.

## 2.2.5. MODELO TEÓRICO

Para analisar o efeito de mudanças dos parâmetros da regra de juros do banco central, podemos seguir como referencial teórico o modelo novo keynesiano básico como descrito em Galí (2008). Este exercício tem como

objetivo apenas ilustrar como esta mudança de parâmetros afeta a dinâmica das variáveis de interesse, de tal forma que possamos ter uma base de comparação ao analisar o resultado empírico. Vale ressaltar que o objetivo deste exercício não é analisar a economia brasileira sobre a ótica de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral que melhor descreva a economia e leve em consideração o maior número de peculiaridades possível.<sup>4</sup>

O modelo utilizado é de competição imperfeita no mercado de bens, assumindo que cada firma produz bens diferentes e escolhe seus preços a la Calvo. O modelo log-linearizado fica:

$$\tilde{y} = -\frac{1}{\sigma}(i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - r_t^n) + E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} \quad (11)$$

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa \tilde{y}_t \quad (12)$$

$$r_t^n = \rho + \sigma \psi_{ya}^n E_t\{\square a_{t+1}\} \quad (13)$$

$$i_t = \rho + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t + v_t \quad (14)$$

$$y_t = a_t + (1 - \alpha)n_t \quad (15)$$

$$m_t = p_t + y_t - \eta i_t \quad (16)$$

onde a equação 11 representa uma curva IS dinâmica, a equação 12 a curva de Phillips Novo Keynesiana, a equação 13 a taxa natural de juros, a equação 14 a regra de juros do banco central, a equação 15 a função de produção e a equação 16 a demanda por moeda. Temos ainda um choque de tecnologia e um choque de política monetária, ambos seguindo um processo autoregressivo de ordem 1. O modelo foi calibrado com parâmetros obtidos na literatura, como descrito na tabela 5 do anexo.

Estamos interessados em analisar como mudanças nos parâmetros da equação 14 afetam a dinâmica do produto e da inflação. Para isso faremos uma estática comparativa, utilizando diferentes valores para  $\phi_\pi$  e  $\phi_y$  e observando o

---

<sup>4</sup> Um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral mais completo pode ser visto em Castro et al. (2011).

comportamento das funções de impulso resposta e da volatilidade das variáveis de interesse, exercício semelhante ao feito em Galí (2008).

De acordo com os relatórios de inflação do BCB de dezembro de 2010 e março de 2011, a economia brasileira sofreu choques negativos de oferta. No anexo, as figuras 8 e 9 mostram as funções de resposta ao impulso, dado um choque de oferta negativo e duas calibrações possíveis para a regra de juros: sendo a primeira um banco central que reage bastante à inflação e pouco ao hiato do produto e a segunda o oposto. Podemos observar que no caso em que o banco central reage bastante à inflação, temos uma inflação muito menor, enquanto não é possível notar alguma diferença em relação ao produto. Em um segundo exercício, semelhante ao feito em Galí (2008), mostramos na tabela 2 que quanto maior o parâmetro relacionado à inflação,  $\phi_\pi$ , menor a volatilidade da inflação e do hiato do produto. Já quanto maior a resposta ao hiato do produto, a tabela 2 mostra que maior será a volatilidade da inflação e do hiato. Ou seja, utilizando o modelo novo keynesiano básico, podemos concluir que uma regra de juros que responde mais agressivamente a movimentos da inflação e responde menos ao hiato do produto, se aproxima da regra de política ótima em termos de bem estar, mesma conclusão obtida em Galí (2008).

| <b>Regra de Taylor</b> |      |      |      |      |
|------------------------|------|------|------|------|
| $\phi_\pi$             | 5    | 5    | 1,2  | 1,2  |
| $\phi_y$               | 0,4  | 0,7  | 0,4  | 0,7  |
| $\sigma(\tilde{y})$    | 0,04 | 0,06 | 0,40 | 0,58 |
| $\sigma(\pi)$          | 0,27 | 0,43 | 3,02 | 4,35 |

Tabela 2: Avaliação de diferentes regras de juros