

Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Programa de Mestrado Profissional em Economia

André Pereira de Souza Raduan

***INFLATION TARGETING OU PRICE-LEVEL TARGETING?*
ESTUDO UTILIZANDO MODELO SEMI-ESTRUTURAL EM
ECONOMIAS ABERTAS.**

**São Paulo
2010**

André Pereira de Souza Raduan

Inflation targeting ou Price-level targeting?
Estudo utilizando modelo semi-estrutural em economias abertas.

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

Raduan, André Pereira de Souza

Inflation targeting ou Price-level targeting? Estudo utilizando modelo semi-estrutural em economias abertas. / André Pereira de Souza Raduan; orientador Eurilton Alves Araújo Júnior – São Paulo: Insper, 2010. 37 f.

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

1. Política monetária 2. Meta de inflação 3. *Price-level Targeting*

FOLHA DE APROVAÇÃO

André Pereira de Souza Raduan

Inflation targeting ou *Price-level targeting*? Estudo utilizando modelo semi-estrutural em economias abertas.

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como requisito parcial 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

Instituição: Insper

Assinatura: _____

Instituição:

Assinatura: _____

Instituição:

Assinatura: _____

DEDICATÓRIA

A minha esposa querida e amada Ana Paula, que sempre me apoiou, por sua constante dedicação comigo em todos os momentos da minha vida. Não teria conseguido concluir esse desafio sem você. Muito obrigado por tudo.

A minha filha querida e amada Julia, que apesar de pequena, soube entender meus momentos de estudo. Obrigado filha, você é meu maior presente.

Aos meus pais, Alberto e Rachel, pelo amor e carinho que me deram por toda minha vida. O incentivo que vocês me deram a estudar foi o início desse trabalho.

A minha avó Lenira pelo afeto que sempre teve comigo.

A minha querida Margarida, sempre ao meu lado quando precisei.

Aos meus familiares, por todo seu apoio.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que de certa forma contribuíram na realização desse trabalho, em especial:

Ao orientador Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior, por aceitar participar desse desafio comigo e por me guiar pelo caminho a ser percorrido. Pela paciência e atenção durante todos os momentos em que precisei de sua orientação.

Aos professores do Insper, que me deram a base necessária para a realização desse trabalho.

Aos meus colegas de trabalho, pelo incentivo e apoio aos meus estudos.

Aos meus colegas de mestrado, pelo apoio na execução desse trabalho em especial à Débora Nogueira, pela ajuda durante esse desafio.

RESUMO

RADUAN, André Pereira de Souza. *Inflation targeting ou Price-level targeting? Estudo utilizando modelo semi-estrutural em economias abertas*. 2010. 37f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2010.

Esse estudo investiga a possibilidade de que bancos centrais que formalmente adotam o regime de metas de inflação, podem estar informalmente utilizando o regime de *price-level targeting*, ainda que de maneira parcial. Estudos recentes apontam que esta é uma forma mais adequada de conduzir uma política monetária com comprometimento. Portanto, ao reagir ao nível de preços, esses bancos centrais teriam alguns dos benefícios encontrados na literatura, sem incorrer nos problemas de implementação desse novo regime. Este estudo se utiliza de um modelo de equilíbrio geral estocástico e dinâmico (DSGE), semi-estrutural, para economias abertas, e utiliza inferência Bayesiana para investigar se Austrália, Nova- Zelândia e Canadá estão praticando um *price-level targeting* estrito ou parcial. Para isso, testou-se uma regra de política monetária que permite a discriminação entre esses regimes. Nos três países pesquisados existe evidência de uso de um regime de *price-level targeting* parcial, sendo mais significativo para a economia do Canadá, onde o resultado se aproxima ao do regime de *price-level targeting* estrito.

Palavras-chave: Política monetária; Meta de inflação; *Price-level Targeting*.

ABSTRACT

RADUAN, André Pereira de Souza. **Inflation targeting or Price-level targeting? A Study using a semi-structural model for open economies**. 2010. 37 f. Dissertation (Mastership) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2010.

This study investigates the possibility that central banks that formally adopt inflation targeting could be using a price-level targeting, or at least, a partial price-level targeting. Recent studies points out that this regime outperforms inflation targeting when monetary policy is conducted under commitment, therefore, by reacting to the price level, these central banks would have some of the benefits described in theory, without any practical implementation problems. We estimate a semi-structural dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) of an open economy using Bayesian methods to investigate if Australia, New Zealand and Canada are conducting either a strict or partial price-level targeting. To test this hypothesis, this study uses an interest-rate rule that permits the distinction between these monetary policy regimes. There is evidence that all three central banks adopt a partial price-level targeting, especially in Canada where the results are close to what would be found in a strict price-level targeting regime.

Keywords : monetary policy; inflation targeting; price-level targeting.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Distribuição a Priori: Austrália	18
Tabela 2- Distribuição a Priori: Canadá.....	19
Tabela 3-Distribuição a Priori: Nova-Zelândia	19
Tabela 4-Distribuição a Posteriori: Austrália	21
Tabela 5-Distribuição a Posteriori: Canadá.....	22
Tabela 6-Distribuição a Posteriori: Nova-Zelândia	23
Tabela 7- <i>Odds ratio</i>	24

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Distribuição a Priori e a Posteriori: Austrália.	28
Figura 2- Distribuição a Priori e a Posteriori: Canadá.	28
Figura 3- Distribuição a Priori e a Posteriori: Nova Zelândia.	29

SUMÁRIO

1 - Introdução.....	4
2 - Revisão da Literatura	7
3 - Descrição do Modelo	10
3.1 - Economia Doméstica.....	10
3.2 - Economia Externa	12
3.3 - Função de Reação do Banco Central Doméstico	12
4 - Dados e Estimação.....	14
4.1 - Dados.....	14
4.2 - Metodologia de Estimação.....	15
5 - Resultados	18
5.1 - Escolha das distribuições a priori.....	18
5.2 - Resultados da Estimação	20
6 - Conclusão	25
Referências	26

1 - Introdução

Atualmente os modelos do tipo Novo-Keynesiano são a base central dos estudos de política monetária. Diversos estudos que incorporaram agentes *forward-looking* ressaltam a importância das expectativas dos agentes econômicos no processo de decisão de política monetária. Torna-se então, fundamental o comprometimento do banco central com a política monetária futura, já que a expectativa dos agentes em relação a essa variável afetará as principais variáveis econômicas hoje.

Estudos recentes apontam que a melhor forma de implementar uma política monetária com comprometimento é incorporar uma política *history-dependent*. De acordo com Giannoni e Woodford (2002) a presença de agentes *forward-looking* necessariamente implica *history-dependency* na regra de política monetária ótima. O banco central, portanto, reage a variáveis econômicas correntes e defasadas. Ao incorporar essa inércia, a autoridade monetária afeta de forma mais efetiva as expectativas dos agentes econômicos.

Uma forma de implementar uma política monetária *history-dependent* é incorporar na função de reação do banco central variáveis defasadas tais como, preço e produto. Recentemente, acadêmicos e bancos centrais têm se voltado para um tipo particular de política com *history-dependency*: o *price-level targeting*. O *price-level targeting* se caracteriza pela adoção de uma meta para o nível de preço. Dessa forma, o banco central se compromete com uma evolução do nível de preço e não com uma taxa de variação de preços, como é utilizado no *inflation targeting*.

Diversos bancos centrais no mundo adotam formalmente o sistema de metas de inflação como arcabouço principal de política monetária, ou seja, se comprometem com uma meta explícita de inflação. Atualmente os bancos centrais têm pesquisado o *price-level targeting* por acreditar que essa política ancora melhor as expectativas de inflação em ambientes nos quais os agentes têm comportamento *forward-looking*, reduzindo a volatilidade tanto da inflação quanto do produto. Em termo simples, após um choque inflacionário, um banco central que adota a política de *price-level targeting* se compromete a praticar uma inflação mais baixa no período posterior. Se o banco central consegue ser crível na comunicação da sua política, as expectativas de inflação futura diminuem, aumentando os juros reais. Esse efeito estabilizador é benefício chave dessa política em relação ao *inflation*

targeting, onde os erros do passado ficam no passado¹. Essa consideração se torna ainda mais relevante quando a política monetária atinge o nível de taxa de juros zero, em um ambiente deflacionário. Com um comprometimento crível com o nível de preços, através de um *price-level targeting*, o banco central sinaliza uma política monetária frouxa e consegue coordenar as expectativas para que os agentes econômicos esperem inflação maior nos períodos futuros, evitando assim que a economia entre numa espiral deflacionária.

Existe, no entanto muitas considerações tanto práticas quanto teóricas quanto à adoção de um *price-level targeting* formal pelos bancos centrais atuais. Embora diversos bancos centrais no mundo coloquem como objetivo manter a estabilidade de preços, atualmente nenhum banco central utiliza formalmente o sistema de metas de nível de preço, e somente a Suécia durante os anos 30 utilizou explicitamente tal sistema. Atualmente o Canadá está conduzindo um amplo estudo sobre a possibilidade de adoção do regime de *price-level targeting* em substituição ao *inflation targeting*².

Existem trabalhos que apontam para evidências do uso de um *price-level targeting* para os Estados Unidos. De acordo com Gorodnichenko e Shapiro (2007) existe alguma evidência de que o banco central americano praticou um *price-level targeting* parcial durante a era Greenspan. Por outro lado, existem poucos trabalhos na literatura que mostram a adoção efetiva da política de *price-level targeting*, pelos bancos centrais que formalmente adotam o sistema de metas de inflação. Hoje, é amplamente aceito pela comunidade acadêmica que mesmo bancos centrais que adotam o sistema de metas de inflação, não o fazem de forma estrita, reagindo a outras variáveis econômicas que não a inflação, tais como, hiato do produto e câmbio, dentre outras. A utilização de um *price-level targeting* parcial seria uma forma de um banco central incorporar alguns dos benefícios do *price-level targeting*, sem enfrentar os problemas de implementação do sistema.

Esse estudo se propõe a determinar quais países, que formalmente adotam o regime de metas de inflação, estão incorporando na sua decisão de política monetária o desvio do nível de preços, ainda que de forma parcial. Para isso, estimaremos um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico (*dynamic stochastic general equilibrium- DSGE*) de economia aberta, para três países que adotam o regime de metas de inflação. Por utilizar um modelo semi-estrutural essa metodologia nos permite analisar os parâmetros estruturais da economia,

¹ Ver Cournede, B e Moccero, D. (2009), “Is there a case for Price-level Targeting?”, OECD Economics Department Working Papers, No 721 para maiores explicações sobre o efeito estabilizador.

² Ver Ambler (2009), “Price-level targeting and Stabilization Policy: A review”, Bank of Canada Review.

portanto não somente verificar as chances de adoção de determinado regime, mas também avaliar a magnitude e a forma dessa adoção.

O modelo Novo-Keynesiano para economia aberta a ser utilizado nesse trabalho será similar ao utilizado em Buncic e Melecky (2008) e utilizaremos a regra de política monetária adotada em Gorodnichenko e Shapiro (2007). A vantagem de se utilizar um modelo de economia aberta está em incorporar o canal do câmbio da política monetária, o que se aproxima mais da realidade dos países estudados. Esse estudo atribuiu distribuições a priori para os parâmetros da função de reação, e conduziu inferência Bayesiana. A análise das distribuições a posteriori e do *odds ratio* serão utilizadas para determinar a probabilidade de adoção de determinada função de reação: *price-level targeting* parcial ou *inflation targeting*. Essa técnica foi aplicada a três países: Austrália, Canadá e Nova-Zelândia. A escolha desses países foi motivada pelo fato dos mesmos adotarem regime de meta de inflação por período suficientemente longo, sem significativas alterações no seu formato.

Nossos resultados apontam evidências de utilização de *price-level targeting* parcial em todas as economias pesquisadas, em especial na economia do Canadá. Os resultados para a economia canadense se assemelham bastante com um *price-level targeting* estrito. Esse resultado é consistente com o fato do Canadá estar pesquisando a adoção desse regime.

Esse estudo está dividido da seguinte forma. Primeiramente, no segundo capítulo, será feita a revisão bibliográfica que antecede esse trabalho. No terceiro capítulo, será exposto o modelo teórico a ser utilizado. Em seguida, aplicaremos o modelo para o grupo de países definidos como escopo desta pesquisa. A partir disso, no quinto capítulo, serão apresentados os resultados obtidos. O sexto capítulo concluirá o trabalho.

2 - Revisão da Literatura

Existe uma literatura vasta sobre como a política monetária deve ser conduzida e o desenvolvimento dos modelos do tipo Novo-Keneysiano abriu as portas para um novo ramo de pesquisa que incorpora muito da técnica desenvolvida nos estudos sobre *Real Business Cycle*, incorporando rigidez nominal dos preços. Hoje o modelo Novo-Keneysiano é usado como base nos estudos sobre política monetária. Clarida, Gali e Gertler (1999), utilizaram esse modelo para determinar como uma política monetária deve ser conduzida. Eles recomendavam que o banco central respondesse diretamente a todos os choques de demanda, sem nenhum tipo de acomodação da política monetária, e que respondessem apenas parcialmente ao choques de custos. No mesmo trabalho, recomendavam que o banco central respondesse a uma regra do tipo Taylor³, e para garantir uma solução única e não explosiva para o sistema, o coeficiente que responde a inflação deveria ser maior que a unidade.

Em trabalho sobre política monetária ótima, Woodford (2003) enfatizou a importância de uma política *history-dependent* na condução da política monetária quando os agentes econômicos são *forward-looking*. O banco central deve não somente responder aos choques correntes da economia e ao estado atual da mesma, mas também responder as variáveis econômicas defasadas, pois dessa forma afetaria de modo adequado as expectativas dos agentes econômicos. Giannoni (2000) ressalta a importância das políticas *history-dependent* na condução da política monetária. No seu trabalho, ele conclui que uma regra monetária do tipo Wickseliana⁴ apresenta melhor desempenho que as regras monetárias do tipo Taylor, reduzindo a perda social, com menor variabilidade da inflação e da taxa de juros. Como a regra requer que o banco central retorne o nível de preço para uma trajetória pré-definida, ela resulta em uma maior ancoragem nas expectativas de inflação. O trabalho conclui que regras monetárias que respondem ao desvio do nível de preço desempenham melhor do que aquelas que respondem aos desvios da inflação.

Diversos estudos tentaram identificar qual mecanismo *history-dependent* seria mais eficiente. Kimura e Kurozomi (2004) avaliaram regras alternativas de política com *history-dependency* para o Japão e concluem que essas regras, tais como o *price-level targeting*, apresentam um melhor desempenho do que regras do tipo Taylor para o Japão. Mais do que isso, ao se comprometer com esse tipo de dependência ao passado, um banco central, com

³ A regra de política monetária do tipo Taylor é aquela que responde aos desvios de inflação e produto.

⁴ Nome dado para regras de políticas monetárias que respondem a variações no nível de preços.

comprometimento com o nível de preços, chega quase a replicar o nível de bem estar social encontrado pela política ótima com comprometimento.

Em seu clássico trabalho sobre o *price-level targeting*, Svensson (1999) representou um ponto de inflexão nos estudos sobre *inflation targeting* e *price-level targeting*. Segundo o autor, inicialmente diversos artigos que compararam os regimes concluíram que a escolha do *price-level targeting* versus *inflation targeting* envolvia um *trade-off* entre maior variabilidade de curto prazo na inflação e produto versus menor variabilidade do nível de preços. A intuição por trás disso, de acordo com Svensson (1999), era que para estabilizar o nível de preços sob o regime de *price-level targeting*, uma inflação acima da média deveria ser sucedida por uma inflação abaixo da meta, dessa forma aumentando a variabilidade da inflação em relação ao *inflation targeting*. O autor, por outro lado, conclui que na presença de persistências nas oscilações do produto (o que seria bastante realista), não existe *trade-off* entre variabilidade de preços e variabilidade de inflação, resultando que o regime de *price-level targeting* conduz a uma menor variabilidade de inflação do que no regime de *inflation targeting*. Além disso, o regime eliminaria qualquer viés inflacionário encontrado na solução de política monetária ótima sob discricção. Giannoni (2000) também ressalta que ao incorporar agentes racionais e *forward-looking*, a conclusão tradicional que um sistema de *price-level targeting* gera maior variabilidade da inflação e do produto é revertida. Vestin (2006) encontra resultado semelhante em seu trabalho, concluindo que quando os preços são definidos de maneira *forward-looking* e o banco central age sob discricção, o *price-level targeting* pode dominar o *inflation targeting*.

Cournede e Moccero (2009) procuram explicar os motivos desse resultado. Para eles, a chave para esse resultado é o mecanismo de estabilização que o *price-level targeting* gera. Por exemplo, após um choque inflacionário, um banco central que se comprometa de maneira crível com o nível de preço, estará se comprometendo a manter uma inflação baixa no próximo período, dessa forma, as expectativas de inflação cairão gerando um aumento nas taxas de juros reais, afetando inflação e o produto hoje. Outra vantagem citada pelos autores é a ancoragem do nível de preços que facilita o planejamento dos contratos, eliminando ou ao menos reduzindo, a incerteza quanto ao poder de compra da moeda no futuro. Dessa forma, o *price-level targeting* coordena melhor as expectativas, quando comparado ao *inflation-targeting*, já que possui um sistema de correção de erros passados. No *inflation-targeting* o erro passado fica no passado, assim, quando um banco central não cumpre a meta de inflação em um período esse erro não é corrigido, já no sistema de *price-level targeting* esse diferença

será compensada no futuro com uma inflação mais baixa, contribuindo para manter a credibilidade quanto à estabilidade dos preços futuros.

Essa discussão ganhou força com os estudos sobre política monetária ótima com taxas de juros nominais próximas a zero. Woodford (2003) ressalta que a vantagem da adoção de uma regra com *price-level targeting* em relação ao *inflation-targeting* é particularmente relevante neste ambiente. A chave para escapar de uma espiral deflacionária, como o ocorrido no Japão na década de 90, segundo o autor, é convencer os agentes econômicos que o banco central praticará uma política monetária frouxa por mais tempo, elevando assim, as expectativas de inflação futura, que acaba por reduzir as taxas de juros reais. Portanto um banco central que se comprometa com o nível de preço ao invés da inflação consegue de forma mais eficiente coordenar as expectativas nessa direção.

Apesar de a literatura ter evoluído na discussão entre os benefícios teóricos do regime do *price-level targeting*, poucos estudos foram feitos para determinar se algum país estaria na prática utilizando esse regime. Gorodnichenko e Shapiro (2007) aplicaram a técnica GMM para investigar se o FED responde, ainda que de forma parcial, a um tipo de regra de política monetária que incorpora a reação dos juros nominais ao desvio no nível de preços. A principal conclusão do trabalho é que durante a década de 90, o FED sob a gestão de Alan Greenspan colocou peso substancial ao desvio no nível de preços ao definir as taxas de juros. No período pré-Greenspan não existe evidência da adoção de um *price-level targeting*. O trabalho também conclui que o *price-level targeting* é superior ao *inflation targeting* numa variedade de situações, porém para que se verifique essa superioridade deve existir um nível mínimo de agentes *forward-looking*. Já Ruge-Murcia (2009), utilizou-se do teste de raiz unitária para determinar se países com regime de metas de inflação estariam praticando o *price-level targeting*. O trabalho conclui que os regimes monetários do Canadá e Reino Unido, estariam próximos ao do *price-level targeting*, mas que Nova - Zelândia, Austrália e Suécia não. Uma das limitações desse estudo é a ausência de uma investigação sobre a utilização de *price-level targeting* parcial.

Uma ferramenta poderosa para investigar os parâmetros estruturais da economia e, portanto a possível utilização de *price-level targeting* parcial é a utilização de modelos estruturais da classe DSGE. Lubik e Schorfheide (2005) utilizaram um modelo DSGE de economia aberta para investigar se as políticas monetárias da Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Inglaterra respondiam as variações da taxa de câmbio. A principal conclusão do artigo é que tanto Austrália quanto Nova Zelândia não incorporam a taxa nominal de câmbio

para definir taxa de juros, enquanto Canadá e Inglaterra incluem a variação da taxa de câmbio na sua regra de política monetária.

Esse trabalho utiliza metodologia similar para verificar se os bancos centrais do Canadá, Nova- Zelândia e Austrália respondem ao desvio do nível de preços, ainda que de maneira parcial, procurando determinar a forma e a magnitude dessa reação.

3 - Descrição do Modelo

O modelo deste trabalho segue o detalhado em Buncic e Melecky (2008) para modelar a economia da Austrália. O modelo apresentado aqui, por outro lado, utiliza os dados dos Estados Unidos como *Proxy* da economia mundial, e assume que os mesmos seguem um processo auto-regressivo de ordem 1 ou AR(1), portanto similar ao utilizado por Svensson (2000). O modelo possui um bloco semi-estrutural para economia doméstica e outro bloco com equações auto-regressivas que descrevem a economia mundial.

Por fim, utilizaremos para fechar o modelo a função de reação do banco central proposta por Gorodnichenko e Shapiro (2007), que descreve a reação do banco central sob um regime de *Partial Price-Level Targeting* (PPLT) e outra sob o regime de *Inflation Targeting* (IT). Utilizaremos a inferência Bayesiana para determinar qual modelo descreve melhor o comportamento do banco central.

3.1 - Economia Doméstica

O modelo que descreve a economia doméstica possui uma equação que descreve a oferta doméstica (Curva de Phillips), outra equação para a demanda agregada (IS) e por fim, outra com a condição de paridade descoberta para a taxa de câmbio real.

A oferta agregada é modelada segundo uma curva de Phillips híbrida, onde parte dos agentes tem comportamento *forward-looking* e parte *backward-looking*:

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

Onde π_t e y_t são inflação e hiato do produto para a economia doméstica, q_t é a taxa real de câmbio e $\epsilon_{AS,t}$ é um choque de oferta estacionário e serialmente correlacionado. Essa equação reflete a situação em que uma parte das empresas adota uma regra *backward-looking* para determinar a inflação futura, como proposto por Clarida, Gali e Gertler (2002). O termo

de câmbio real é utilizado em nível e pode ser entendido com o primeiro canal de transmissão dos choques externos para a economia doméstica.

A demanda agregada é descrita pela seguinte equação IS:

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

Onde r_t é a taxa de juros determinada pelo banco central, y_t^* é o hiato do produto mundial (utilizaremos aqui o hiato do produto dos Estados Unidos como *Proxy* de demanda mundial), e $\epsilon_{IS,t}$ é um choque de demanda estacionário e serialmente correlacionado. Para descrever a demanda agregada também temos uma equação onde a demanda doméstica depende tanto da previsão do hiato futuro (*forward-looking*) quanto do hiato passado (*backward-looking*).

O termo de q_{t-1} é o segundo canal de transmissão dos choques externos para a economia doméstica e y_t^* é o terceiro. A transmissão da política monetária ocorre com um período de defasagem, o que é consistente com Giordani (2004), que desenvolveu um modelo de economia aberta para o Canadá.

Para especificar a evolução do câmbio real esse trabalho se utiliza da equação de paridade descoberta, porém incluímos um choque na equação de acordo com Buncic e Melecky (2008). A equação (3) descreve a evolução da taxa de câmbio real:

$$E_t \Delta q_{t+1} = (r_t - E_t \pi_{t+1}) - (r_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) - \epsilon_{RER,t} \quad (3)$$

O choque $\epsilon_{RER,t}$ é serialmente correlacionado como usualmente descrito na literatura, para acomodar o fato de que a paridade descoberta costuma valer apenas para horizontes mais longos.

Todos os choques serão modelados seguindo equações auto-regressivas de ordem 1 ou AR(1):

$$\begin{aligned} \epsilon_{AS,t} &= \rho_{AS} \epsilon_{AS,t-1} + v_{\epsilon_{AS,t}} \\ \epsilon_{IS,t} &= \rho_{IS} \epsilon_{IS,t-1} + v_{\epsilon_{IS,t}} \\ \epsilon_{RER,t} &= \rho_{RER} \epsilon_{RER,t-1} + v_{\epsilon_{RER,t}} \end{aligned} \quad (4)$$

Os choques $v_{\epsilon_{AS,t}}$, $v_{\epsilon_{IS,t}}$ e $v_{\epsilon_{RER,t}}$ são exógenos, de média zero, e variância $\sigma_{\epsilon_{AS}}^2$, $\sigma_{\epsilon_{IS}}^2$ e $\sigma_{\epsilon_{RER}}^2$ respectivamente.

3.2 - Economia Externa

Nossa descrição da economia externa será feita segundo um bloco de equações auto-regressivas de ordem 1 ou AR(1).

$$\begin{aligned}\pi_t^* &= a_1\pi_{t-1}^* + v_{\pi^*,t} \\ y_t^* &= a_2y_{t-1}^* + v_{y^*,t} \\ r_t^* &= a_3r_{t-1}^* + v_{r^*,t}\end{aligned}\tag{5}$$

Esta modelagem foi utilizada a partir da metodologia proposta por Svensson(2000), e assume os dados dos Estados Unidos como *Proxy* da economia mundial. Os choques $v_{\pi^*,t}$, $v_{y^*,t}$ e $v_{r^*,t}$ são exógenos, de média zero, e variância $\sigma_{\pi^*}^2$, $\sigma_{y^*}^2$ e $\sigma_{r^*}^2$ respectivamente.

Desta forma, nosso modelo possui dois blocos, um que descreve a economia doméstica e outro descrevendo a economia externa. Para fechar o modelo, precisamos de uma função de reação para o banco central doméstico.

3.3 - Função de Reação do Banco Central Doméstico

A função de reação do banco central será uma na qual o banco central reage a um *Partial Price-Level Targeting* (PPLT), assim como proposto por Gorodnichenko e Shapiro (2007). Para compreender a função de reação do banco central sob PPLT temos antes que definir primeiramente as principais variáveis do modelo.

Definimos o hiato do preço \tilde{p}_t e o hiato da inflação $\tilde{\pi}_t$ como

$$\tilde{p}_t \equiv p_t - p_t^*\tag{6}$$

e

$$\tilde{\pi}_t \equiv \pi_t - \pi_t^*\tag{7}$$

Onde p_t é o log do preço no tempo t, e π_t é a taxa de inflação, e o superescrito estrela significa os valores desejáveis para essas variáveis. Definimos então *Inflation targeting* (IT)

quando $\tilde{p}_t = \tilde{\pi}_t$ e *Strict Price Level targeting* (SPLT) quando $\tilde{p}_t = \tilde{p}_{t-1} + \tilde{\pi}_t$. No intervalo desses dois regimes definimos o *Partial Price-Level Targeting* (PPLT) com a regra de evolução do nível desejado de preço:

$$p_t^* = p_{t-1}^* + (1 - \delta)(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \pi_t^* \quad (8)$$

Utilizando as equações (6), (7), (8), e a identidade $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ encontramos com o hiato do preço evolui sob o regime de PPLT:

$$\tilde{p}_t = \delta \tilde{p}_{t-1} + \tilde{\pi}_t \quad (9)$$

O fator $\delta \in [0,1]$ pode ser interpretado como um fator de ajuste do PPLT. Sob o regime de IT, $\delta = 0$, todo o hiato do nível de preço passado \tilde{p}_{t-1} é ignorado e os erros do passado ficam no passado (“*bygones are bygones*”), no extremo oposto sob o regime de SPLT, $\delta = 1$, não existe ajuste na trajetória desejada de nível de preço, assim todo o hiato do nível de preço passado, continua a ser hiato no período atual. Para os casos de $0 < \delta < 1$, temos o regime de PPLT, nesse regime parte do hiato passado é corrigido, temos aqui um contínuo de casos entre o IT e o SPLT.

Por fim utilizaremos uma regra de reação para o banco central, essa regra é uma extensão da regra de Taylor para incorporar reação ao hiato no nível de preço, assim temos que o banco central define a taxa de juros em cada período segundo a seguinte regra:

$$r_t = \psi_p \tilde{p}_{t-1} + \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t + \psi_r r_{t-1} + \epsilon_{R,t} \quad (10)$$

Aqui a variável π_t^* foi normalizada para zero, assim $\tilde{\pi}_t = \pi_t$ na equação (8) e (9). Essa regra generalizada engloba o regime de IT ($\psi_p = 0, \psi_\pi > 0, \delta = 0$), SPLT ($\psi_p = 1, \psi_\pi = 0, \delta = 1$) e os casos intermediários de PPLT ($\psi_p > 0, \psi_\pi > 0, 0 < \delta < 1$). O parâmetro ψ_p mede a reação do banco central ao desvio do nível de preço. O parâmetro ψ_r captura a suavização na definição das taxas de juros e $\epsilon_{R,t}$ pode ser interpretado como uma inovação (choque) na política monetária, aqui também assumimos esse choque como serialmente correlacionado de ordem 1 ou AR(1). Assim, o banco central define as taxas de juros seguindo estritamente essa regra. Utilizando a equação (9) e tirando a primeira diferença de (10), encontramos:

$$r_t = \psi_\pi \pi_t + (\psi_p - \psi_\pi \delta) \pi_{t-1} + \psi_y y_t + \psi_y \delta y_{t-1} + (\psi_r + \delta) r_{t-1} - \delta \psi_r r_{t-2} + \epsilon_{R,t} - \delta \epsilon_{R,t-1} \quad (11)$$

Da mesma forma que em Gorodnichenko e Shapiro (2007), não iremos impor a parte MA da equação e usaremos para o trabalho:

$$r_t = \psi_\pi \pi_t + (\psi_p - \psi_\pi \delta) \pi_{t-1} + \psi_y y_t + \psi_y \delta y_{t-1} + (\psi_r + \delta) r_{t-1} - \delta \psi_r r_{t-2} + \epsilon_{R,t} \quad (12)$$

Podemos então, definir a regra de política monetária sob o regime IT. Nesse regime temos $\psi_p = 0, \psi_\pi > 0, \delta = 0$, logo a equação que descreve a reação de política monetária a ser estimada é:

$$r_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t + \psi_r r_{t-1} + \epsilon_{R,t} \quad (13)$$

Essa equação é similar a equação de Taylor usualmente utilizada na literatura. Portanto o sistema de equações formado por (1)-(5) e (12) será o modelo a ser estimado para as economias abertas sob o regime de PPLT, e o sistema de equações formado por (1)-(5) e (13) será o modelo estimado sob o regime de IT. Utilizaremos a inferência Bayesiana para determinar que modelo tem maior probabilidade de descrever o comportamento dos dados.

4 - Dados e Estimação

4.1 - Dados

O período de estimação para esse trabalho foi do primeiro trimestre de 1991 ao último trimestre de 2009, portanto incorpora a crise global sofrida no ano de 2008. Os dados para os Estados Unidos foram obtidos da base de dados do Federal Reserve de Saint Louis⁵. Os dados para a taxa de juros mundial r_t^* foi computada pela média trimestral da *fed funds rate* mensal. A inflação mundial foi medida como em Buncic e Melecky (2008) onde π_t^* é igual a $\left(\frac{CPI_t^*}{CPI_{t-1}^*} - 1\right) 400$, onde CPI_t^* é o índice de inflação ao consumidor americano (CPI) cheio. O

⁵ Economic Data Base disponível no link: <http://research.stlouisfed.org/fred2>.

hiato do produto mundial y_t^* é o componente transitório após a utilização do filtro Hodrick-Prescott na série em log do PIB real trimestral dos Estados Unidos.

Os dados para a Austrália foram obtidos na base de dados do banco central da Austrália. A taxa de juros é a média trimestral das taxas de juro mensal (*monthly cash rate*). Os dados para o Canadá e Nova- Zelândia foram obtidos da base de dados do FMI⁶. As séries de hiato do produto e inflação foram calculadas utilizando a mesma metodologia usada para os USA. A taxa de câmbio real foi computada como a diferença em log da taxa nominal de câmbio entre a economia doméstica e a americana ($\$/Doméstico/\US) e a razão entre os índices de inflação (CPI) da economia doméstica e dos Estados Unidos ($CPI_{doméstico}/CPI_{EUA}$). Desta forma um aumento no valor de q_t corresponde a uma depreciação real da moeda doméstica.

Todas as séries foram padronizadas para pontos percentuais e tiveram sua média incondicional subtraída.

4.2 - Metodologia de Estimação

Existem vários métodos para a estimação de modelos DSGE Novo-Keneysiano, um método usualmente empregado é o método dos momentos generalizados (GMM), porém esse método de estimação pode levar a viés e estimação imprecisa de acordo com Lindé (2005).

Outro método muito comum na literatura utiliza a estimação Bayesiana de modelos DSGE. Os modelos DSGE fornecem uma representação estilizada para as séries temporais associadas a variáveis macroeconômicas. No que se refere à estimação de modelos DSGE, a abordagem Bayesiana formaliza o uso de informação a priori sobre a magnitude dos parâmetros.

De acordo com Griffoli (2007)⁷ a estimação Bayesiana é uma ponte entre a prática de calibragem e a estimação por máxima verossimilhança. As distribuições a priori podem ser vistas como pesos na função de verossimilhança, para dar mais importância a certas áreas do subespaço do parâmetro. Esses dois blocos, distribuições a priori e função de verossimilhança são ligadas pelo teorema de Bayes da seguinte forma, primeiramente a função densidade a priori (*priors density*) são descritas por uma função densidade:

$$p(\theta_A|A)$$

⁶ International Financial Statistics Database.

⁷ Ver Manual Usuário Dynare para maiores informações.

Onde A é o modelo específico, θ_A representa o conjunto de parâmetros do modelo A , e $p(\cdot)$ é a função densidade de probabilidade (pdf). A função verossimilhança descreve a densidade observada nos dados, dado um modelo e seus parâmetros:

$$\mathcal{L}(\theta_A|Y_T, A) \equiv p(Y_T|\theta_A, A)$$

Onde Y_T são as observações até o período T . Usando o teorema de Bayes podemos combinar a função verossimilhança e a densidade a priori para então encontrar a função densidade a posteriori (*posterior density*):

$$p(\theta_A|Y_T, A) = \frac{p(Y_T|\theta_A, A)p(\theta_A|A)}{p(Y_T|A)}$$

Onde $p(\theta_A|Y_T, A)$ é a densidade a posteriori e $p(Y_T|A)$ é a densidade marginal dos dados condicionado ao modelo sendo que :

$$p(Y_T|A) = \int_{\theta_A} p(\theta_A; Y_T|A) d\theta_A$$

Por fim temos a *posterior kernel*, ou densidade a posteriori não-normalizada. Já que a densidade marginal é dada para cada parâmetro, a *posterior kernel* corresponde ao numerador da densidade a posteriori:

$$\kappa(\theta_A|Y_T, A) \equiv p(\theta_A|Y_T, A) \propto p(Y_T|\theta_A, A)p(\theta_A|A)$$

Essa é a equação básica que permite reconstruir os momentos da densidade a posteriori. Usamos o filtro de Kalman para estimar a função de verossimilhança e o método de Metropolis-Hastings para simular as *posteriors kernel*. A idéia geral do Metropolis-Hastings é simular a distribuição a posteriori (*posterior distribution*). De acordo com Griffoli (2007) este funciona como um algoritmo de rejeição de amostra. De maneira simplificada o algoritmo implementa os seguintes passos:

- 1) Escolhe um ponto de partida θ^o , tipicamente esse é a moda da distribuição a posteriori. Roda um *loop* nos próximos passos.

2) Cria um candidato θ^* de uma distribuição de salto (*jumping distribution*):

$$J(\theta^*|\theta^{t-1}) = N(\theta^{t-1}, c\Sigma_m)$$

Onde Σ_m é a inversa da Hessiana computada na moda da distribuição a posteriori.

3) Calcula a taxa de aceitação (*acceptance ratio*):

$$r = \frac{p(\theta^*|Y_T)}{p(\theta^{t-1}|Y_T)} = \frac{K(\theta^*|Y_T)}{K(\theta^{t-1}|Y_T)}$$

4) Finalmente aceita ou descarta o candidato θ^* de acordo com a seguinte regra e eventualmente atualiza sua *jumping distribution*:

$$\theta^t = \begin{cases} \theta^* & \text{com probabilidade } \min(r, 1) \\ \theta^{t-1} & \end{cases}$$

Depois de repetir esses passos é criado um histograma com os candidatos retidos. Esse histograma será eventualmente a distribuição a posteriori depois de diversas iterações. Para a implementação do algoritmo de Metropolis-Hastings, simulamos duas cadeias com 150 mil repetições.

Por fim, utilizamos o *posterior odds ratio* para comparar os dois modelos estimados (PPLT e IT). Em nosso trabalho, temos dois modelos competidores, o modelo A que é o modelo com função de reação do banco central sob o regime de PPLT e o modelo B que utiliza a regra de IT. Essa comparação é feita através da razão $RAB = \frac{p(A|Y_T)}{p(B|Y_T)} = \frac{p(A)p(Y_T|A)}{p(B)p(Y_T|B)}$ onde $p(Y_T|A)$ é chamado de verossimilhança marginal do modelo A. Usualmente se usa a seguinte regra para comparação:

1. Se $\log_{10}(RAB) > 2$, a evidência favorece decisivamente o modelo A.
2. Se $\frac{3}{2} < \log_{10}(RAB) < 2$, a evidência favorece muito fortemente o modelo A.
3. Se $1 < \log_{10}(RAB) < \frac{3}{2}$, a evidência favorece fortemente o modelo A.
4. Se $\frac{1}{2} < \log_{10}(RAB) < 1$, a evidência favorece o modelo A.
5. Se $0 < \log_{10}(RAB) < \frac{1}{2}$, a evidência favorece fracamente o modelo A.

Nosso trabalho utilizou o software Dynare 4.1 em ambiente MatLab para a estimação dos parâmetros para os modelos DSGE utilizados nesse trabalho.

5 - Resultados

5.1 - Escolha das distribuições a priori

A escolha das distribuições a priori para a IS e Curva de Philips foi a usualmente utilizada em trabalhos com modelos de economia aberta tais como Lubik e Schorfheide (2005) e Buncic e Melecky (2008). Para todos os parâmetros de média, utilizamos as distribuições Normal e Beta. Para o desvio padrão de todos os parâmetros foi utilizado nesse trabalho a distribuição Gamma Inversa. Para os parâmetros de relevância nesse estudo, ψ_p e δ , escolhemos como distribuição a priori a distribuição Normal, centrada de modo a deixar mais próximo ao resultado de *inflation targeting* já que esses países utilizam explicitamente o modelo de *Inflation Targeting*, porém sem excluir a possibilidade do resultado de *Partial Price-Level Targeting* (PPLT). As tabelas de 1 a 3 trazem um resumo das distribuições a priori nos dois modelos pesquisados:

Tabela 1- Distribuição a Priori: Austrália

Parâmetro	Densidade	PPLT		IT	
		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
ρ_y	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
δ_1	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
δ_2	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
δ_3	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
ρ_π	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
λ_1	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
λ_2	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
ψ_p	Normal	0.20	0.25		
δ	Normal	0.20	0.25		
ψ_π	Normal	1.00	0.25	1.00	0.25
ψ_y	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ψ_r	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ρ_{IS}	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ρ_{AS}	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ρ_{RER}	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ρ_R	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_1	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_2	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_3	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
$\sigma_{\epsilon_{IS}}$	Gamma Inv	0.80	10.00	0.80	10.00
$\sigma_{\epsilon_{AS}}$	Gamma Inv	1.00	10.00	1.00	10.00
$\sigma_{\epsilon_{RER}}$	Gamma Inv	12.00	10.00	12.00	10.00
σ_{ϵ_R}	Gamma Inv	0.80	10.00	0.80	10.00
σ_{y^*}	Gamma Inv	0.20	10.00	0.20	10.00
σ_{π^*}	Gamma Inv	0.80	10.00	0.80	10.00
σ_{r^*}	Gamma Inv	0.6	10.00	0.60	10.00

Tabela 2- Distribuição a Priori: Canadá

Parâmetro	Densidade	PPLT		IT	
		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
ρ_y	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
δ_1	Normal	0.05	0.02	0.05	0.01
δ_2	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
δ_3	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
ρ_π	Beta	0.80	0.15	0.70	0.15
λ_1	Normal	0.05	0.01	0.05	0.02
λ_2	Normal	0.05	0.01	0.05	0.02
ψ_p	Normal	0.20	0.15		
δ	Normal	0.20	0.15		
ψ_π	Normal	1.00	0.25	1.00	0.20
ψ_y	Beta	0.50	0.25	0.50	0.20
ψ_r	Beta	0.80	0.15	0.80	0.15
ρ_{IS}	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ρ_{AS}	Beta	0.70	0.20	0.70	0.20
ρ_{RER}	Beta	0.70	0.20	0.70	0.20
ρ_R	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_1	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_2	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_3	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
$\sigma_{\epsilon_{IS}}$	Gamma Inv	0.30	8.00	0.30	8.00
$\sigma_{\epsilon_{AS}}$	Gamma Inv	0.60	10.00	0.60	10.00
$\sigma_{\epsilon_{RER}}$	Gamma Inv	3.00	10.00	3.00	10.00
σ_{ϵ_R}	Gamma Inv	0.10	10.00	0.10	10.00
σ_{y^*}	Gamma Inv	0.20	10.00	0.20	10.00
σ_{π^*}	Gamma Inv	0.80	10.00	0.80	10.00
σ_{r^*}	Gamma Inv	0.6	10.00	0.60	10.00

Tabela 3-Distribuição a Priori: Nova- Zelândia

Parâmetro	Densidade	PPLT		IT	
		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
ρ_y	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
δ_1	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
δ_2	Normal	0.02	0.01	0.02	0.01
δ_3	Normal	0.05	0.01	0.05	0.01
ρ_π	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
λ_1	Normal	0.05	0.03	0.05	0.01
λ_2	Normal	0.05	0.03	0.05	0.01
ψ_p	Normal	0.50	0.25		
δ	Normal	0.50	0.25		
ψ_π	Normal	1.00	0.25	1.00	0.25
ψ_y	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ψ_r	Beta	0.80	0.20	0.80	0.20
ρ_{IS}	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ρ_{AS}	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ρ_{RER}	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
ρ_R	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_1	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_2	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
a_3	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20
$\sigma_{\epsilon_{IS}}$	Gamma Inv	0.80	10.00	0.80	10.00
$\sigma_{\epsilon_{AS}}$	Gamma Inv	1.00	10.00	1.00	10.00
$\sigma_{\epsilon_{RER}}$	Gamma Inv	6.00	10.00	6.00	10.00
σ_{ϵ_R}	Gamma Inv	0.80	10.00	0.80	10.00
σ_{y^*}	Gamma Inv	0.20	10.00	0.20	10.00
σ_{π^*}	Gamma Inv	0.80	10.00	0.80	10.00
σ_{r^*}	Gamma Inv	0.6	10.00	0.60	10.00

5.2 - Resultados da Estimação

Estimamos os parâmetros nos dois modelos representativos dos regimes PPLT e IT. As figuras de 1 a 3 mostram as distribuições a priori e a posteriori dos parâmetros da função de reação no regime de PPLT nos três países pesquisados.

A tabela 4 resume os resultados encontrados para os parâmetros na economia da Austrália. Os parâmetro da IS e da curva de Philips foram muito similares nos dois modelos. Podemos ver a importância das expectativas na determinação da inflação e hiato do produto correntes, com os valores de ρ_y e ρ_π iguais a 0.810 e 0.932 respectivamente (valores do PPLT). O impacto do câmbio real também se mostrou consistente, com os valores dos parâmetros de δ_2 e λ_2 positivos nos dois modelos embora em menor magnitude do que especificado nas distribuições a priori. Assim, uma depreciação real do câmbio afeta positivamente tanto a inflação hoje quanto o hiato do produto. O hiato do produto externo δ_3 também possui valor positivo nos dois modelos, ressaltando a importância de utilizar um modelo de economia aberta.

O valor do parâmetro δ , que mede o grau de ajuste no regime de PPLT, foi positivo com média $\delta = 0.418$, que apresenta significativo desvio em relação a média escolhida na distribuição a priori, indicando que a função de verossimilhança foi capaz de deslocar a distribuição a priori para esse parâmetro. Seu intervalo de confiança apresentou valores positivos, portanto o parâmetro tem valor significativamente diferente de zero. O mesmo vale para o parâmetro ψ_p , que mede a reação do banco central ao hiato do nível de preços, como o mesmo apresentando sua média com valor positivo $\psi_p = 0.594$. Existe, portanto, evidências que apontam em direção ao PPLT, porém, o valor de $\delta = 0.418$ mostra que a reação é significativamente menor do que o SPLT. Com $\delta = 0.418$, podemos dizer que 41.8% do hiato do nível de preço passado \tilde{p}_{t-1} é incorporado ao novo hiato do nível de preço \tilde{p}_t e esse hiato entra na função de reação do banco central⁸ para determinar a taxa de juros no tempo t . Portanto o banco central define sua política de juros reagindo a esse hiato que incorpora o hiato no período passado. Podemos ver também que após quatro trimestres o efeito acumulado do hiato inicial do nível de preços é de 3% (0.418^4)⁹.

⁸ Ver equação (9).

⁹ Iteragir a equação (9) por quatro períodos.

Tabela 4-Distribuição a Posteriori: Austrália

Nome	PPLT			IT	
	Priori	Posteriori		Posteriori	
	Média	Média	90% Interv.conf. ¹⁰	Média	90% Interv.conf.
ρ_y	0.50	0.810	[0.716 , 0.906]	0.875	[0.790 , 0.965]
δ_1	0.05	0.031	[0.016 , 0.046]	0.002	[-0.004 , 0.007]
δ_2	0.05	0.018	[0.013 , 0.022]	0.002	[0.000 , 0.003]
δ_3	0.05	0.050	[0.033 , 0.066]	0.050	[0.034 , 0.067]
ρ_π	0.50	0.932	[0.877 , 0.988]	0.900	[0.836 , 0.970]
λ_1	0.05	0.060	[0.044 , 0.076]	0.057	[0.041 , 0.073]
λ_2	0.05	0.006	[0.002 , 0.011]	0.025	[0.019 , 0.030]
ψ_p	0.20	0.594	[0.396 , 0.795]		
δ	0.20	0.418	[0.203 , 0.627]		
ψ_π	1.00	0.963	[0.745 , 1.177]	1.247	[1.078 , 1.424]
ψ_y	0.50	0.793	[0.646 , 0.956]	0.225	[0.051 , 0.387]
ψ_r	0.50	0.694	[0.531 , 0.851]	0.857	[0.783 , 0.937]
ρ_{IS}	0.50	0.907	[0.873 , 0.943]	0.794	[0.755 , 0.831]
ρ_{AS}	0.50	0.714	[0.651 , 0.779]	0.878	[0.838 , 0.920]
ρ_{RER}	0.50	0.839	[0.795 , 0.883]	0.823	[0.778 , 0.866]
ρ_R	0.50	0.857	[0.765 , 0.957]	0.822	[0.757 , 0.889]
a_1	0.50	0.044	[0.007 , 0.078]	0.043	[0.006 , 0.079]
a_2	0.50	0.751	[0.587 , 0.921]	0.754	[0.597 , 0.911]
a_3	0.50	0.972	[0.956 , 0.989]	0.974	[0.958 , 0.992]
$\sigma_{\epsilon_{IS}}$	0.80	0.720	[0.196 , 1.257]	0.704	[0.193 , 1.351]
$\sigma_{\epsilon_{AS}}$	1.00	0.879	[0.222 , 1.523]	0.951	[0.229 , 1.810]
$\sigma_{\epsilon_{RER}}$	12.00	11.433	[4.041 , 19.599]	11.730	[3.738 , 19.989]
σ_{ϵ_R}	0.80	0.610	[0.191 , 1.074]	0.811	[0.174 , 1.593]
σ_{y^*}	0.20	0.161	[0.046 , 0.292]	0.224	[0.041 , 0.492]
σ_{π^*}	0.80	0.705	[0.186 , 1.399]	2.505	[0.164 , 10.872]
σ_{r^*}	0.6	0.502	[0.141 , 0.887]	0.579	[0.134 , 1.244]

A tabela 5 mostra o resultado para a economia do Canadá. Aqui também podemos ver que os resultados nos dois modelos para os parâmetros que não os da função de reação do banco central são bem similares. Para economia do Canadá a variável *forward-looking* para o hiato do produto é bem menos relevante do que para a inflação, com os valores de ρ_y e ρ_π iguais a 0.203 e 0.951 respectivamente (valores do PPLT). Os parâmetros relacionados ao câmbio também são positivos como para Austrália, porém o impacto da desvalorização do câmbio na inflação é consideravelmente maior que o impacto causado no hiato do produto, com $\lambda_2 = 0.046$ contra $\delta_2 = 0.003$.

¹⁰ O intervalo de confiança aqui é de fato a *highest posterior density interval*.

Tabela 5-Distribuição a Posteriori: Canadá

Nome	PPLT			IT	
	Priori	Posteriori		Posteriori	
	Média	Média	90% Interv.conf.	Média	90% Interv.conf.
ρ_y	0.50	0.203	[0.146 , 0.257]	0.201	[0.145 , 0.259]
δ_1	0.05	0.026	[0.004 , 0.048]	0.036	[0.020 , 0.052]
δ_2	0.05	0.003	[0.000 , 0.006]	0.003	[0.000 , 0.006]
δ_3	0.05	0.049	[0.033 , 0.066]	0.049	[0.033 , 0.065]
ρ_π	0.80 ¹¹	0.951	[0.899 , 1.000]	0.933	[0.887 , 0.981]
λ_1	0.05	0.050	[0.033 , 0.066]	0.044	[0.014 , 0.073]
λ_2	0.05	0.047	[0.040 , 0.054]	0.050	[0.041 , 0.058]
ψ_p	0.20	0.694	[0.549 , 0.844]		
δ	0.20	0.883	[0.705 , 1.071]		
ψ_π	1.00	0.824	[0.692 , 0.956]	0.987	[0.843 , 1.133]
ψ_y	0.50	0.195	[0.001 , 0.395]	0.126	[0.017 , 0.228]
ψ_r	0.80	0.982	[0.961 , 1.000]	0.990	[0.978 , 1.000]
ρ_{IS}	0.50	0.598	[0.468 , 0.737]	0.568	[0.433 , 0.707]
ρ_{AS}	0.70	0.987	[0.975 , 0.999]	0.987	[0.975 , 0.999]
ρ_{RER}	0.70	0.836	[0.791 , 0.880]	0.834	[0.796 , 0.872]
ρ_R	0.50	0.847	[0.783 , 0.912]	0.892	[0.852 , 0.933]
a_1	0.50	0.046	[0.008 , 0.083]	0.046	[0.007 , 0.083]
a_2	0.50	0.754	[0.592 , 0.923]	0.756	[0.597 , 0.930]
a_3	0.50	0.968	[0.950 , 0.986]	0.963	[0.943 , 0.983]
$\sigma_{\epsilon_{IS}}$	0.30	0.305	[0.065 , 0.619]	0.228	[0.075 , 0.401]
$\sigma_{\epsilon_{AS}}$	0.60	0.701	[0.132 , 1.687]	0.616	[0.135 , 1.273]
$\sigma_{\epsilon_{RER}}$	3.00	2.471	[0.732 , 4.260]	2.508	[0.749 , 4.499]
σ_{ϵ_R}	0.10	0.108	[0.021 , 0.208]	0.112	[0.021 , 0.237]
σ_{y^*}	0.20	0.169	[0.047 , 0.300]	0.175	[0.046 , 0.330]
σ_{π^*}	0.80	0.634	[0.182 , 1.141]	0.651	[0.191 , 1.190]
σ_{r^*}	0.6	0.520	[0.142 , 0.958]	0.538	[0.139 , 1.003]

Os valores da função reação do banco central são mais próximas a um SPLT com valores de $\delta = 0.883$ e $\psi_p = 0.694$. Existe um desvio bastante significativo dos valores centrais escolhidos nas distribuições a priori para esses valores. Os intervalos de confiança mostram valores positivos e elevados em todo o intervalo para os dois parâmetros, portanto, seu valor é significativamente diferente de zero. Nota-se também que a reação do banco central ao hiato do nível de preços ψ_p tem valor próximo a reação ao hiato de inflação ψ_π com valores iguais a 0.694 e 0.824 respectivamente. O parâmetro de ajuste do PPLT mostra valor elevado, com $\delta = 0.883$, 88.3% do hiato do nível de preço passado \tilde{p}_{t-1} é incorporado ao novo hiato do nível de preço \tilde{p}_t . Após quatro trimestres o efeito acumulado do hiato inicial do nível de preços é de 61% (0.883^4), portanto bem mais próximo a um SPLT.

¹¹ Para o modelo de *Inflation-targeting* foi utilizado 0.70 de média.

A tabela 6 mostra um resumo dos resultados para a economia da Nova- Zelândia. Semelhante a economia da Austrália, a da Nova- Zelândia apresenta comportamento *forward-looking*, com os parâmetros ρ_y e ρ_π iguais a 0.783 e 0.884 respectivamente (valores do PPLT). No caso da economia da Nova- Zelândia o efeito do câmbio na inflação corrente parece ser perto de zero. O efeito direto do câmbio real no hiato do produto ainda se mostra positivo, porém, em valores mais baixos que os escolhidos nas médias das distribuições a priori.

Tabela 6-Distribuição a Posteriori: Nova- Zelândia

Nome	PPLT			IT	
	Priori	Posteriori		Posteriori	
	Média	Média	90% Interv.conf.	Média	90% Interv.conf.
ρ_y	0.50	0.783	[0.669 , 0.898]	0.808	[0.701 , 0.916]
δ_1	0.05	0.039	[0.025 , 0.053]	0.037	[0.024 , 0.051]
δ_2	0.02	0.013	[0.009 , 0.017]	0.013	[0.009 , 0.017]
δ_3	0.05	0.051	[0.035 , 0.068]	0.051	[0.035 , 0.067]
ρ_π	0.50	0.884	[0.805 , 0.974]	0.881	[0.797 , 0.971]
λ_1	0.05	0.087	[0.047 , 0.127]	0.056	[0.040 , 0.074]
λ_2	0.05	0.000	[-0.002 , 0.002]	0.000	[-0.001 , 0.001]
ψ_p	0.50	0.178	[-0.165 , 0.514]		
δ	0.50	0.260	[-0.111 , 0.584]		
ψ_π	1.00	0.808	[0.496 , 1.132]	0.669	[0.390 , 0.947]
ψ_y	0.50	0.722	[0.517 , 0.934]	0.713	[0.523 , 0.911]
ψ_r	0.80	0.827	[0.662 , 1.000]	0.912	[0.842 , 0.980]
ρ_{IS}	0.50	0.871	[0.819 , 0.923]	0.871	[0.823 , 0.921]
ρ_{AS}	0.50	0.560	[0.467 , 0.647]	0.530	[0.445 , 0.616]
ρ_{RER}	0.50	0.894	[0.857 , 0.932]	0.892	[0.856 , 0.928]
ρ_R	0.50	0.251	[0.069 , 0.433]	0.328	[0.179 , 0.475]
a_1	0.50	0.043	[0.007 , 0.079]	0.043	[0.006 , 0.077]
a_2	0.50	0.756	[0.597 , 0.923]	0.756	[0.598 , 0.924]
a_3	0.50	0.973	[0.956 , 0.990]	0.973	[0.957 , 0.990]
$\sigma_{\epsilon_{IS}}$	0.80	0.689	[0.190 , 1.274]	0.721	[0.183 , 1.314]
$\sigma_{\epsilon_{AS}}$	1.00	0.816	[0.235 , 1.468]	0.844	[0.245 , 1.565]
$\sigma_{\epsilon_{RER}}$	6.00	6.170	[1.502 , 12.470]	6.493	[1.491 , 10.818]
σ_{ϵ_R}	0.80	0.687	[0.186 , 1.296]	0.796	[0.182 , 1.498]
σ_{y^*}	0.20	0.166	[0.046 , 0.307]	0.180	[0.046 , 0.329]
σ_{π^*}	0.80	1.066	[0.161 , 2.311]	0.652	[0.191 , 1.180]
σ_{r^*}	0.6	0.509	[0.137 , 0.974]	0.895	[0.119 , 1.844]

Os valores dos parâmetros δ e ψ_p foram bem mais baixos do que nas economias da Austrália e Canadá com $\delta = 0.260$ e $\psi_p = 0.178$ respectivamente, e também bem mais baixos que os valores centrais escolhidos nas médias das distribuições a priori. Além disso, o intervalo de confiança de ambos os valores contém valores negativos, indicando que os mesmos não são significativamente diferentes de zero, portanto, não muito diferentes dos valores que seriam observados sob o regime de IT. Após quatro trimestres o efeito acumulado do hiato inicial do nível de preços é de somente 0,4% (0.260^4).

Podemos ver que o parâmetro δ para o Canadá é significativamente mais alto do que para os outros dois países. Ele é mais do que o dobro do valor encontrado para o mesmo parâmetro para a economia da Austrália e mais do que o triplo do parâmetro para a Nova-Zelândia, portanto o banco central do Canadá incorpora na sua função de reação boa parte dos desvios passados no nível de inflação. O mesmo pode ser dito para o parâmetro de reação do banco central ao hiato do nível de preço, ψ_p . A economia Canadense foi a que apresentou valor mais alto para esse parâmetro, sendo mais do que três vezes maior do que o da economia da Nova- Zelândia.

Em todos os países pesquisados o valor de suavização da política monetária ψ_r apresentou valores elevados, o que está em linha com a literatura. O parâmetro de reação ao hiato do produto ψ_y foi significativamente positivo em todos os países pesquisados, com seus valores variando de 0.195 no caso do Canadá a 0.793 na economia da Austrália. Os valores para o parâmetro que mede o impacto dos juros reais na economia δ_1 foi positivo em todos os países, e apresentam valores muito próximos, o mesmo também acontece com o parâmetro que mede o impacto do hiato externo na economia doméstica δ_3 , que apresentou pouca variação entre os países pesquisados.

Utilizamos agora o *odds ratio* para comparar os dois modelos pesquisados: *O Partial Price-Level Targeting* (PPLT) e o *Inflation Targeting* (IT). A Tabela 7 resume os principais resultados:

Tabela 7- *Odds ratio*

Log Densidade Marginal			
País	PPLT	IT	Odds Ratio(log10)
Austrália	-815.02	-825.06	4.36
Canadá	-633.35	-659.41	11.32
Nova - Zelândia	-784.61	-791.08	2.81

Utilizando a regra apresentada anteriormente encontramos $\log_{10}(RAB) > 2$, em todos os países, portanto a evidência favorece decisivamente o modelo PPLT. Essa evidência é particularmente forte na economia do Canadá que apresentou *Odds ratio* de 11.32, e mais fraca na economia da Austrália e da Nova- Zelândia. Esses achados estão em linha com a Ruge-Murcia (2009) que encontrou evidência da utilização de *Price-Level Targeting* para a economia Canadense.

6 - Conclusão

Esse trabalho explora a possibilidade da utilização implícita de regime de *price-level targeting* por países que formalmente utilizam o regime de *inflation targeting*. As vantagens teóricas da utilização de regime de *price-level targeting* em detrimento do *inflation targeting* já foram muito exploradas na literatura, porém sua utilização efetiva por bancos centrais ainda é motivo de pesquisa.

Neste trabalho também investigamos a possibilidade de adoção de um regime de *price-level targeting* parcial, assim como pesquisado anteriormente para a economia americana. Encontramos evidência que todos os países pesquisados reagem de forma parcial ao nível de preços, sendo que essa reação se aproxima ao *price-level targeting* estrito na economia do Canadá, onde 88.3% do hiato do período anterior é incorporado ao hiato do período corrente. Esse resultado é consistente com o fato do banco central do Canadá estar conduzindo estudo sobre a adoção do regime de *price-level targeting*.

Para a economia da Austrália, encontramos resultado consistente com o *price-level targeting* parcial, sendo que 41.8% do hiato do período anterior é incorporado ao hiato do período corrente. O mesmo pode ser dito para economia da Nova-Zelândia onde 26.0% do hiato passado é incorporado ao hiato corrente, porém ambos os resultados são muito distantes de um regime de *price-level targeting* estrito.

Sugestões para futuros trabalhos incluem a aplicação desse estudo para economia brasileira, a incorporação de elementos de economia estruturais, e estudos de política monetária ótima para o regime de *price-level targeting* parcial.

Referências

- AMBLER, Steve. Price-Level Targeting and Stabilization Policy: A Review. **Bank of Canada Review**, 2009.
- BUNCIC, Daniel; MELECKY, Martin. An Estimated New Keynesian Policy Model for Australia. **The Economic Record Vol. 84**, NO. 264 , 1-16, 2008.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. A simple Framework for International Monetary Policy Analysis. **Journal of Monetary Economics**, 49 , 879-904, 2002.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy : A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, 37 , 1661-1707, 1999.
- COURNEDE, B.; MOCCERO, D. Is there a case for Price-Level Targeting? **OECD Economics Department Working Papers** No. 721, OECD publishing, 2009.
- GALI, Jordi. Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle. **Princeton University Press**, 2008.
- GIANNONI, Marc. P. Optimal Interest-Rate Rules in a Forward-Looking Model, and Inflation Stabilization versus Price-Level Stabilization. **Federal Reserve Bank of New York** , 1-44, 2000
- GIANNONI, Marc P.; WOODFORD, Michael. Optimal Interest-Rates Rules: I. General Theory. unpublished, **Princeton University** ,2000.
- GIORDANI, Paolo. Evaluating New-Keynesian Models of a Small Open Economy. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 66 , 0305-9049, 2004.
- GORODNICHENKO, Yuriy; SHAPIRO, Matthew D. Monetary policy when potencial output is uncertain: understanding the growth gamble of the 1990s. **Journal of Monetary Economics** 54 , 1132-1162, 2007.
- GRIFFOLI, Tommaso. M. **Dynare User Guide**, 2007.
- KIMURA, T.; KUROZUMI, T. Effectiveness oh history-dependent monetary policy. **Journal Japanese Int. Economies** 18 , 330-361, 2004.
- LINDÉ, J. Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach. **Journal of Monetary Economics**, 52 , 1135-1149, 2005.
- LUBIK, Thomas. A.; SCHORFHEIDE, Frank. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. unpublished, Department of Economics, **Johns Hopkins University** , 2005.

RUGE-MURCIA, Francisco. J. Do Inflation-targeting Central Banks Implicitly Target the Price Level? **Centre interuniversitaire de recherche en économie quantitative** , 2009.

SVENSSON, Lars. E. Price-Level Targeting versus Inflation Targeting: A Free Lunch? **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol. 31 , No.3 , Part 1 , 277-295, 2009.

VESTIN, David. Price-Level versus inflation targeting. **Journal of Monetary Economics** 53 , 1361-1376, 2006.

WOODFORD, Michael. Inflation Targeting and Optimal Monetary Policy. Prepared for the Annual Economic Policy Conference, **Federal Reserve Bank of St. Louis**, (pp. 16-17.), 2003.

WOODFORD, Michael. Interest and Price, Foundations of a Theory of Monetary Policy. **Princeton University Press** , 2003.

FIGURAS

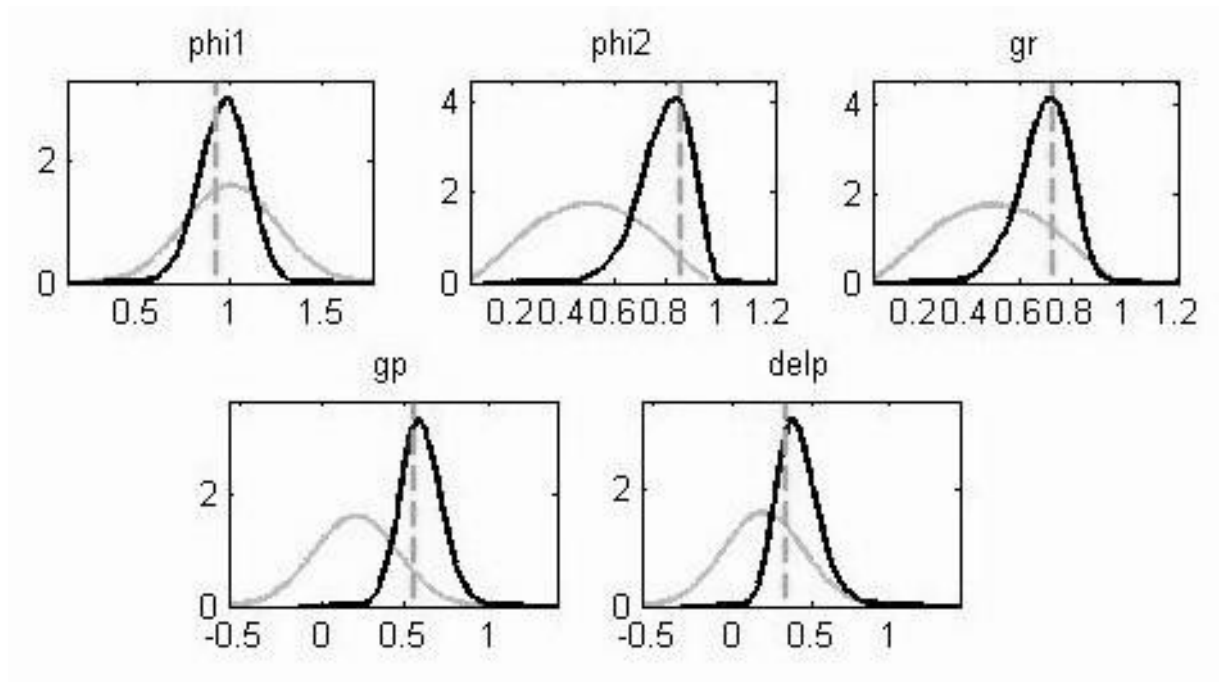


Figura 1- Distribuição a Priori e a Posteriori: Austrália. Em ordem: Ψ_{π} ; Ψ_{γ} ; Ψ_{r} ; Ψ_{p} ; δ .

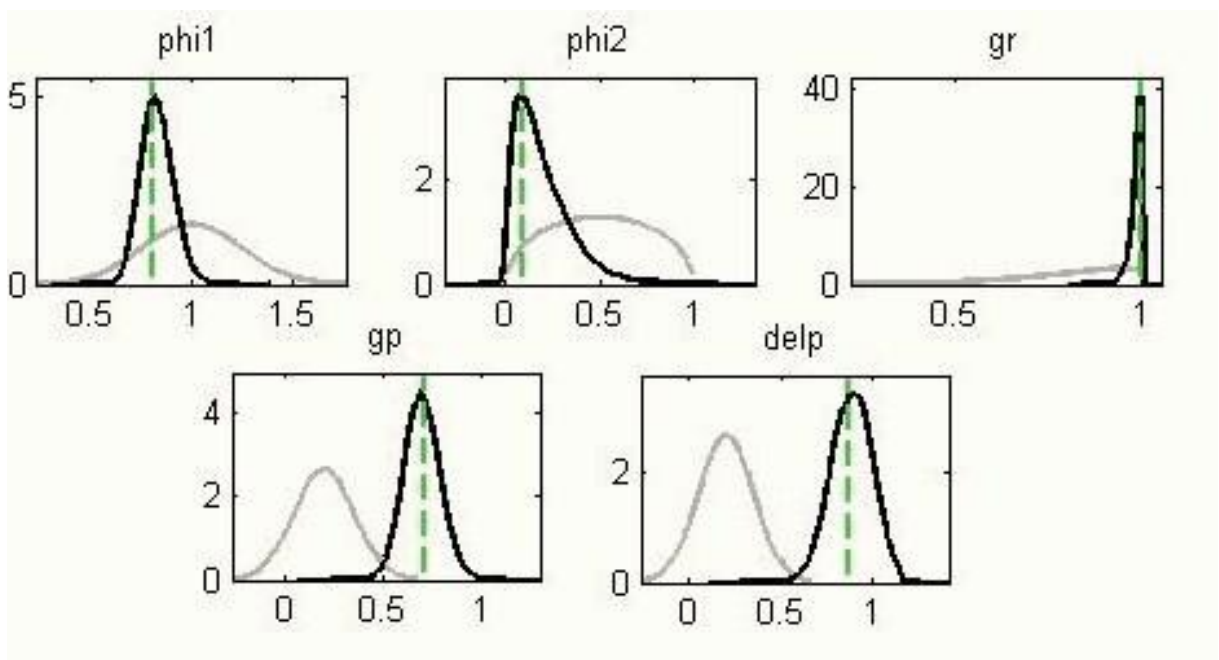


Figura 2- Distribuição a Priori e a Posteriori: Canadá. Em ordem: Ψ_{π} ; Ψ_{γ} ; Ψ_{r} ; Ψ_{p} ; δ .

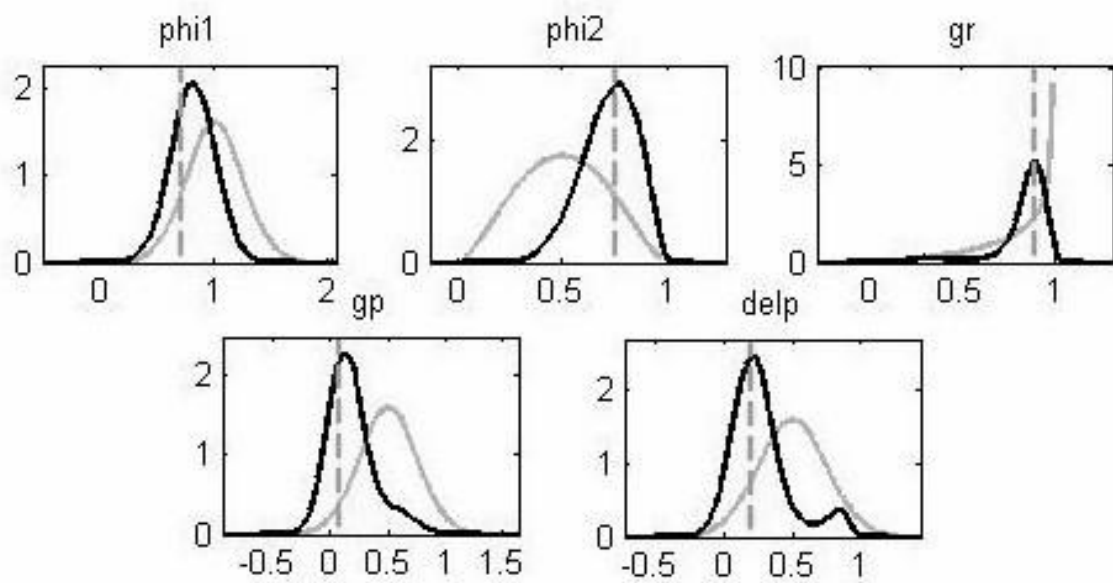


Figura 3- Distribuição a Priori e a Posteriori: Nova-Zelândia. Em ordem: ψ_{π} ; ψ_{γ} ; ψ_r ; ψ_p ; δ .