

INSPER INSTITUTO DE ENSINO E PESQUISA

Programa de Mestrado Profissional em Economia

Débora Cristina Nogueira de Gouveia

**ESTUDO SOBRE O GRAU DE COMPORTAMENTO
FORWARD-LOOKING DE BANCOS CENTRAIS DE
PEQUENAS ECONOMIAS ABERTAS**

São Paulo

2010

Débora Cristina Nogueira de Gouveia

**Estudo sobre o Grau de Comportamento *forward-looking* de
Bancos Centrais de Pequenas Economias Abertas**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Orientador: Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior – Insper

São Paulo

2010

Gouveia, Débora Cristina Nogueira de

Estudo sobre o Grau de Comportamento *forward-looking* de Bancos Centrais de Pequenas Economias Abertas / Débora Cristina Nogueira de Gouveia; orientador Eurilton Alves Araújo Junior, - São Paulo: Insper, 2010.

43 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado de Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

1. Modelos de Pequenas Economias Abertas 2. DSGE 3. Estimação Bayesiana 4. Regras monetárias do tipo Calvo

FOLHA DE APROVAÇÃO

Débora Cristina Nogueira de Gouveia

Estudo sobre o Grau de Comportamento *forward-looking* de Bancos Centrais de Pequenas Economias Abertas

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia Insper, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em:

Banca examinadora

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior

Orientador

Assinatura: _____

Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito

Instituição: Insper

Assinatura: _____

Prof. Dr. André Minella

Instituição: Banco Central do Brasil

Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador, Prof. Eurilton Araújo, pela paciência e o entusiasmo. Sua dedicação como professor, orientador e coordenador do curso, bem como sua perspicácia como pesquisador e economista, é a razão da minha admiração. Aos demais Professores do curso, deixo meu profundo agradecimento pelas ricas aulas dos últimos dois anos e meio.

Ao Banco Fator pelo incentivo acadêmico, profissional e financeiro. À Roseli Machado, por compreender a importância do curso na minha formação como economista e pelo incentivo constante.

Aos meus colegas de classes, pessoas inteligentíssimas e agradáveis, com quem aprendi muito. Agradeço especialmente à Fernanda Valle, pelo carinho e companheirismo.

À FEA-USP, que me propiciou uma graduação em Economia de excelente qualidade. Especialmente à Profa. Vera Fava, por quem nutro profunda admiração.

Aos meus pais, Geralda e Celso, que sempre priorizaram minha educação.

Ao meu marido Marco Antonio, pelo apoio incondicional aos meus estudos. Obrigada por estar sempre ao meu lado. Que essa conquista compense os momentos de minha ausência.

Ao meu irmão, Willian, meu primeiro e maior professor.

RESUMO

GOUVEIA, Débora Cristina Nogueira de. **Estudo sobre o Grau de Comportamento *forward-looking* de Bancos Centrais de Pequenas Economias Abertas**. São Paulo, 2010. 43 f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2010.

Um modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico para Austrália, Canadá e Nova Zelândia utilizando o método Bayesiano foi estimado neste trabalho. O modelo de pequena escala das pequenas economias abertas adotou uma inovação na regra de política monetária, segundo a qual o Banco Central tem como objetivo uma soma infinita e descontada dos valores esperados para inflação e hiato do produto. Nos três casos, os resultados empíricos sugerem que o horizonte relativo à inflação é mais longo que o correspondente ao hiato do produto. As evidências também indicam maior plausibilidade do modelo com regra de Taylor do tipo Calvo do que do modelo com regra de Taylor convencional.

Palavras chave: Modelos de Pequenas Economias Abertas; DSGE; Estimação Bayesiana; Regras monetárias do tipo Calvo

ABSTRACT

GOUVEIA, Débora Cristina Nogueira de. **Study on the forward-looking behavior of Central Banks of small open economies.** São Paulo, 2010, 43 f. Dissertation (Mastership) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2010.

A dynamic stochastic general equilibrium model for Australia, Canada and New Zealand using Bayesian methods is estimated in this study. The small-scale model of small open economies used an innovation in terms of monetary policy rule to which the central bank targets a discounted infinite sum of expected inflation and output gaps. In all three cases, empirical results suggest that the central banks have a mean forward horizon longer for inflation than for output gap. Evidences also suggest that it is more likely that the data came from the model with a Calvo-type monetary rule than from a model with a conventional Taylor rule.

Keywords: small open economy models; DSGE; Bayesian Estimation; Calvo-type monetary rules

Sumário

1. Introdução.....	11
2. Breve revisão do arcabouço monetário dos países selecionados.....	13
2.1 Nova Zelândia.....	13
2.2 Canadá	15
2.3 Austrália.....	16
3. O comportamento <i>forward-looking</i> dos Bancos Centrais	17
4. O Modelo.....	21
5. Metodologia de Estimação	23
6. Dados e a escolha das distribuições a priori	26
7. Resultados das estimações.....	28
8. Comparação com modelos com regra de Taylor convencional.....	30
9. Conclusão	32
10. Referências Bibliográficas.....	34
11. Apêndice.....	37

Lista de Figuras

Figura 1 – Taxa de Inflação ao Consumidor: Nova Zelândia	13
Figura 2 – Taxa de Inflação ao Consumidor: Canadá	15
Figura 3 - Taxa de Inflação ao Consumidor: Austrália	16
Figura 4 - Austrália: Regra do Tipo Calvo – Distribuições a priori e a posteriori	38
Figura 5 - Canadá: Regra do Tipo Calvo – Distribuições a priori e a posteriori.....	39
Figura 6 - Nova Zelândia: Regra do Tipo Calvo – Distribuições a priori e a posteriori	41
Figura 7 – Arcabouço da política monetária dos três países	42

Lista de Tabelas

Tabela 1 – Distribuições a priori do modelo com regra do tipo Calvo	27
Tabela 2 – Resultados dos modelos com regra monetária do tipo Calvo.....	30
Tabela 3 – Comparação de modelos.....	31
Tabela 5 – Horizontes médios estimados	37
Tabela 6 – Resultados dos modelos com regra de Taylor convencional.....	37
Tabela 7 – Verossimilhanças Marginais e Comparação de Modelos	37

1. Introdução

Muitos Bancos Centrais afirmam que agem de maneira prospectiva. Nesse caso, as decisões de política monetária são pautadas pelas projeções condicionais das variáveis econômicas relevantes. Uma maneira direta de testar tal comportamento foi apresentada em Clarida et. al. (1998 e 2000) por meio da estimação da seguinte regra de Taylor *forward-looking*:

$$i_t = \rho i_{t-1} + \theta E_t \pi_{t+h} + \gamma E_t x_{t+q} \quad (1)$$

em que ρ captura o grau de suavização da taxa de juros (i_t), de tal modo que as taxas correntes de juros respondem aos valores futuros esperados da inflação $E_t(\pi_{t+h})$ e do hiato do produto $E_t(x_{t+h})$.

De todo modo, é possível apontar alguns problemas ao se testar o comportamento do Banco Central nesse tipo de abordagem. Em primeiro lugar, os horizontes em questão h e q , de inflação e hiato do produto, respectivamente, deveriam estar inclusos nos conjuntos de parâmetros $\{\rho, \theta, \gamma\}$ que definem as decisões de política monetária. Ao replicar o comportamento dos Bancos Centrais, não se estima h e q diretamente, fixando-os apenas em valores particulares. Por outro lado, essas regras padrão de comportamento *forward-looking* apresentaram problemas de indeterminação (Batini et. al. 2006, Levine et. al. 2006, Woodford, 2003), o que implica em existência de equilíbrios infinitos, também chamados de equilíbrios *sunspot*¹. Há o caso também em que a própria política monetária leva à indeterminação e, de acordo com Gali (2008), os equilíbrios múltiplos dependem de quão agressivo ou quão acomodatório é o comportamento do Banco Central frente aos desvios de inflação e produto.

Nos trabalhos de Levine et. al. (2006) e Gabriel et. al. (2009), uma nova estratégia de análise do comportamento dos Bancos Centrais foi adotada. Os estudos utilizaram uma regra do tipo Calvo na função de reação do Banco Central, a qual é baseada na soma descontada da inflação corrente e da inflação futura, bem como do produto corrente e esperado. Dessa forma, foi possível estimar diretamente o horizonte relevante da inflação e do produto. Esse tipo de regra é menos suscetível a indeterminação do que as regras padrão com horizonte finito. De fato, conforme a conclusão de Levine et. al. (2007), as regras apresentam

¹ A literatura econômica se refere a equilíbrios *sunspot* como aqueles em que os resultados não são correlacionados com os fundamentos econômicos.

boas propriedades de estabilização na medida em que se prolonga o horizonte da autoridade monetária. No caso de Gabriel et. al (2009), o parâmetro de interesse ϕ foi estimado por GMM em uma regra de Taylor modificada para a economia dos Estados Unidos e os resultados indicaram que o Banco Central dos Estados Unidos, o *Federal Reserve*, tem um horizonte médio de 4 a 8 trimestres².

O presente trabalho estudou o horizonte médio para inflação e produto das autoridades monetárias de três países que adotaram um Sistema de Metas de Inflação: Austrália, Canadá e Nova Zelândia. Para tanto, a idéia da estimação de uma regra de Taylor do tipo Calvo foi inserida em um contexto de modelos de Equilíbrio Geral Dinâmicos e Estocásticos, os DSGEs. As vantagens e desvantagens de tal classe de modelos serão discutidas na seção cinco, mas vale apontar que os parâmetros ϕ_3 e ϕ_4 , que medem o desconto aos dados correntes e futuros de inflação e hiato do produto, respectivamente, puderam ser estimadas sem a restrição de que $\phi_3 = \phi_4$ da estimação por GMM de Gabriel et. al. (2009), restrição essa necessária para identificar o parâmetro usando um método de informação limitada como o GMM.

O modelo aqui utilizado refere-se à classe geral de modelos Novo Keynesianos, que envolvem agentes otimizadores com expectativas racionais e com rigidez nominal e real. Ele consiste em um bloco doméstico, representado por uma curva de oferta (AS), uma curva de demanda (IS), uma equação de paridade de juros e uma regra de política monetária ajustada para capturar o comportamento *forward-looking* da autoridade monetária. O bloco internacional, por sua vez, foi representado por vetores autoregressivos (VARs) das variáveis chave dos Estados Unidos, como em Justiniano e Preston (2004). A estrutura do modelo é similar ao estimado por Cho e Moreno (2006) e Buncic e Melecky (2008). Seguindo a contribuição Buncic e Melecky (2008) e Villaverde (2009), a estimação foi feita pela metodologia Bayesiana.

O restante do trabalho está dividido da seguinte forma. Após essa introdução, na segunda seção, apresentamos uma breve revisão do arcabouço de política monetária de cada um dos países analisados. Na seção três, comentamos alguns aspectos do componente *forward-looking* no contexto de política monetária. Na quarta parte do trabalho, as equações do modelo estrutural são apresentadas, com maiores detalhes para a regra monetária do tipo Calvo. Na seqüência, condensamos os principais aspectos da metodologia Bayesiana aplicada

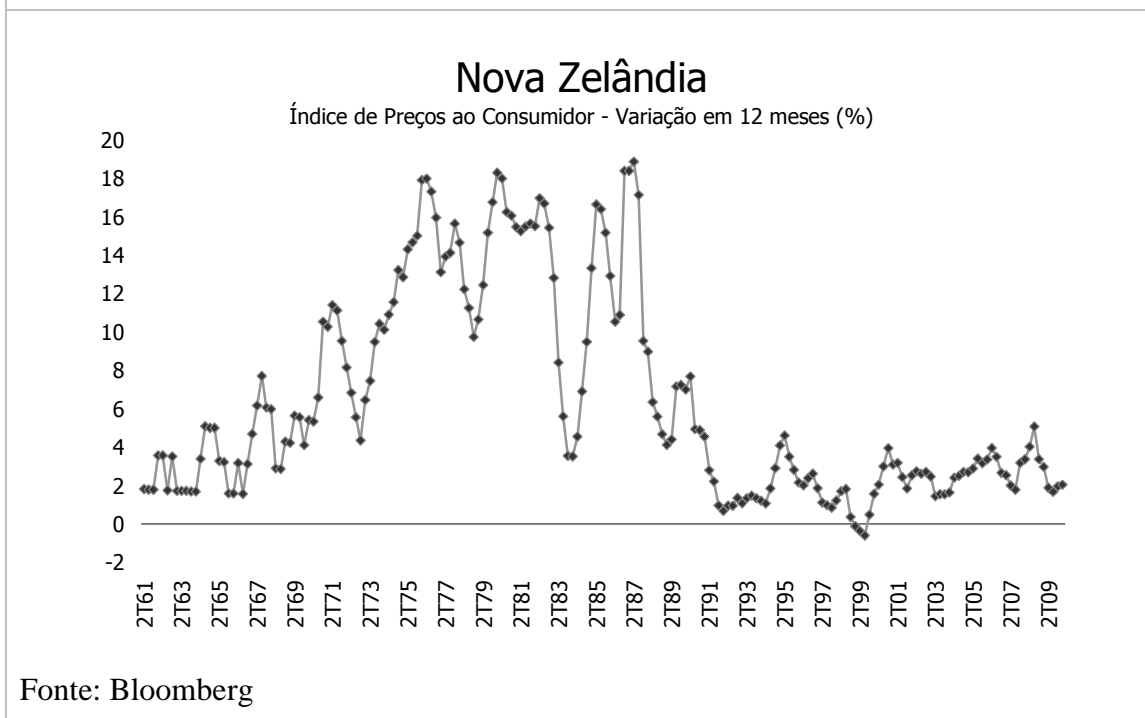
² Em Gabriel et. al (2009), foi imposta a restrição de um único horizonte médio para inflação e produto.

a modelos DSGE. Na sexta parte do trabalho, os dados e as distribuições a priori definidas para cada parâmetro são comentados e apresentados. Por fim, as seções sete e oito dão conta dos resultados do modelo com regra monetária do tipo Calvo e regra de Taylor convencional. A seção nove é dedicada à conclusão e aos comentários finais.

2. Breve revisão do arcabouço monetário dos países selecionados

2.1 Nova Zelândia

Figura 1 – Taxa de Inflação ao Consumidor: Nova Zelândia



Em 1967, iniciou-se na Nova Zelândia um período de alta inflação que durou mais de duas décadas. Em boa parte desse período, a inflação ao consumidor esteve na casa dos dois dígitos e alcançou quase 20% nos anos de 1976, 1980 e 1987. Como em muitos outros países, nas décadas de 70 e 80, houve tentativas de controlar a inflação por meio de controles de salários e preços em geral. O fracasso das medidas e a compreensão de que o controle da inflação era importante para redução da volatilidade das variáveis econômicas levou o governo a iniciar um processo de reformas e desregulamentação da economia, marcada inicialmente por mudanças no mercado de trabalho em 1984. Dentre as reformas propostas,

estava o projeto de criação de um novo arcabouço de política monetária para controle da inflação persistentemente alta.

Após as eleições de 1984, o Banco Central da Nova Zelândia foi designado a focar a política monetária exclusivamente no controle da inflação. O processo de desinflação foi lento, muito em função dos elevados déficits fiscais do começo da década, da forte desvalorização da moeda e do ajuste de preços após a última tentativa de congelamento. Há que ressaltar também o efeito do aumento dos impostos sobre bens e serviços em 1986 e 1989.

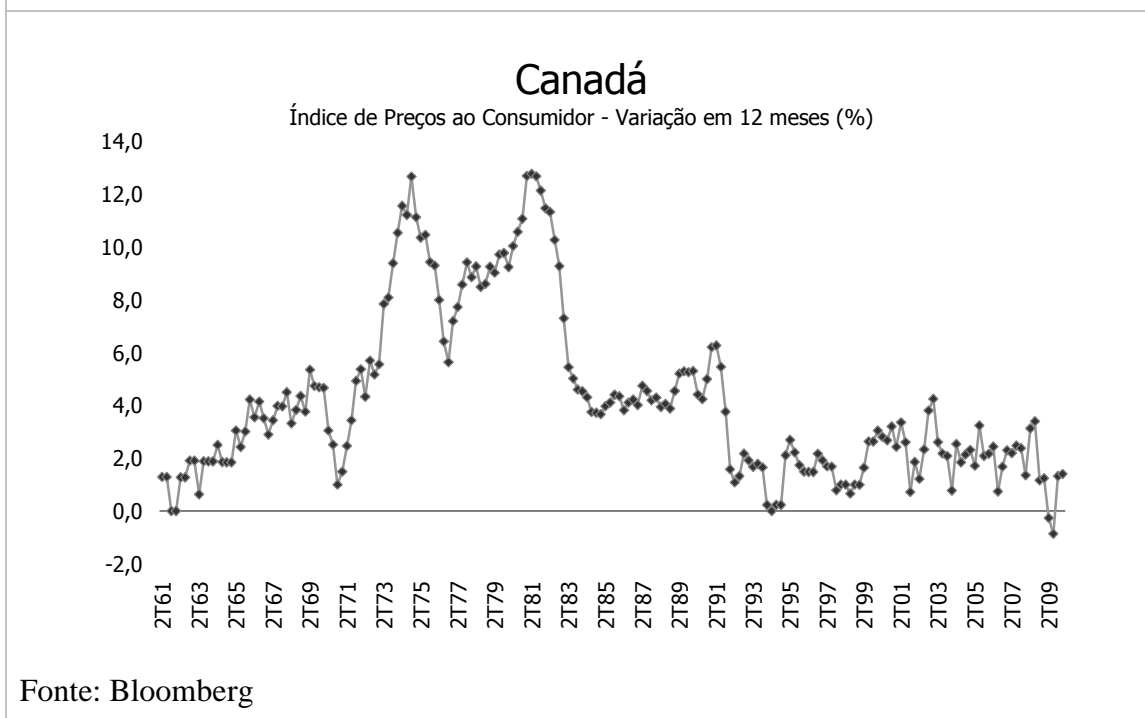
Em 1989, por meio do *Reserve Bank of New Zealand Act*, foi formalizada a estrutura que vinha evoluindo desde 1984. Nesse acordo entre Banco Central e governo, ficou sob a responsabilidade do governo definir as metas para a política monetária, enquanto o Banco Central teria toda independência operacional para atingir tais objetivos. De fato, esse acordo foi único na época e a Nova Zelândia foi o primeiro país a aderir a um Sistema de Metas de Inflação. Um novo PTA (*Policy Target Agreement*) é assinado cada vez que um presidente do Banco Central é apresentado ou reconduzido. Nos primeiros anos, de 1990 a 1997, a meta era em relação ao chamado *Underlying Inflation*, no qual se exclui os pagamentos de juros de hipoteca do índice de preços ao consumidor. Em algumas ocasiões, também eram expurgadas do índice de inflação mudanças significativas nos termos de trocas e impactos de mudanças no regime tributário. A última mudança ocorreu em 1999 e, desde então, a variável de controle tem sido o próprio índice de preços ao consumidor. Com efeito, desde 1990, vários PTAs foram assinados e, a partir de 2002, o objetivo tem sido perseguir uma inflação entre 1% e 3%.

Uma meta explícita de inflação é apenas um elemento do regime de política monetária na Nova Zelândia. Além disso, é fundamental a definição do único objetivo de estabilidade dos preços, a autonomia operacional da autoridade monetária bem como a transparência do sistema.

A inflação mudou de patamar desde a adoção do Sistema de Metas na Nova Zelândia. A inflação ao consumidor passou de uma média de 12,0% e 11,4% nas décadas de 1970 e 1980, respectivamente, para uma média de 1,8% na década de 1990 e 2,4% nos anos 2000.

2.2 Canadá

Figura 2 – Taxa de Inflação ao Consumidor: Canadá



Nas décadas de 1970 e 1980, assim como em muitos outros países, a inflação era um problema para o Canadá. De fato, muitos arcabouços foram testados antes de se partir para o Sistema de Metas de Inflação.

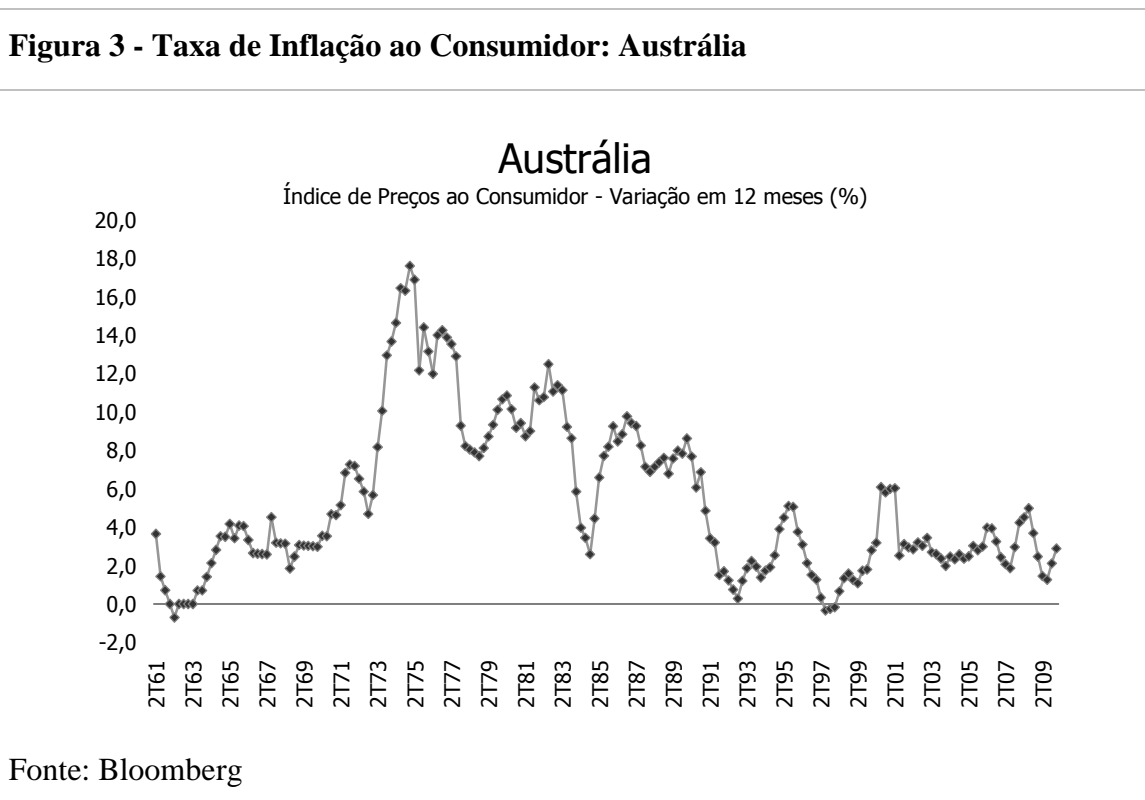
Em 1975 foi instituído o *monetary targeting*, que se tratava de definição de meta para agregados monetários, mais especificamente, o M1. Nos primeiros anos, houve desinflação na economia, mas a inflação voltou a subir a partir de 1979 apesar da meta sobre o M1 ter sido cumprida. Dada a dificuldade desse sistema em trazer a inflação para patamares mais baixos em períodos longos de tempo, esse arcabouço não conquistou a confiança do público.

De 1982 a 1990, não houve a definição de uma meta monetária clara. Com a aceleração do nível de atividade no final da década de 1980, aliado ao choque do preço do petróleo e à introdução de taxas sobre bens e serviços, temeu-se que a inflação voltasse a acelerar. Em 1991, contudo, o governo do Canadá e o Banco Central fizeram um acordo sobre a definição de metas de inflação. Nessa época, a Nova Zelândia era o único país que já havia aderido ao sistema.

Assim, o Sistema de Metas de Inflação tem sido a pedra fundamental da política monetária no Canadá desde 1991. O objetivo inicial do acordo era trazer a inflação de uma média de 5% para 2% no final de 1995. Como a inflação recuou antes do programado, na renovação do acordo em 1993, o objetivo explicitado era o de manter a inflação em patamar baixo, previsível e numa taxa anual de 2%, com uma banda de 1% a 3%.

A inflação recuou consideravelmente e depois de registrar média de 7,2 e 6,5% nas décadas de 1970 e 1980, respectivamente, a taxa desacelerou para uma média de 2,1% nos últimos 20 anos. Depois que a inflação arrefeceu para o patamar de 2%, as expectativas começaram a convergir para a meta. Primeiramente, as expectativas com horizonte de 2 anos recuaram, seguidas pelas expectativas de 6 a 10 anos. Por fim, em 1997, as expectativas de 30 anos, medidas pelo diferencial de taxa entre os títulos convencionais e os indexados a inflação, alcançaram o centro da meta de inflação de 2,0%.

2.3 Austrália



O Banco Central da Austrália tem desde o começo da década de 1960, por meio do *Reserve Bank Act* de 1959, o objetivo de estabilizar a moeda local, manter o pleno emprego, a prosperidade econômica e o bem estar da população da Austrália. Desde 1993, esses objetivos

encontraram “expressão prática”³, nas palavras do Banco Central, em uma meta para a inflação de preços ao consumidor na casa de 2% a 3% ao ano. Diferente dos outros dois países aqui analisados, a política monetária busca atingir tal objetivo ao longo do médio prazo. Com efeito, não há predeterminação do horizonte para o processo de convergência da inflação à trajetória da meta estabelecida. A meta deve ser alcançada ao longo do ciclo de negócio. De acordo com o Banco Central, o intuito é o de suavizar o efeito do processo de desinflação sobre o produto.

O Banco Central da Austrália reporta-se diretamente ao parlamento e, por meio do parlamento, ao público em geral. O Reserve Bank Act (1959) exige que o Banco apresente um relatório anual sobre suas operações e finanças ao parlamento e ao Tesouro. Em 1996, um documento intitulado “*Statement on the Conduct of Monetary Policy*” emitido conjuntamente pelo presidente do Banco Central e pelo responsável pelo Tesouro, esclareceu os respectivos papéis na política monetária e designou ao governo o papel de respaldar a inflação objetivo do Banco Central. Também se estabeleceu a regra de que o presidente do Banco Central deve apresentar-se duas vezes por ano ao comitê econômico do Congresso.

Assim como nos outros casos aqui estudados, desde a adoção do Sistema de Metas, observou-se uma inflação média sensivelmente mais baixa do que o observado anteriormente. De fato, a inflação anual média das décadas se 1970 e 1980 foi de 10,1% e 8,3%, respectivamente, e recuou para 2,3% e 3,2% nas duas décadas seguintes.

3. O comportamento forward-looking dos Bancos Centrais

Mesmo antes dos estudos mais detalhados sobre política monetária, Keynes (1923) defendia que “*If we wait until a price movement is actually afoot before applying remedial measures, we may be too late*”. Algumas décadas mais tarde, no trabalho intitulado “*Have Monetary Policies Failed*”, Friedman (1972) revisitou seus estudos sobre política monetária e apresentou uma nova conclusão sobre os efeitos nas variáveis reais. Para ele, a política monetária leva muito mais tempo para afetar a inflação do que para afetar o produto. Desde então, são vários os trabalhos que confirmam a idéia de Friedman. Bernanke et. al. (1999), por sua vez, apontam uma defasagem de dois anos entre a política monetária e a inflação em vários países que seguem Sistemas de Metas de Inflação.

³ <http://www.rba.gov.au/monetary-policy/about.html>

Para Friedman, a defasagem surge em parte por conta da existência de contratos de longo prazo e de obstáculos legais para mudanças em preços e salários, bem como pela persistência das expectativas de inflação. Para Batini e Nelson (2002), a inércia dos preços também reside em questões além dos contratos nominais. Nesse caso, uma importante fonte da defasagem refere-se ao fato das firmas, mesmo quando têm a oportunidade de alterar os preços depois de um choque de política monetária, inicialmente não entendem como ótimo a mudança de maneira brusca. Essa seria uma explicação para o fato dos custos subirem mais lentamente do que o produto diante de um afrouxamento monetário.

A reconhecida defasagem entre variáveis monetárias e reais por si já forma um apelo favorável às regras de política monetária que incorporam projeções de inflação e produto. De fato, Svensson (1997) mostrou que, no contexto do modelo Novo Keynesiano apresentado, regras que incorporam a questão da defasagem entre política monetária e inflação garantem a variância mínima da inflação, isso porque elas evitam que o Banco Central aja tarde demais.

Batini e Haldane (1998)⁴ listaram outras vantagens primeiramente intuitivas das regras prospectivas e, por meio de um modelo teórico, mostraram que há embasamento para tais intuições. Primeiramente, esse tipo de regra também trata da questão de incorporação de toda a informação disponível. De fato, a inflação esperada, que é quase que por definição, o indicador antecedente mais correlacionado com o valor futuro da variável da inflação, deve incorporar toda a informação contida nos vários indicadores que afetam a trajetória futura da inflação. Dessa forma, as regras prospectivas circunscrevem a questão da informação.

Outro aspecto destacado pelo estudo do Banco Central da Inglaterra refere-se à suavização do produto. Com efeito, mesmo numa regra que considera apenas os desvios da inflação futura, o horizonte objetivo da autoridade monetária, bem como o parâmetro que mede a reação dos juros nominais aos desvios da inflação futura, pode garantir a suavização da oscilação do nível de atividade. Esses dois parâmetros – o horizonte objetivo médio e o referente ao desvio de inflação – refletem as preferências da autoridade monetária em situações em que se busca estabilização tanto da inflação como do produto. No caso de um choque positivo de demanda, por exemplo, inflação e produto oscilam na mesma direção e, dado que o hiato do produto é uma informação importante na formação da expectativas, uma regra prospectiva será capaz de reagir a esse tipo de choque. Diante de um choque negativo de oferta, por sua vez, inflação e produto tendem a seguir trajetórias divergentes. De toda forma,

⁴ Trabalho do Banco Central da Inglaterra.

uma regra prospectiva não implica que a autoridade sofrerá com o *trade-off* de curto-prazo de inflação-produto. Isso porque, caso o horizonte relevante para a política monetária seja longo o suficiente, a inflação esperada não incorporará de maneira relevante tal choque. Dessa forma, horizontes longos permitem que a política monetária acomode os efeitos de primeira ordem de qualquer choque de oferta.

Assim, com base na (i) defasagem entre política monetária, produto e inflação e nas vantagens referentes à (ii) incorporação de toda a informação disponível por meio da inflação esperada e à (iii) suavização do produto, uma das características mais importantes dos Sistemas de Metas de Inflação adotados por vários países nas últimas duas décadas refere-se ao aspecto prospectivo das medidas de política monetária. Essa ênfase nas conseqüências da política é importante nesse arcabouço que busca manter a relação entre as alterações de política monetária e seus objetivos o mais transparente possível. De maneira explícita, dentro de nossa amostra, esse é o caso dos Sistemas de Metas adotados pela Nova Zelândia e o Canadá.

Mesmo em países que não adotaram explicitamente um de Sistema de Metas de inflação, é possível perceber importante grau de comportamento prospectivo da autoridade monetária. Clarida et. al. (2000) estimaram uma função de reação *forward-looking* para a economia norte-americana, com dados separados em duas amostras: o período pré-Volcker (de 1969 a 1979) e o período Volcker-Greenspan (de 1979 a 1996). O horizonte objetivo do *Federal Reserve* foi assumido como um trimestre ($h=q=1$) para a inflação e para o produto. Como resultado, eles encontraram que o Banco Central era altamente acomodativo na era pré-Volcker, dado que a taxa nominal de juros era elevada em montante menor do que o aumento da inflação, ou seja, o princípio de Taylor⁵ não era respeitado. Por outro lado, no período Volcker-Greenspan, o Fed aumentava tanto a taxa de juros nominal como real em resposta à elevação da expectativa de inflação. O comportamento *forward-looking* do *Federal Reserve* também foi objeto de estudo de Gabriel et. al. (2009). A inovação apresentada por eles refere-se à formulação da função de reação do Banco Central de modo que o horizonte objetivo da autoridade monetária não é previamente definido, como em Clarida et. al. (2009), mas sim estimado como um parâmetro de interesse. Os resultados apontados pela estimação por GMM sugerem um horizonte médio de quatro a oito trimestres para inflação e produto.

⁵ De acordo com o princípio de Taylor, Bancos Centrais podem estabilizar o ambiente macroeconômico por meio de um aumento maior do que proporcional dos juros em relação à inflação.

A formulação convencional de regras de política monetária *forward-looking*, como a apresentada na equação (1), contudo, em muitos casos leva à indeterminação e à existência de equilíbrios múltiplos. Para Galí (2009), a determinação do equilíbrio no caso de uma regra prospectiva requer que o Banco Central não reaja “muito fortemente” nem “fracamente” aos desvios de inflação e do produto. Woodford (2000), por sua vez, analisa a regra de política *forward-looking* em relação à política monetária ótima. Para ele, um arcabouço de política monetária ótima deve depender do histórico das variáveis econômicas relevantes e não do valor esperado para elas. De fato, o comportamento puramente *forward-looking* da autoridade monetária implica que a evolução desejada para inflação e produto pode ser alcançada se for possível alterar as expectativas do setor privado sobre a evolução futura das variáveis. Contudo, isso ocorreria apenas no caso em que a ação de política monetária na seqüência, de fato, fosse alterada como resultados dos choques passados. O problema surge porque a antecipação pelo setor privado de que o Banco Central aplicará uma política puramente *forward-looking* torna impossível tal ajuste de expectativas antecipadamente. Para Woodford (2000), a política monetária ótima não envolve projeções de longuíssimo prazo e incorpora elementos *backward-looking* como a inflação e o hiato passados. Com efeito, o principal problema apontado por Woodford (2000) refere-se à indeterminação de regras de políticas puramente prospectivas e sua recomendação é a inclusão de algum elemento *backward-looking*, como inflação e produto correntes ou passados.

O fato de instabilidade e indeterminação serem resultados da estimação da regra de política monetária *forward-looking* de países que deliberadamente seguiam um modelo prospectivo chegou a ser apontado com um *puzzle* em economia monetária. A solução apresentada por Levine et. al. (2006) e seguida por Gabriel et. al. (2009) refere-se à formulação da regra monetária do tipo Calvo. Nesse caso, as autoridades monetárias têm como objetivo resultados futuros de uma maneira geometricamente descontada. Levine et. al. (2006) mostraram que esse tipo de regra elimina o problema da indeterminação em muitos casos e apresenta forte aderência aos dados quando inseridos num modelo do tipo DSGE. A estabilidade e a indeterminação de um sistema dinâmico são associadas com as raízes da equação característica, ou ainda, com os auto-valores da representação em espaço de estado. Se o número de raízes instáveis (fora do círculo unitário) for igual ao número de variáveis não-predeterminadas, existe uma única solução para o sistema. Poucas raízes fora do círculo unitário levam à indeterminação, enquanto muitas levam à instabilidade. No caso de Levine et. al. (2006), em que a regra monetária responde apenas aos desvios da inflação, uma

condição suficiente para estabilidade do sistema é dada por um horizonte médio menor do que dezenove trimestres, ou seja, o parâmetro ϕ deve ser menor do que 0,95. Tal restrição parece mais branda do que as apresentadas por Baniti et. al. (2006), que listou algumas condições para estabilização de modelos com regras monetárias baseadas em projeção de inflação sem a formulação do tipo Calvo. A partir de dados dos Estados Unidos de 1984 até o último trimestre de 2003, Baniti et. al. (2006) concluíram que o modelo tornou-se consideravelmente mais suscetível à indeterminação ao aumentar o horizonte prospectivo médio da autoridade monetária de dois para quatro trimestres. Como consequência, o desempenho de estabilização de regras ótimas desse tipo também piora conforme o horizonte médio é alongado.

Há que se ressaltar que, no presente trabalho, não abordamos a questão de política monetária ótima. Nosso questionamento é a respeito do horizonte prospectivo médio de política monetária de cada país e se o modelo com comportamento *forward-looking* por parte dos Bancos Centrais mostra maior aderência aos dados do que o modelo com a regra de Taylor convencional.

4. O Modelo

O arcabouço adotado é análogo ao utilizado em outros trabalhos com modelos Novo Keynesianos de pequenas economias abertas como em Obstfeld e Rogoff (2000), Svensson (2000), Clarida et al (2001, 2002) e Buncic e Melecky (2008), de maneira que parece redundante passar por sua microfundamentação.

A estrutura do modelo pode ser descrita pelos seguintes blocos.

(i) Economia Doméstica

Denotando $E_t x_{t+1}$ como a previsão por expectativas racionais da variável x_t condicional ao conjunto de informação disponível para o agente no tempo t , a curva IS ou a equação de demanda é derivada do problema de maximização da utilidade do agente representativo com formação de hábito, como proposta por Buncic e Melecky (2008). A versão log-linearizada da condição de primeira ordem desse problema de otimização é:

$$y_t = \rho_y E_t y_{t+1} + (1 - \rho_y) y_{t-1} - \delta_1 (r_{t-1} - E_{t-1} \pi_t) + \delta_2 q_{t-1} + \delta_3 y_t^* + \varepsilon_{IS,t} \quad (2)$$

em que r_t é o juro nominal, y_t^* é o hiato do produto dos Estados Unidos, que é uma *proxy* para a economia global, e $\varepsilon_{IS,t}$ é o choque de demanda agregada com correlação serial. Como se pode observar na equação (2), o hiato do produto depende de seu valor esperado para o

período seguinte e o valor observado no período anterior, com o impacto relativo determinado pelo parâmetro ρ_y . O componente *forward-looking* da equação deve-se à característica intertemporal do problema de otimização do agente representativo, enquanto o hiato defasado relaciona-se à formação de hábito. A presença da taxa real de câmbio e do hiato do produto dos Estados Unidos refere-se ao segundo e terceiro canal de transmissão dos choques externos na economia doméstica.

A curva de oferta agregada é representada pela seguinte curva de Phillips híbrida:

$$\pi_t = \rho_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \rho_\pi) \pi_{t-1} + \lambda_1 y_t + \lambda_2 q_t + \varepsilon_{AS,t} \quad (3)$$

em que π_t e y_t representam a inflação e o hiato do produto da economia doméstica, respectivamente, e q_t refere-se à taxa real de câmbio. O choque de oferta $\varepsilon_{AS,t}$ é estacionário, mas com correlação serial. Como a curva tem um componente *forward-looking* ($E_t \pi_{t+1}$) e também um *backward looking* (π_{t-1}), ela é dita híbrida. A existência de inércia inflacionária foi inicialmente motivada pelas evidências empíricas, mas também pode ser derivada de um mecanismo de fixação de preços alternado, em que uma parcela das firmas usa um processo puramente *backward-looking* para projetar a inflação. A derivação explícita da curva de Phillips híbrida pode ser encontrada em Clarida et. al. (2002).

A regra de Taylor, que busca captar o grau de comportamento *forward-looking* das autoridades monetárias, assim como em Gabriel et. al. (2009), é dada por

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + \varphi_1 \Theta_t + \varphi_2 \Psi_t \quad (4)$$

$$\Theta_t = (1 - \varphi_3) E_t (\pi_t + \varphi_3 \pi_{t+1} + \varphi_3^2 \pi_{t+2} + \dots), 0 < \varphi_3 < 1 \quad (5)$$

$$\Psi_t = (1 - \varphi_4) E_t (y_t + \varphi_4 y_{t+1} + \varphi_4^2 y_{t+2} + \dots), 0 < \varphi_4 < 1 \quad (6)$$

em que φ_1 representa resposta da autoridade monetária aos desvios do hiato do produto, enquanto φ_2 mensura a reação frente aos desvios de inflação. Os parâmetros, φ_3 e φ_4 , por sua vez, medem a taxa segundo a qual são descontados a inflação corrente e futura, bem como o hiato do produto, respectivamente.

Aqui surge a analogia à formulação de Calvo para reajustes de preços, que no contexto original trata-se da probabilidade constante de uma firma ajustar seu preço em um dado período. Nesse caso, a regra de Calvo pode ser interpretada como a realimentação da inflação esperada e do hiato do produto esperado, que continuam em qualquer período seguinte com probabilidade φ_3 e φ_4 , respectivamente, e não continuam com probabilidade $(1 - \varphi_3)$ e $(1 - \varphi_4)$. A probabilidade de a regra durar por h períodos, no caso da inflação esperada, é

dada por $(1 - \varphi_3) \varphi_3^h$, de tal modo que o horizonte é $h = (1 - \varphi_3) \sum_{h=1}^{\infty} h \varphi_3^h = \varphi_3 / (1 - \varphi_3)$. Ou seja, no caso em que $\varphi_3=0,5$, teríamos uma regra de Taylor em que o horizonte relevante para a autoridade monetária é de 1 período à frente ($h=1$).

As equações (4), (5) e (6) podem ser reescritas da seguinte forma, o que possibilita a estimação direta dos coeficientes φ_3 e φ_4 no arcabouço Bayesiano:

$$\Theta_t = (1 - \varphi_3)\pi_t + \varphi_3 E_t \Theta_{t+1} \quad (7)$$

$$\Psi_t = (1 - \varphi_4)y_t + \varphi_4 E_t \Psi_{t+1} \quad (8)$$

A taxa de câmbio é modelada por uma equação de paridade de juros descoberta com a adição de um choque. Como o modelo torna-se estocasticamente singular no caso em que a condição é representada como uma identidade, a estratégia de adição do choque foi adotada por Buncic e Melecky (2008)

$$E_t \Delta q_{t+1} = (r_t - E_t \pi_{t+1}) - (r^* - E_t \pi_{t+1}^*) - \varepsilon_{RER,t} \quad (9)$$

(ii) Economia Internacional

Por fim, assim como em Justiano e Preston (2004), a economia internacional é incorporada por meio de equações autoregressivas estocásticas de primeira ordem das variáveis inflação, hiato do produto e taxa de juros da economia dos Estados Unidos. De fato, como a economia internacional é exógena à economia doméstica, há flexibilidade na especificação das variáveis. Esse tipo de especificação tem a vantagem de não impor a hipótese de que as preferências e as tecnologias são idênticas nos dois blocos.

$$\pi_t^* = \alpha_1^* \pi_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi^*,t} \quad (10)$$

$$y_t^* = \alpha_2^* y_{t-1}^* + \varepsilon_{x^*,t} \quad (11)$$

$$r_t^* = \alpha_3^* r_{t-1}^* + \varepsilon_{r^*,t} \quad (12)$$

As equações de (2)-(12) formam um modelo linear de expectativas racionais nas variáveis $[y_t, \pi_t, r_t, q_t]$ e é resolvido de acordo com o método descrito por Sims(2002).

5. Metodologia de Estimação

Muitos procedimentos econométricos são elencados na solução e parametrização de modelos DSGE, desde a calibragem como em Kydland e Prescott (1982), passando pelo método dos momentos generalizados (GMM), como em Christiano e Eichenbaum (1992),

até a estimação em Máxima Verossimilhança com informação completa, como em Lindé (2005). Nos últimos anos, contudo, o método de estimação Bayesiano tem destacado-se como mais freqüente na literatura econômica para a solução de modelos DSGE. Dadas as vantagens apresentadas nos parágrafos seguintes, esse foi o método utilizado nesse trabalho.

De acordo com Villaverde (2009), houve uma explosão do uso do método Bayesiano nos últimos dez anos entre os economistas. A primeira vantagem da abordagem Bayesiana refere-se ao fato de que ela permite o uso completo da informação contida na amostra, assim como no método de Maximização de Verossimilhança. Enquanto o GMM é baseado em relações particulares de equilíbrio, a estimação Bayesiana é baseada na função de verossimilhança gerada pelo sistema de equações do modelo DSGE.

Comparativamente ao método de Maximização de Verossimilhança, por sua vez, a econometria Bayesiana é mais simples do ponto de vista do uso de métodos numéricos. De fato, maximizar uma função de mais de uma dimensão como é a de um modelo DSGE é mais complicado do que simplesmente integrá-la, como é feito no método Bayesiano. Isso porque a função de verossimilhança desse tipo de modelo é geralmente repleta de máximos e mínimos locais e algumas superfícies retas. Dessa forma, mesmo algoritmos sofisticados encontram dificuldades de maximizar esses modelos dinâmicos. Em contrapartida, os métodos MCMC (Markov Chain Monte Carlo) exploram a função de verossimilhança com mais facilidade.

Diferentemente do postulado pela econometria clássica, na perspectiva Bayesiana os dados são fixos, de tal modo que, na maioria dos casos, não faz sentido pensar num tipo de processo gerador de dados. A estatística Bayesiana parte da idéia do teorema de Bayes aplicado à distribuições, o qual é composto por:

1. Um conjunto de parâmetros $\Theta_i \in \mathfrak{R}^{k_i}$, que define os valores admissíveis para os parâmetros das funções do modelo
2. Uma função de verossimilhança $p(y^T | \theta, i) : \mathfrak{R}^{N \times T} \times \Theta_i \rightarrow \mathfrak{R}^+$, em que para cada configuração de parâmetros, a verossimilhança especifica a probabilidade de que a amostra observada seja proveniente do modelo, considerada uma dada parametrização.
3. A distribuição a priori $\pi(\theta | i) : \Theta_i \rightarrow \mathfrak{R}^+$, que captura as informações sobre o valor dos parâmetros, antes da análise dos dados.

O teorema de Bayes postula que a distribuição a posteriori dos parâmetros é dada por:

$$\pi(\theta|y^T, i) = \frac{p(y^T|\theta, i)\pi(\theta|i)}{\int p(y^T|\theta, i)\pi(\theta|i)d\theta} \quad (13)$$

Com efeito, esse teorema apresenta um método para atualizarmos nossas crenças prévias com base nas novas informações. Uma vez que temos a distribuição a posteriori dos parâmetros, podemos fazer a inferência dos parâmetros e comparação de modelos.

Uma importante vantagem do método Bayesiano refere-se ao uso da informação a priori, que se mostra especialmente conveniente quando se trata de economias emergentes sobre as quais os dados são limitados ou as quebras de regime são frequentes.

Além disso, a inclusão da informação a priori ajuda na identificação dos parâmetros. O problema da identificação é muito comum e está ligado a superfícies planas da distribuição a posteriori. A distribuição a priori, por sua vez, por meio da sua combinação com a função de verossimilhança auxilia na formação de distribuições a posteriori com curvatura suficiente para facilitar sua maximização numérica.

Outra vantagem relevante da estimação Bayesiana reside na facilidade de se comparar modelos, mesmo entre modelos não aninhados. Isso ocorre porque nesse tipo de estimação, a comparação pode ser feita simplesmente pelo grau de aderência do modelo aos dados. Nesse caso, a distribuição a posteriori, por meio da verossimilhança marginal, pode ser facilmente utilizada para determinar qual dos modelos apresenta maior aderência.

Para Griffoli (2008), a estimação Bayesiana é uma ponte entre a calibração e a Máxima Verossimilhança. Por um lado, a herança da calibração é transmitida pela informação a priori e a Máxima Verossimilhança, por seu turno, surge na medida em que os modelos são confrontados com os dados. Conforme apontado anteriormente, esses dois blocos, a informação a priori e a função de verossimilhança, são ligados pela regra de Bayes.

Mais tecnicamente, no método Bayesiano, a função de verossimilhança é computada por meio da combinação de uma representação em espaço de estado resultante de uma solução do modelo linear de expectativas racionais e do filtro de Kalman. Dada a função de verossimilhança, a distribuição a posteriori é obtida por um algoritmo de amostragem, o Metropolis-Hastings.

A idéia por trás do Metropolis Hastings é simular a distribuição a posteriori e, para tanto, são gerados uma seqüência de amostras a partir de uma distribuição que é desconhecida em princípio. O algoritmo é baseado numa regra para aceitar ou rejeitar um dado candidato θ^c .

Se aceito, esse candidato será o próximo valor da seqüência amostrada. Caso contrário, o próximo valor da seqüência não é atualizado. Ou seja, o valor corrente é atribuído ao próximo elemento da seqüência.

Para estimação dos modelos, utilizamos o Dynare 4.1.0, que é um conjunto de rotinas escrito em Matlab. Essa ferramenta desenvolvida por Michel Juillard e um time de colaboradores permite que se escrevam, por meio de uma linguagem concisa e intuitiva, as condições de equilíbrio do modelo DSGE e, por meio da metodologia descrita acima, a solução do modelo é apresentada.

6. Dados e a escolha das distribuições a priori

Para os três países, Austrália, Canadá e Nova Zelândia, bem como para o *proxy* de economia global, os Estados Unidos, estimamos os modelos com dados trimestrais de PIB, inflação ao consumidor, taxa de juros e taxa real de câmbio. No caso dos Estados Unidos, os dados foram obtidos no site do *Federal Reserve* de St. Louis. Assim, a taxa de juros internacional r^* é computada como a média trimestral da observação mensal da *Fed Funds Rate*. A inflação internacional, por sua vez, π^* é construída como a variação em pontos de porcentagem do índice de preços ao consumidor (CPI) no trimestre. O hiato do produto internacional y^* é dado pelo componente cíclico após a aplicação do filtro Hodrick-Prescott nos dados trimestrais do PIB em logaritmo natural dos Estados Unidos.

No caso da Austrália, os dados foram obtidos no site do Banco Central⁶. Para as economias do Canadá e da Nova Zelândia, utilizamos o banco de dados do FMI – *International Financial Statistics database*⁷. A taxa doméstica de juros é dada pela média trimestral das taxas mensais. As séries de inflação e hiato do produto, por seu turno, foram calculadas de maneira análoga a dos Estados Unidos. A taxa real de câmbio foi construída como a diferença em Log da taxa nominal de câmbio e a razão do índice de preços doméstico e dos Estados Unidos. De todas as séries, a média foi subtraída, o que torna essa medida próxima às variáveis do modelo escritas em função da diferença em relação ao estado estacionário. As séries compreendem o seguinte período: segundo trimestre de 1991 até o quarto trimestre de 2009, completando 75 observações em cada caso.

⁶ <http://www.rba.gov.au/statistics>

⁷ <http://www.imfstatistics.org/imf/logon.aspx>

As distribuições a priori foram escolhidas com base nas especificações reportadas em trabalhos anteriores, como Lubik e Schorfheide(2003), Justiniano e Preston (2004) e Buncic e Malecky (2008). Os valores centrais de φ_1 e φ_2 são os comumente associados à regra de Taylor. Os parâmetros principais da nossa análise, que buscam medir o grau prospectivo da autoridade monetária no caso de inflação e atividade, por sua vez, foram centrados em 0,5 no contexto de uma distribuição Beta, ou seja, com valores restritos entre 0, caso em que não há nenhum grau prospectivo por parte do Banco Central, e 1, caso em que o comportamento *forward-looking* tende ao infinito. As distribuições a priori para cada parâmetro estão condensadas na tabela 6.1. Para a variância dos choques, consideramos distribuições Gama Inversa, com média 0,5 e desvio padrão 10 na maioria dos casos.

Tabela 1 – Distribuições a priori do modelo com regra do tipo Calvo

Parâmetro	Densidade	Média , Desvio Padrão
ρ_y	Beta	[0.5,0.2]
δ_1	Normal	[0.05,0.01]
δ_2	Normal	[0.05,0.01]
δ_3	Normal	[0.05,0.01]
ρ_π	Beta	[0.5,0.2]
λ_1	Normal	[0.05,0.005] *
λ_2	Normal	[0.05,0.01]
φ_1	Normal	[1.5,0.2]
φ_2	Normal	[0.5,0.2]
φ_3	Beta	[0.5,0.2]
φ_4	Beta	[0.5,0.2]
ρ_r	Beta	[0.5,0.2]
α_1	Beta	[0.5,0.2]
α_2	Beta	[0.5,0.2]
α_3	Beta	[0.5,0.2]

* No caso da regra de Taylor convencional para a Austrália, utilizamos Normal [0.05, 0.01]

7. Resultados das estimações

Nesta seção, reportamos as características da distribuição a posteriori dos parâmetros do modelo após a convergência do algoritmo Metropolis-Hastings.

Sobre a equação IS, os modelos estimados sugerem que a demanda agregada tem um componente prospectivo mais importante nas economias da Austrália e da Nova Zelândia do que no Canadá. Com efeito, o parâmetro que mede tal componente, denotado por ρ_y , teve como valor central estimado 0,86 e 0,79 nos casos de Austrália e Nova Zelândia, respectivamente, e 0,33 no caso do Canadá. A reação do hiato do produto ao juro real, por sua vez, não é estatisticamente diferente de zero no caso da Austrália. Para o Canadá, o parâmetro δ_1 foi estimado dentro do intervalo de 0,035 a 0,066, enquanto para a Nova Zelândia ficou entre 0,023 e 0,051. Com relação às variações no câmbio real, o efeito na demanda agregada não é diferente de zero no caso da Austrália. O hiato do produto da economia norte-americana foi estimado como igualmente importante para a demanda agregada das três economias estudadas, com valores centrais próximos a 0,05.

As curvas de Phillips estimadas sugerem o Canadá como a economia em que a expectativa racional para a inflação no período seguinte é mais importante para explicar a inflação no período corrente. De fato, os valores centrais estimados para ρ_π foram 0,915, 0,952 e 0,864, para Austrália, Canadá e Nova Zelândia, respectivamente. Os intervalos de confiança desses parâmetros, contudo, têm intersecção. No caso da Austrália, o valor estimado para ρ_π foi maior do que o estimado por Buncic e Melecky (2008), no qual a média a posteriori ficou em 0,48. Sobre o *trade-off* de curto prazo entre inflação e produto, medido pelo parâmetro λ_1 , o valor estimado central de acordo com a distribuição a posteriori não foi muito diferente do assumido a priori, 0,5, e apenas no caso da economia do Canadá o intervalo ficou um pouco abaixo desse valor [0,029;0,047].

Com relação à regra monetária, os resultados indicam que todos os países possuem políticas estritamente antiinflacionárias. Com efeito, os coeficientes estimados das regras monetárias que apresentam a reação das autoridades aos desvios da inflação estão todos na casa de 1,5 e com intervalos de confiança acima de 1,0. O Canadá foi o país em que o coeficiente médio estimado de acordo com a distribuição a posteriori apresentou maior valor, seguido por Nova Zelândia e Austrália, respectivamente.

Ao analisarmos os valores estimados para os principais parâmetros de interesse, ϕ_3 e ϕ_4 , observamos uma grande dispersão dos resultados. No caso da Austrália, o valor central da

distribuição a posteriori de φ_3 , o parâmetro relativo ao grau de comportamento prospectivo da autoridade monetária a respeito da inflação, foi de 0,461, com intervalo de confiança de 0,19 a 0,72. Com base no valor central estimado para o parâmetro, temos que a autoridade monetária considera como relevante o que se espera para a inflação para o trimestre seguinte ao se decidir o juro nominal do período corrente. Sobre parâmetro φ_4 , que se refere ao grau prospectivo da autoridade monetária com relação ao hiato do produto, o valor central estimado foi 0,640, com intervalo de confiança de 0,324 a 0,955. Com base no valor central, temos que o Banco Central responde também ao valor esperado para o produto dois trimestres à frente.

As evidências de maior reação do Banco Central do Canadá aos desvios da inflação são acompanhadas de um grau prospectivo mais alongado da autoridade monetária quando se observa o parâmetro estimado φ_3 . O valor central estimado para o parâmetro foi de 0,956, com um intervalo de confiança bastante reduzido – de 0,956 a 0,98. De acordo com a característica de regra de Calvo desse parâmetro, temos que esse valor é compatível com um horizonte longuíssimo das previsões de inflação, na casa de 30 trimestres. No que se refere ao parâmetro relativo ao hiato do produto, por seu turno, o valor central estimado foi de 0,339, dentro de um intervalo de confiança mais largo – de 0,093 a 0,569. Nesse caso, o valor esperado de menos de um trimestre a frente é relevante sob o ponto de vista da autoridade monetária na definição da taxa de juros.

Por fim, os resultados da Nova Zelândia mostraram uma autoridade monetária nem tão prospectiva como a do Canadá, mas com horizonte mais longo do que o do Banco Central australiano. O valor central estimado para o parâmetro φ_3 foi de 0,775, com intervalo de confiança compreendido entre 0,641 e 0,913. No caso do valor central estimado, temos que a autoridade monetária responde ao valor esperado para a inflação dos próximos 12 meses aproximadamente (3,5 trimestres). Para o parâmetro φ_4 , o valor central estimado foi de 0,486, com intervalo de confiança entre 0,233 e 0,741. O valor central é compatível com uma autoridade monetária que considera o valor esperado do hiato do produto em cerca de um trimestre à frente.

Os parâmetros estimados estão apresentados na tabela seguinte.

Tabela 2 – Resultados dos modelos com regra monetária do tipo Calvo

	Austrália			Canadá			Nova Zelândia		
	Média da Dist. a Post.	Intervalo de Confiança		Média da Dist. a Post.	Intervalo de Confiança		Média da Dist. a Post.	Intervalo de Confiança	
ρ_y	0,854	0,758	0,950	0,333	0,287	0,378	0,789	0,673	0,911
δ_1	0,002	-0,004	0,008	0,050	0,035	0,066	0,037	0,023	0,051
δ_2	0,002	0,000	0,003	0,033	0,026	0,040	0,017	0,012	0,021
δ_3	0,050	0,034	0,067	0,049	0,032	0,065	0,051	0,035	0,067
ρ_π	0,915	0,856	0,979	0,952	0,914	0,993	0,864	0,773	0,968
λ_1	0,052	0,044	0,060	0,038	0,029	0,047	0,052	0,044	0,060
λ_2	0,024	0,018	0,029	0,000	-0,001	0,001	0,001	-0,001	0,002
φ_3	0,461	0,190	0,722	0,968	0,956	0,980	0,775	0,641	0,913
φ_4	0,640	0,324	0,955	0,339	0,093	0,569	0,486	0,233	0,741
φ_1	1,493	1,239	1,738	1,711	1,423	1,980	1,521	1,193	1,836
φ_2	0,318	0,029	0,602	0,130	0,082	0,174	0,749	0,504	1,000
ρ_r	0,874	0,798	0,954	0,982	0,966	0,997	0,837	0,747	0,932
α_1	0,043	0,007	0,078	0,044	0,007	0,080	0,043	0,006	0,077
α_2	0,748	0,590	0,914	0,750	0,582	0,923	0,757	0,598	0,923
α_3	0,974	0,958	0,992	0,949	0,930	0,967	0,975	0,960	0,991

8. Comparação com modelos com regra de Taylor convencional

Ainda que os resultados apresentados até aqui pareçam bastante intuitivos, especialmente por conta do arcabouço de Sistema de Metas em que operam os países analisados, parece bastante pertinente o questionamento se a especificação de uma regra de Taylor do tipo Calvo, de fato, proporciona ganhos em relação à abordagem convencional.

No arcabouço Bayesiano, a comparação de modelos é baseada nas probabilidades a posteriori dos modelos, denotada por $p(M_K|Y_t)$ para um modelo K. Dados modelos alternativos K e H, a verossimilhança marginal dada pela equação (14) indica qual a probabilidade de que os dados tenham tido origem num modelo com certa especificação. Dessa forma, com as densidades marginais de cada um dos modelos, é possível ter evidências a favor de um dado modelo.

$$f(Y^T|M_K) = \int L(\theta_k|Y^T, M_K) p(\theta_k) d\theta_k \quad (14)$$

A obtenção da densidade marginal foi alcançada pela aproximação de Laplace, numa rotina padrão do Dynare. Para tanto, uma forma funcional do *kernel* da distribuição a posteriori é assumida, de modo que é possível integrá-la.

Dessa forma, reestimamos os modelos com uma simples alteração: os parâmetros φ_3 e φ_4 foram assumidos como iguais a zero, de forma que a função de reação do Banco Central voltou a ter a especificação da regra de Taylor convencional, na qual a autoridade monetária responde aos desvios da inflação e ao hiato do produto correntes com um componente para a suavização da variação da taxa de juros. Os resultados dos modelos com regra de Taylor convencional estão apresentados na Tabela 8.2 do apêndice.

Conforme comentado anteriormente, a comparação entre modelos DSGE pode ser feita de maneira bastante direta. De acordo com Greenberg (2007), a comparação das densidades marginais de dois modelos indica qual modelo adequou-se melhor aos dados. Para isso, deve-se computar a razão das distribuições a posteriori R_{12} , que é dada por:

$$R_{12} = \frac{p(M_1|y)}{p(M_2|y)}$$

Em que M_1 e M_2 referem-se ao primeiro e ao segundo modelo, respectivamente. A distribuição marginal $p(M|y)$, por sua vez, é calculada a partir da seguinte integral:

$$p(M|y) = \frac{p(y|M)p(M)}{p(y)} = \frac{p \int p(y, \theta | M) d\theta}{p(y)} = \frac{p \int p(y|\theta, M) p(\theta | M) d\theta}{p(y)}$$

Depois de computada a razão das distribuições a posteriori R_{12} , a regra para a escolha do modelo é a que segue:

Tabela 3 – Comparação de modelos		
1	$\log_{10}(R_{12}) > 2$	a evidência favorece decisivamente M1
2	$3/2 < \log_{10}(R_{12}) < 2$	a evidência favorece muito fortemente M1
3	$1 < \log_{10}(R_{12}) < 3/2$	a evidência favorece fortemente M1
4	$1/2 < \log_{10}(R_{12}) < 1$	a evidência favorece M1
5	$0 < \log_{10}(R_{12}) < 1/2$	a evidência favorece fracamente M1

As verossimilhanças marginais estão computadas na Tabela 8.3 no apêndice. De fato, nos três casos, as evidências são favoráveis aos modelos mais completos, com a formulação *forward-looking* da regra monetária. As razões das posteriores R_{12} para Canadá, Austrália e

Nova Zelândia são 10,9, 5,8 e 4,3, respectivamente. Assim, em todos os casos, as evidências favorecem decisivamente o modelo com componente *forward-looking* na regra monetária.

9. Conclusão

A necessidade de uma dimensão prospectiva é questão amplamente reconhecida em política monetária. Em países que adotaram explicitamente um tipo de Sistema de Metas de Inflação, como é o caso das três economias da nossa amostra, esse arcabouço faz parte do discurso dos Bancos Centrais e as projeções das variáveis objetivo - inflação e produto - dos centros de pesquisa das autoridades monetárias são regularmente divulgadas por meio de relatórios periódicos.

Dado que o horizonte objetivo de estabilização da inflação e do produto é um aspecto extremamente importante para caracterizar a política monetária de um país, provavelmente tão relevante quanto os pesos dados aos desvios de inflação e produto, Levine et. al. (2006) e Gabriel et. al. (2009) inovaram ao apresentar o horizonte objetivo dos Bancos Centrais como parâmetro da função de reação da autoridade monetária. Essa formulação, além de permitir a estimação do horizonte médio do Banco Central como parâmetro da regra monetária, apresenta ganhos em termos de determinação e estabilidade do sistema de equações em relação às regras convencionais que incorporam inflação projetada em períodos fixos. Para isso, os trabalhos utilizaram o conceito da regra de Calvo, que é baseada numa soma descontada de toda inflação e produto dos períodos corrente e futuro.

No presente trabalho, replicamos tal formulação de regra de Taylor dentro de um modelo estrutural de equilíbrio geral dinâmico e estocástico - DSGE. A metodologia de estimação foi a Bayesiana, por conta das vantagens discutidas nas seções anteriores. De maneira concisa, a estimação Bayesiana parte de uma distribuição a priori $p(\theta)$ dos parâmetros estruturais θ e usa a função de verossimilhança para obter a distribuição a posteriori de θ , $p(y|\theta)$.

Os parâmetros ϕ_3 e ϕ_4 são o principal foco do trabalho, dado que eles incorporam o horizonte objetivo da autoridade monetária no que se refere aos valores esperados de inflação e atividade, respectivamente. De fato, dadas as distribuições a posteriori desses parâmetros, é possível inferir a respeito do grau de comportamento *forward-looking* das autoridades monetárias dos países pesquisados.

Os resultados mostraram que, com relação à inflação, o país que tem mais longo horizonte médio objetivo é o Canadá, seguido por Nova Zelândia e Austrália. Enquanto o Canadá tem um horizonte de quase 30 trimestres, Nova Zelândia e Austrália marcaram horizontes de 3,5 e 1 trimestres, respectivamente. Há que se ressaltar que a Austrália, dentro da nossa amostra, é o único país cujo Banco Central afirma que busca atingir a meta de inflação ao longo do ciclo de negócios. De toda forma, é o único país também em que a política monetária não é ligada explicitamente às projeções de inflação.

Por fim, comparamos a probabilidade dos dados terem vindo de um modelo com uma regra de Taylor tradicional com a probabilidade de a origem ter sido de uma estrutura como a do nosso modelo com regra de Taylor *forward-looking*, uma maneira Bayesiana de comparar a aderência dos modelos aos dados. Com base nas densidades marginais, para as três economias estudadas, encontramos fortes evidências a favor do modelo com componente prospectivo na regra monetária.

O trabalho pode ser estendido em diversas frentes. Primeiramente, o modelo estrutural pode ser mais robusto e incorporar mais aspectos tanto da economia doméstica como da economia internacional. Além disso, Bancos Centrais de outras regiões podem ser estudados como o do Brasil, dos Estados Unidos e da Zona do Euro. No campo da comparação dos modelos, exercícios futuros podem cobrir também o caso em que as autoridades monetárias incorporam as projeções apenas para a inflação e excluem o aspecto prospectivo sobre o hiato do produto.

Referências Bibliográficas

- Batini, N. and Haldane, A. (1998), Forward-Looking Rules for Monetary Policy. Bank of England.
- Batini, N. and Nelson, E. (2002), The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited. Bank of England.
- Batini, N., A. Justiniano, P. Levine, and J. Pearlman. 2006, Robust Inflation-Forecast-Based Rules to Shield against Indeterminacy, *Journal of Economic Dynamics and Control* 30 (9–10): 1491–1526.
- Bernanke, B., Thomas L., Frederic M., and Adam P. (1999), *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton: Princeton University Press.
- Bernanke, K. and Woodford, M. (1997). *Inflation Forecasts and Monetary Policy*. *Journal of Money, Credit & Banking*, 1997.
- Buncic, D. and Melecky, M. (2008), An Estimated New Keynesian Policy Model for Australia. *The Economic Record*, Vol. 84, No. 264.
- Canova, F. (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.
- Cho, S. and Moreno, A. (2006), A small-sample study of the new Keynesian macro model, *Journal of Money, Credit and Banking* 38, 1461–1482.
- Christiano, L. and Eichenbaum, M. (1992), Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism, NBER Working Papers 3974, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M. (2000), Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, *The Quarterly Journal of Economics*, Feb 2002.
- Clarida, R., Gali, J., Gerther, M. (1998), Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, *European Economic Review*, 42, 1033-1067.
- Clarida, R., Gali, J., Gertler, M. (2002), A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis, CEPR Discussion Paper Series, 3355.
- Cockerell, L. (1999), Measures of Inflation and Inflation Targeting in Australia, Reserve Bank of Australia.
- Dave, C. and DeJong, D. (2007), *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press.

- Dodge, D. (2002), Inflation targeting in Canada – Experience and Lessons. BIS Review 2/2002.
- Friedman, M. (1972), Have Monetary Policies Failed?, American Economic Review (Papers and Proceedings), 62, 11–18.
- Gabriel, V.J., Levine, P., Spencer and C. (2009), How Forward-Looking is the Fed? Direct estimates from a Calvo-Type Rule. Economics Letters Volume 104, Issue 2, August 2009, Pages 92-95.
- Gali, J. (2008), Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework, Princeton University Press 2008.
- Greenberg, E. (2007), Introduction to Bayesian Econometrics, Cambridge University Press; 1 edition.
- Griffoli, T.M. (2008), Dynare User Guide Public beta version.
- Justiniano, A. and Preston, B. (2004), Small Open Economy DSGE Models: Specification, Estimation and Model Fit. Working Paper, Department of Economics, Columbia University 2004.
- Kam, T., Lees, K, Liu, P. (2006), Uncovering the Hit-list for Small Inflation Targeters: A Bayesian structural analysis. Reserve Bank of New Zealand.
- Keynes, J. M. (1923) – A Tract on Monetary Reform, MacMillan: London
- Kydland, F. and Prescott, E. (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations. Econometrica 50, 1345-1370.
- Levin, A., Wieland, V. and Williams, J.C. (2003), The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules Under Model Uncertainty, American Economic Review, 93, 622-645.
- Levine, P., McAdam, P. and Pearlman, J. (2007), Inflation Forecast- Rules and Indeterminacy: A Puzzle and a Resolution, *International Journal of Central Banking*, 3, 77-110.
- Lindé, J. (2005), Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach, Journal of Monetary Economics, 2005.
- Lubik, T. and Schorfheide, F (2003), Do Central banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation. Journal of Monetary Economics, 2007.

- Obstfeld, M., Rogoff, K. (2000), New Directions for Stochastic Open Economy Models. *Journal of International Economics*, 50, 117-153.
- Sherwin, M. (1997), Inflation Targeting - The New Zealand Experience. Bank of Canada Conference on Price Stability, Inflation Targets, and Monetary Policy, 1997. <http://www.bankofcanada.ca/en/conference/con97.htm>.
- Sims, C. (2002), Solving Linear Rational Expectations Models, *Computational Economics*, 1-2, vol. 20, 1-20.
- Svensson, L (1997), Inflation-Forecast-Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets, *European Economic Review*, Vol 41, pages 1, 111-46.
- Svensson, L. (2000), Open-Economy Inflation Targeting, *Journal of International Economics*, 50, 155-183.
- Villaverde, J. F. (2009), The Econometrics of DSGE Models. NBER Working Paper No. 14677.
- Woodford, M. (2000), Pitfalls of Forward-Looking Monetary Policy. *American Economic Review*, 2000.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.

Apêndice

Tabela 5 – Horizontes médios das autoridades monetárias

Estimados a partir da distribuição a posteriori dos modelos com regra de Taylor do tipo Calvo

	Austrália	Canadá	Nova Zelândia
Inflação	0,86	30,35	3,45
Hiato do Produto	1,78	0,51	0,94

em trimestres; $h=\varphi/(1-\varphi)$.

Tabela 6 – Resultados dos modelos com regra de Taylor convencional

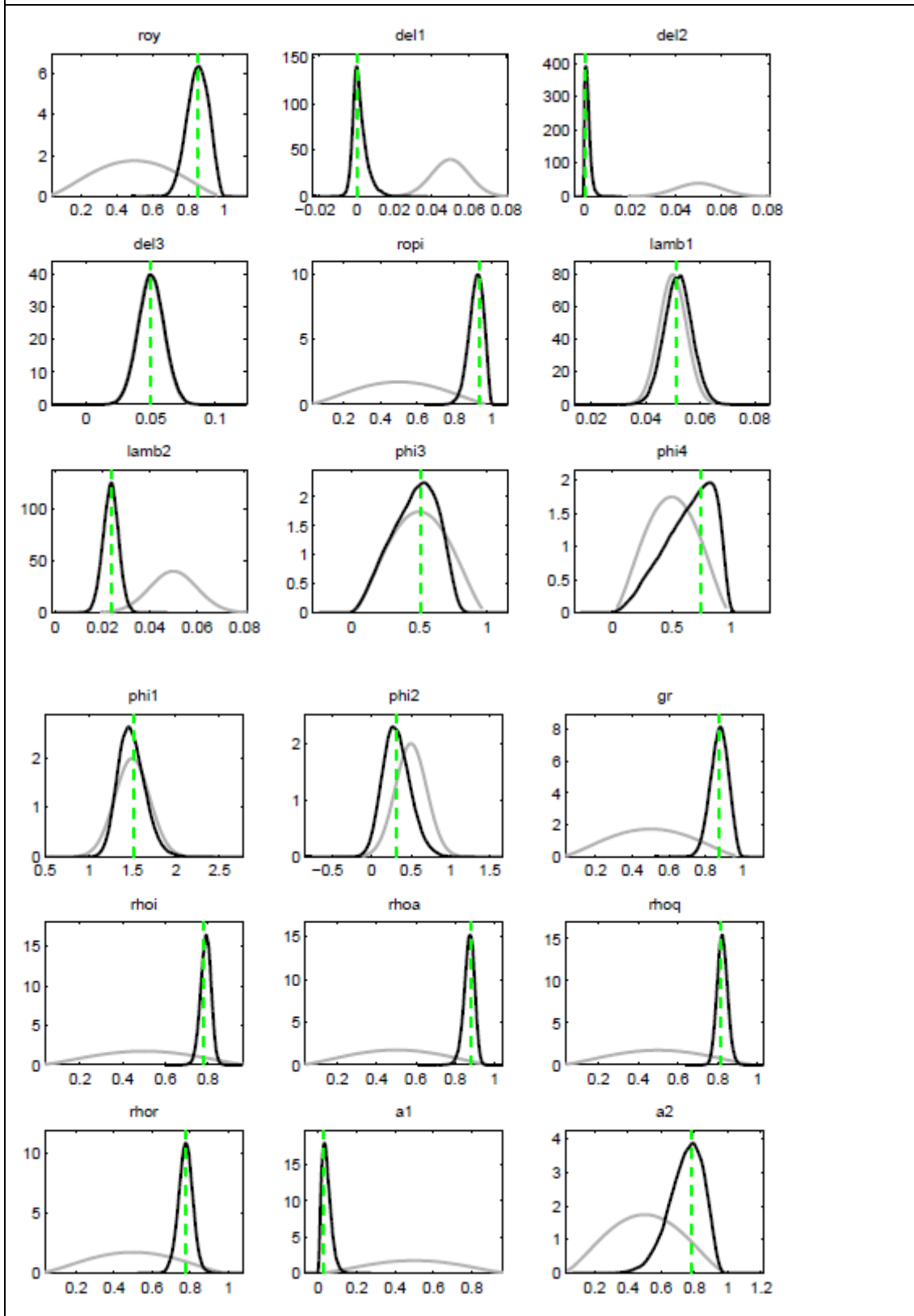
	Austrália			Canadá			Nova Zelândia		
	Média da Dist. a Post.	Intervalo de Confiança		Média da Dist. a Post.	Intervalo de Confiança		Média da Dist. a Post.	Intervalo de Confiança	
ρ_y	0,876	0,787	0,972	0,203	0,149	0,259	0,806	0,693	0,916
δ_1	0,001	-0,005	0,006	0,038	0,022	0,054	0,039	0,025	0,053
δ_2	0,002	0,000	0,003	0,004	0,000	0,007	0,015	0,011	0,020
δ_3	0,048	0,034	0,061	0,049	0,032	0,065	0,051	0,035	0,067
ρ_π	0,900	0,837	0,966	0,925	0,876	0,976	0,883	0,800	0,972
λ_1	0,057	0,040	0,074	0,049	0,041	0,058	0,053	0,045	0,061
λ_2	0,025	0,020	0,030	0,050	0,042	0,058	0,000	-0,001	0,002
φ_1	1,347	1,177	1,519	1,083	0,931	1,232	1,032	0,783	1,275
φ_2	0,194	-0,038	0,401	0,020	-0,190	0,224	0,694	0,468	0,926
ρ_r	0,861	0,781	0,940	0,977	0,957	0,997	0,844	0,765	0,925
α_1	0,044	0,007	0,078	0,046	0,008	0,083	0,043	0,006	0,077
α_2	0,750	0,600	0,907	0,756	0,595	0,928	0,755	0,597	0,925
α_3	0,975	0,959	0,992	0,964	0,945	0,983	0,971	0,955	0,988

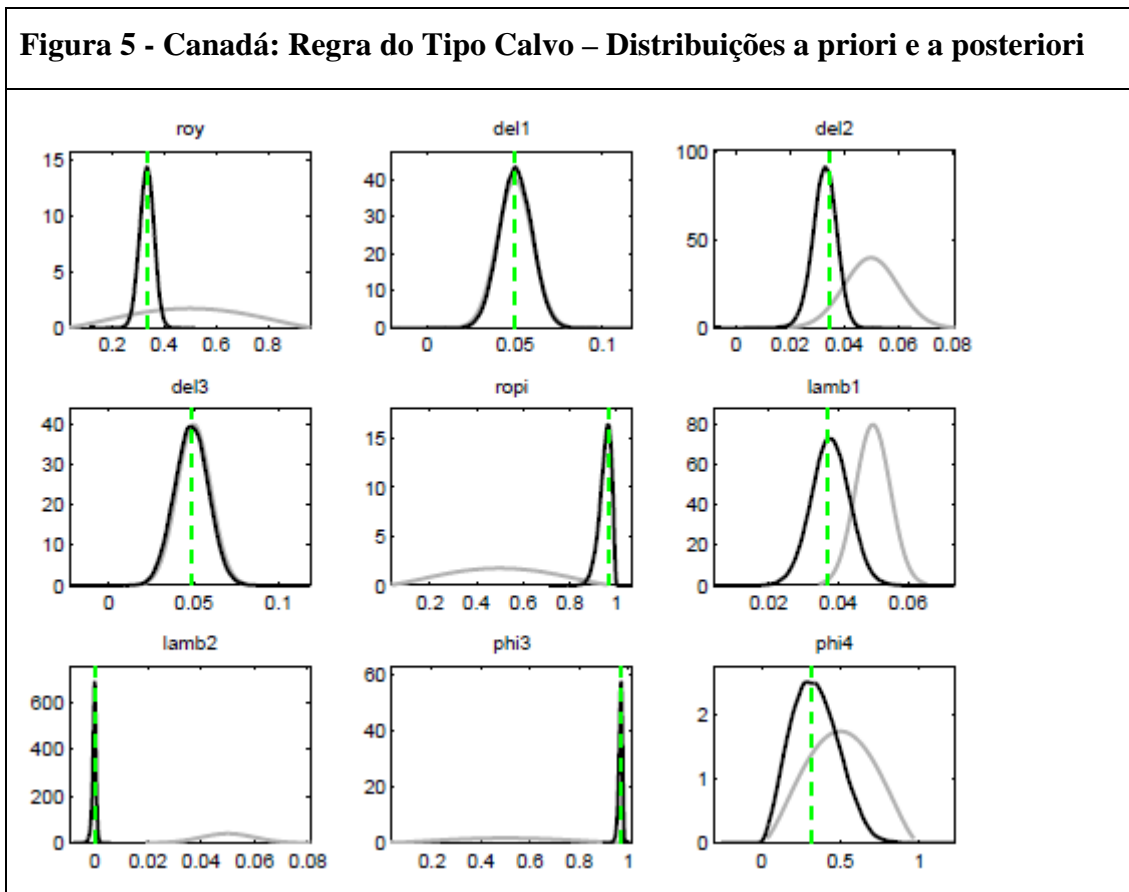
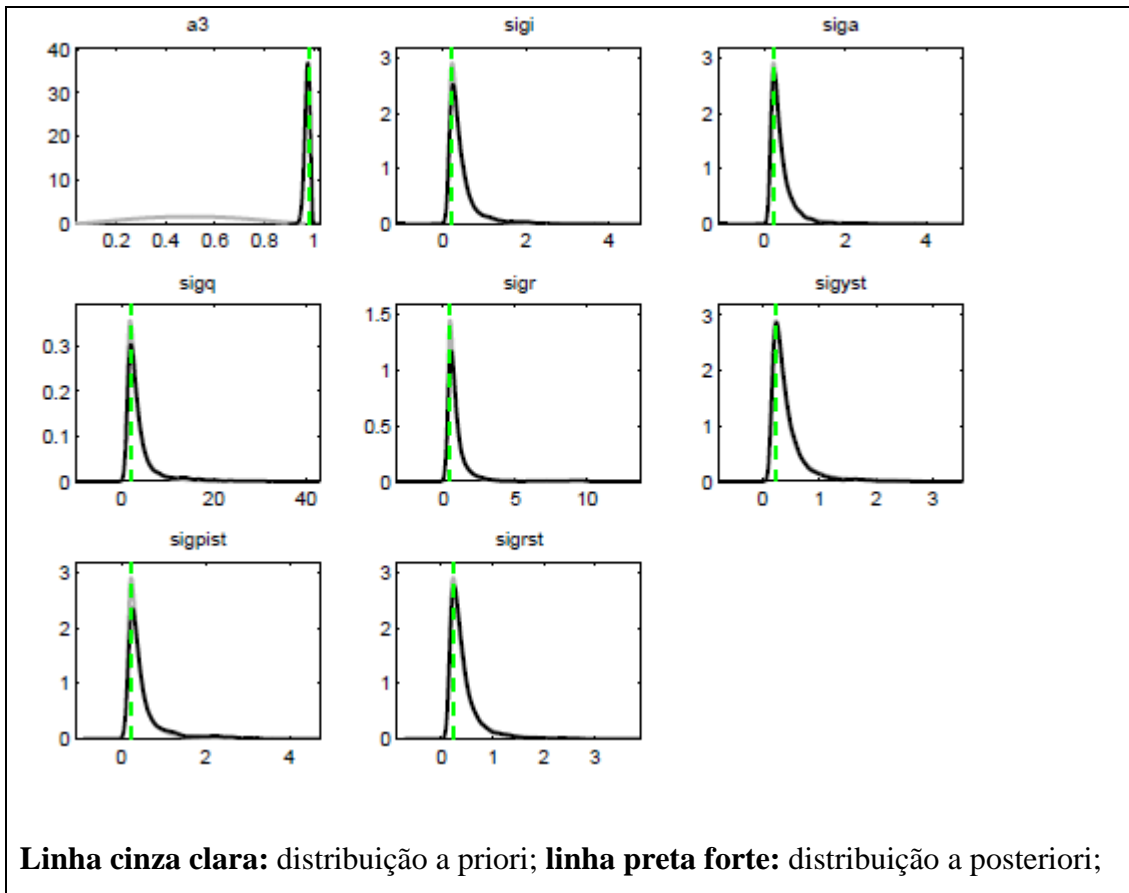
Tabela 7 – Verossimilhanças Marginais e Comparação de Modelos

Aproximação de Laplace

	Austrália	Canadá	Nova Zelândia
1 - Regra Monetária do Tipo Calvo	-823.35	-649.19	-794.40
2 - Regra de Taylor Convencional	-836.68	-674.36	-804.38
R_{12}	5.8	10.9	4.3

Figura 4 - Austrália: Regra do Tipo Calvo – Distribuições a priori e a posteriori





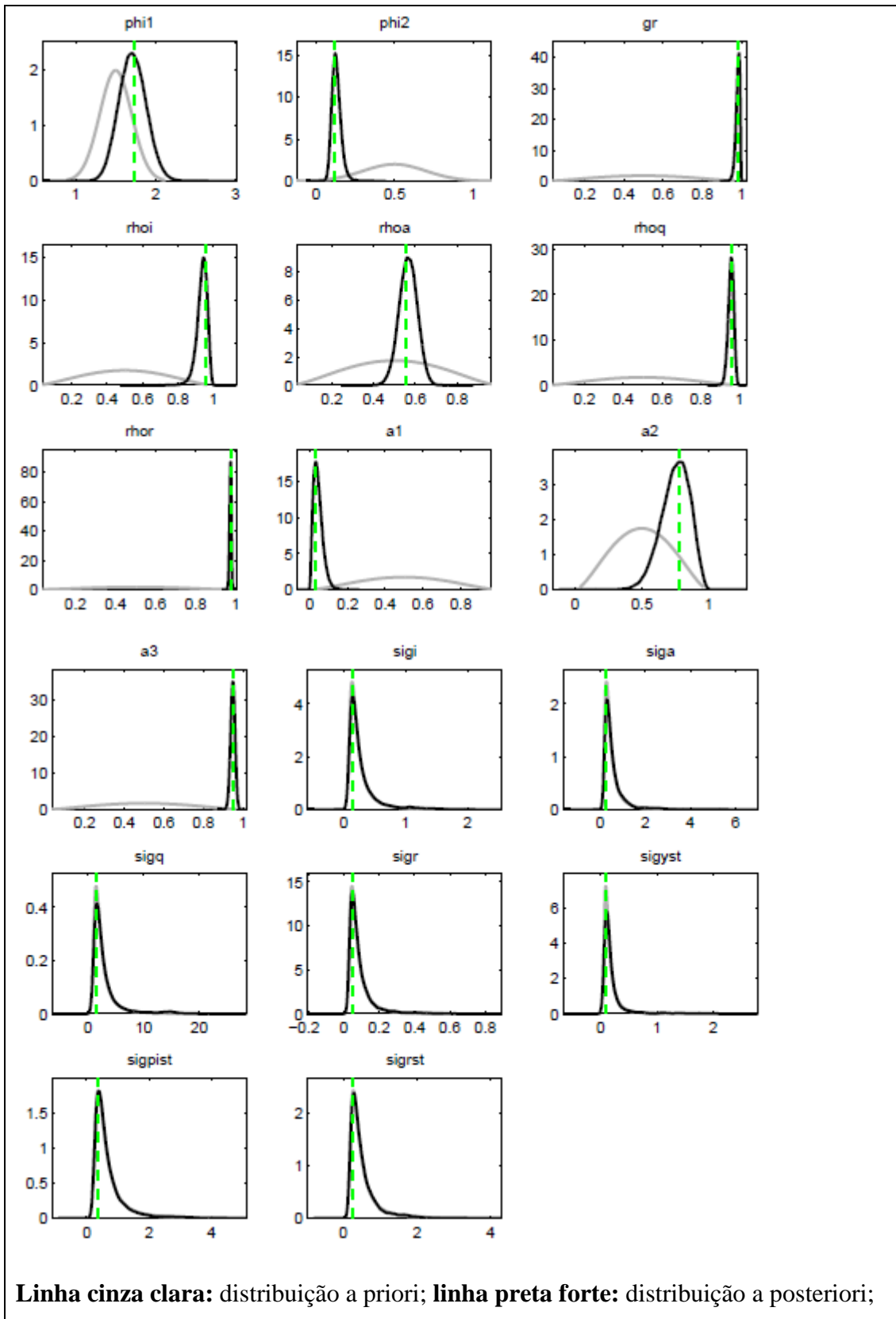
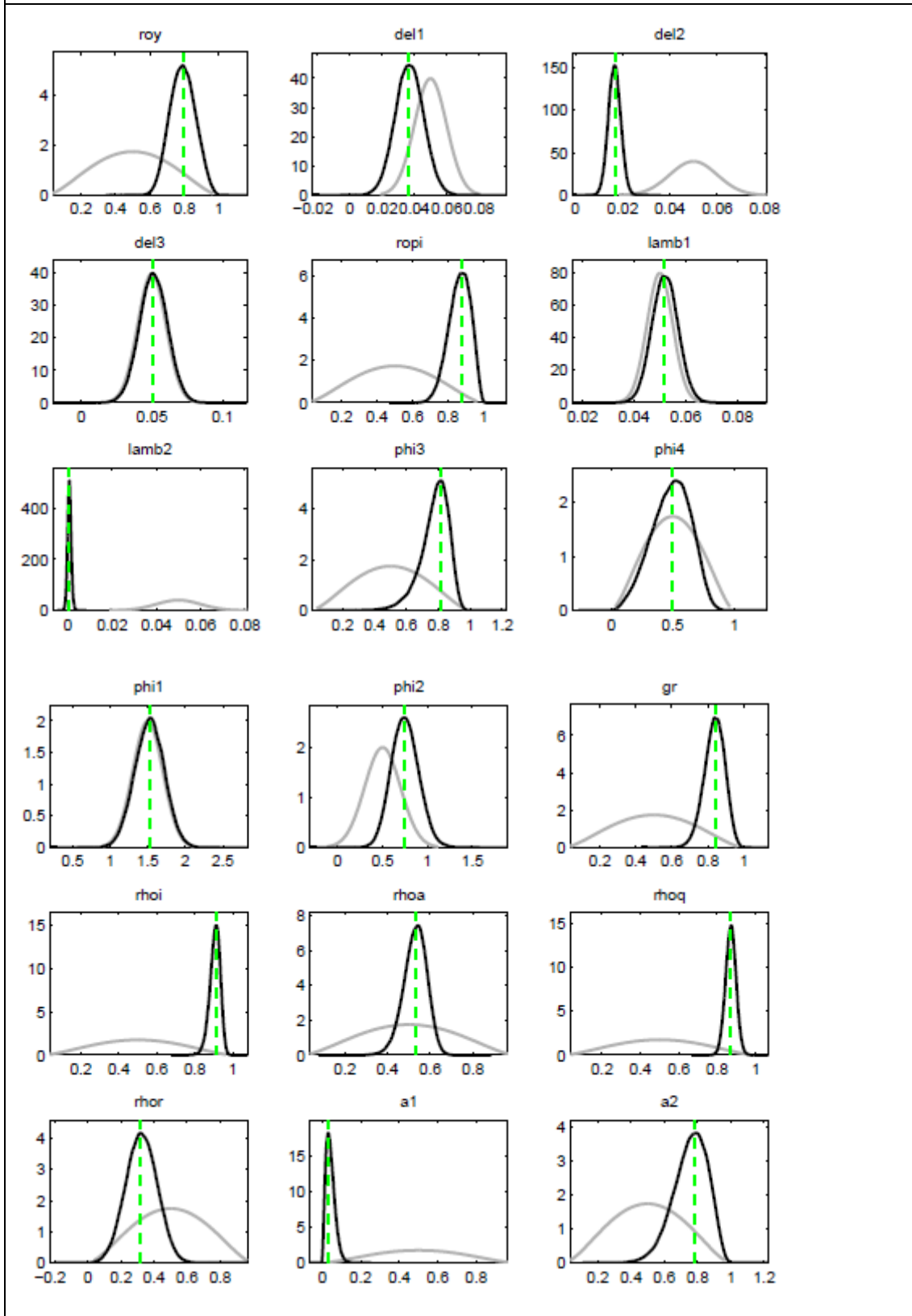


Figura 6 - Nova Zelândia: Regra do Tipo Calvo – Distribuições a priori e a posteriori



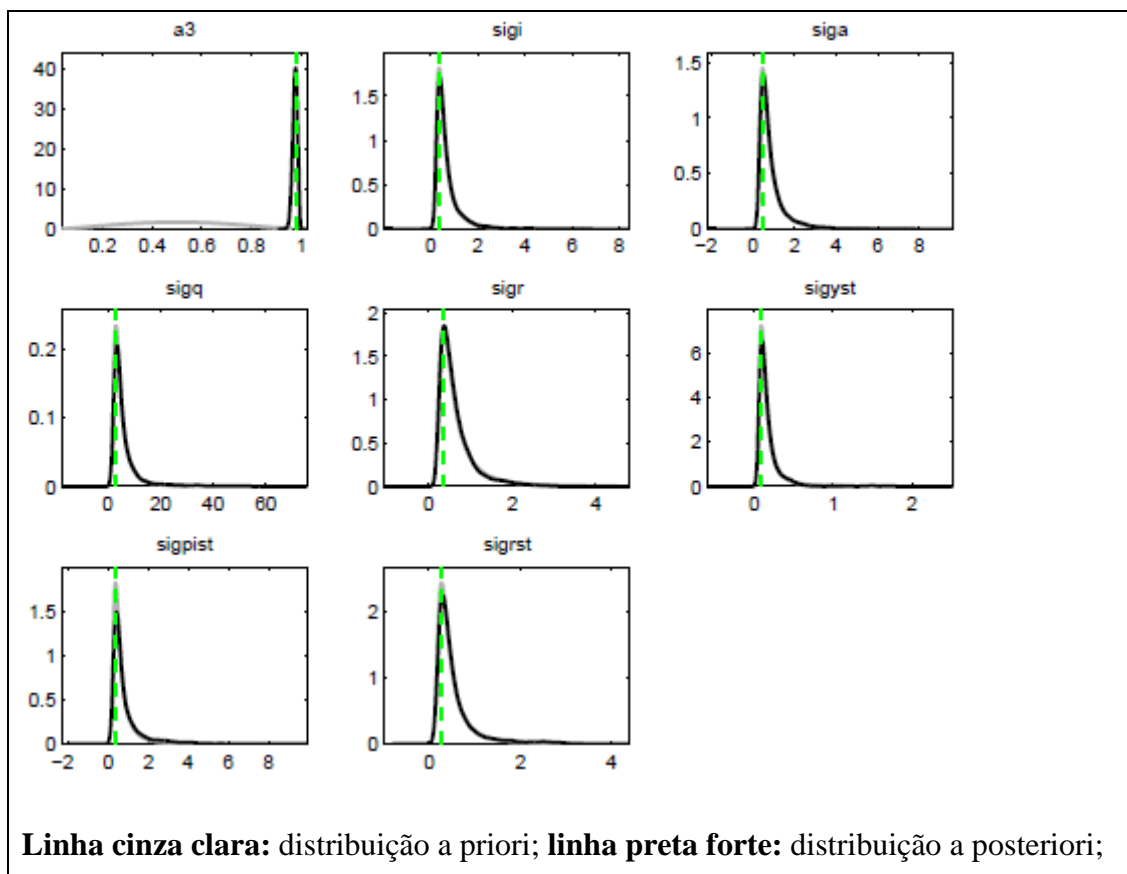


Figura 7 – Arcabouço da política monetária dos três países

País	Início do Sistema de Metas	Objetivo	Tipo de mandato	Período para corrigir desvios	Comunicação
Nova Zelândia	Dez. 1989	CPI Intervalo de 1-3% no médio prazo	Estabilidade dos Preços	não explícito	Comunicado trimestral de política monetária
Canadá	Fev. 1991	CPI em 2%, com banda de tolerância de 1%	Múltiplo	6 a 8 trimestres	Relatório trimestral de política monetária
Austrália	Jun. 1993	CPI Intervado de 2 a 3% ao longo do ciclo de negócios	Múltiplo	não há período para convergência	Comunicado trimestral de política monetária

Fonte: Philadelphia Fed - Q3 2006 Business Review