

Modelos DSGE com rigidez real e nominal: uma aplicação para o Brasil

Thais Waideman Niquito¹

Marcelo Savino Portugal²

Fabício Tourrucô³

André Francisco Nunes de Nunes⁴

Resumo

Na literatura recente, há um crescente interesse no desenvolvimento de modelos econômicos que destacam o papel da rigidez no preço nominal, pautados no comportamento otimizador de agentes racionais em um ambiente dinâmico, estocástico e de equilíbrio geral (DSGE). Entretanto, observa-se que os choques de política monetária geram fraca persistência nas variáveis reais e nominais, o que vai de encontro com as evidências. No presente trabalho foi feita, através de métodos bayesianos, a estimação para o Brasil do modelo DSGE desenvolvido por Dib (2003), que combina rigidez nominal e rigidez real, com objetivo de verificar se a inserção da segunda pode aumentar a primeira e, conseqüentemente, a persistência de choques de política monetária. Os resultados mostraram que a inserção de rigidez real contribui para o aumento da rigidez nominal, em especial quando aquela é inserida na forma de custos de ajustamento de emprego. Ainda, exercícios de simulação mostraram que quando o modelo contém rigidez real, os choques de oferta de moeda, de demanda de moeda e de tecnologia têm impactos mais persistentes sobre algumas variáveis macroeconômicas.

Palavras-chave: Modelos DSGE. Estimação Bayesiana. Rigidez Real. Rigidez Nominal.

1 Introdução

Conforme enfatizado por Dib (2003), nos anos recentes tem surgido um crescente interesse no desenvolvimento de modelos econômicos que destacam o papel da rigidez no preço nominal, pautados no comportamento otimizador de agentes racionais em um ambiente dinâmico, estocástico e de equilíbrio geral (DSGE). Estes modelos apresentam explicitamente a relação entre o comportamento de quantidades agregadas e preços, decisão de maximização de utilidade das famílias e maximização dos lucros das firmas. Entretanto, como ressaltado por Dib (2003), os choques de política monetária geram apenas fraca persistência nas variáveis reais e nominais, o que vai de encontro com a maior parte das evidências, que indicam que os efeitos destes choques duram vários trimestres. O problema de persistência tem suscitado um rápido crescimento de trabalhos voltados a identificar canais de transmissão alternativos.

Neste sentido, conforme destacado por Goodfriend e King (1997), um dos fatores mais freqüentemente discutidos no campo macroeconômico é a diferença entre os modelos de preços flexíveis da nova macroeconomia clássica e da análise dos ciclos reais de negócios (RBC) e os modelos de preços rígidos da economia Novo-Keynesiana. A principal diferença entre estes é que nos primeiros dois tipos considera-se que política monetária não é importante para atividade real, enquanto que nos modelos de preços rígidos a política monetária é vista como central para a evolução da atividade real.

Em seu trabalho, Goodfriend e King (1997) destacam o surgimento de uma nova direção para o pensamento econômico, a qual engloba pontos dos diferentes modelos citados acima. A Nova Síntese Neoclássica envolve a aplicação sistemática de otimização intertemporal e expectativas racionais, observando a crítica de Lucas (1976), e tem aplicação para decisões de preços e produto – tal qual nos modelos keynesianos – e para decisões de consumo, investimento e fatores de oferta – como nos modelos dos ciclos reais dos negócios. Desta forma, o modelo da Nova Síntese Neoclássica permite

¹ Mestra em Economia Aplicada pela UFRGS. Economista da Federação das Indústrias do Estado do RS.

² Professor titular (UFRGS). Pesquisador associado ao CNPq.

³ Professor adjunto (UFRGS).

⁴ Doutorando em Economia Aplicada pela UFRGS. Professor substituto (UFRGS). Economista da Federação das Indústrias do Estado do RS.

que o papel de políticas monetárias alternativas seja analisado em um ambiente com expectativas racionais. Entretanto, conforme destacado por Chari, Kehoe e McGrattan (2000), apesar das vantagens que possui, apresenta dificuldade de gerar movimentos persistentes no produto em resposta a choques monetários.

Um importante trabalho no sentido de investigar a persistência do movimento do produto após choques monetários foi desenvolvido por Chari, Kehoe e McGrattan (2000), no qual destacou-se que a geração de persistência requer que preços não mudem demasiadamente em um longo período de tempo após um choque. Para gerar esta rigidez, os autores consideram um modelo no qual pequenas fricções conduzem a longos períodos de rigidez endógena de preço, adotando, assim, a fixação escalonada de preços⁵. Entretanto, o resultado encontrado foi que esta medida não gera, por si só, ciclos de negócios que respondam satisfatoriamente a choques monetários, não sendo, portanto, solução para questões de longo-prazo.

Em um estudo desenvolvido posteriormente, Kiley (2002) compara dois tipos de modelos com distintas formas de rigidez e analisa suas implicações para a variabilidade de preços relativos em um ambiente com inflação estacionária. A motivação do autor foi averiguar como as diferenças entre os modelos podem afetar a perda de bem estar e se formas distintas de rigidez acarretam em movimentos similares no produto em resposta a choques monetários. Desta forma, em um ambiente dinâmico de equilíbrio geral, foram utilizados os modelos de Taylor (1980), no qual os preços são fixados de forma escalonada, e de Calvo (1983), com ajustamento parcial dos preços. Os resultados encontrados contrariaram a literatura existente até aquele momento, apontando que a economia responde a choques de formas absolutamente diferentes quando são considerados ambos os modelos, sendo o custo social da rigidez consideravelmente maior no modelo de Calvo (1983). Ainda, Kiley (2002) conclui que este modelo implica em maior distorção dos preços relativos e em maior persistência em resposta a choques, devido ao fato de que há uma parcela de firmas que não pode ajustar seus preços por muitos períodos.

Em um trabalho desenvolvido no mesmo ano, Huang e Liu (2002) destacaram que existem dois tipos de fixação escalonada, a de preços e a de salários, e que a consideração de que estas têm impactos semelhantes sobre a persistência – ou seja, ou ambas a geram ou nenhuma das duas é capaz de fazê-lo – pode conduzir a erros. Com o intuito de averiguar esta questão, os autores desenvolveram um estudo no qual trabalham em um ambiente dinâmico e estocástico de equilíbrio geral. O resultado encontrado foi que o mecanismo de fixação escalonada de salários apresenta maior persistência, enquanto que o de fixação escalonada de preços não é capaz de produzir o mesmo efeito.

Para analisar esta insuficiência do mecanismo de fixação escalonada de preços na geração de persistência, Huang e Liu (2002) se propuseram a construir um modelo que englobasse rigidez real, e inseriram este último fator na forma de segmentação do mercado de trabalho. Este exercício ajuda a elucidar o questionamento sobre possíveis interações entre rigidez nominal e real que possam aumentar a persistência em resposta a choques. Os autores encontraram que esta forma de rigidez real não muda o resultado do mecanismo de fixação escalonada de salários na dinâmica agregada, mas melhora a capacidade do mecanismo de fixação escalonada de preços em gerar persistência real como efeitos de choques monetários.

Corroborando com esta visão, Ball e Romer (1990) demonstraram que, em uma estrutura estática, o grau de rigidez nominal surgindo de um dado *custo de menu* aumenta de acordo com o grau de rigidez real, produzindo maiores efeitos reais em resposta a choques monetários. Todavia, é importante destacar que rigidez real não implica rigidez nominal, ou seja, na ausência de rigidez

⁵ No presente trabalho, as expressões “preços fixados de forma escalonada” ou “fixação escalonada de preços” referem-se à expressão utilizada por Taylor (1980) “*staggered price setting*”.

nominal, preços se ajustam completamente em resposta a choques na oferta monetária, independentemente da extensão da rigidez real.

Outro trabalho que segue esta linha, de incorporar rigidez real ao modelo como forma de aumentar a persistência em respostas a choques, foi desenvolvido por Dib e Phaneuf (2001). Tendo como base os trabalhos desenvolvidos por Ireland (1997) e Rotemberg e Woodford (1997), os autores utilizam um modelo com competição monopolística entre firmas, rigidez nominal na forma de custos de ajustamentos de preço e rigidez real dada pelo custo convexo de ajustamento do insumo trabalho. Primeiramente, Dib e Phaneuf (2001) estimaram um modelo com ausência de rigidez real para a economia americana no período pós-guerra, e encontraram um custo de ajustamento de preços pequeno. Além disso, os choques na oferta monetária causam resposta fraca e não persistente no produto, nos salários reais e nas horas trabalhadas. Neste contexto, os autores observam que aumentar a magnitude do custo de ajustamento de preços não ajuda no processo endógeno de geração de persistência, corroborando com os resultados apresentados por Chari, Kehoe e McGrattan (2000).

Após esta constatação, os autores estimam um modelo que possui rigidez real e nominal. Encontram que, para um dado parâmetro de custo de ajustamento de preços, o custo do ajustamento do trabalho atenua a resposta inicial dos salários reais e das horas trabalhadas a choques na demanda ou na oferta agregada, devido a menor mudança inicial observada no insumo trabalho. Entretanto, as firmas continuam a ajustar trabalho nos períodos subsequentes. O tempo utilizado para fazê-lo depende da magnitude do custo de ajustamento do trabalho. Assim, choques monetários podem ter efeitos mais persistentes nos salários reais e nas horas trabalhadas. Ainda, os autores destacam que, neste contexto, os preços e o custo marginal da produção se ajustam mais lentamente a choques monetários, produzindo maior persistência. Desta forma, estes autores concluem que a combinação de rigidez real e nominal aumenta a rigidez nos preços nominais, e portanto, gera uma resposta no produto mais persistente após um choque monetário.

Em um trabalho posterior, Dib (2003) insere à modelagem outra forma de rigidez real. Destaca que além de estar presente no mercado de trabalho, esta pode surgir em bens/capital. Assim, o autor desenvolve um modelo que combina estas duas formas de rigidez real com a rigidez nominal e o estima para a economia canadense. A rigidez nominal é dada na forma de custos de ajustamento de preços e a rigidez real é inserida na forma de custos convexos de ajustar capital e/ou emprego. Dib (2003) afirma que a inserção de rigidez nos mercados de capital e trabalho em um modelo com custo de ajustamento de preços pode induzir a uma resposta gradual de variáveis reais em relação a choques e os custos marginais de produção de firmas com preço fixo podem também se ajustar mais lentamente. Os resultados encontrados para a economia canadense mostraram que os modelos que possuem rigidez real diferem profundamente daqueles com presença apenas de rigidez nominal. No primeiro caso, os efeitos de choque de oferta monetária sobre variáveis reais duram consideravelmente mais.

O papel da rigidez real e nominal na modelagem macroeconômica como forma de aumentar a persistência no produto e na inflação foi analisado para a economia brasileira por Silveira (2008), que estimou modelos nos quais essas duas formas de rigidez são inseridas por meio de mecanismos endógenos de persistência. A decisão deste autor por esses modelos deriva dos trabalhos desenvolvidos por Christiano *et al.*, (2005) e Smets e Wouters (2004), que afirmam que mecanismos de persistência endógena devem ser capazes de melhorar modelos básicos novo-keynesianos, fazendo com que os mesmos possam reproduzir a persistência observada no produto e na inflação.

É possível observar que, ao longo do tempo, foram feitas diversas tentativas de melhorar esta geração de persistência em resposta a choques na política monetária. Os diversos trabalhos desenvolvidos desencadearam na percepção de que uma forma de solucionar este problema é inserindo-se rigidez real aos modelos. Desta forma, no presente trabalho foi feita uma análise do modelo desenvolvido por Dib (2003) e este foi estimado para a economia brasileira. O intuito foi verificar se, no caso brasileiro, a inserção de rigidez real contribui para o aumento da rigidez nominal e se a

presença destas formas de rigidez aumenta os efeitos reais de choques na oferta e na demanda de moeda e de choques tecnológicos sobre o produto, os salários reais, as horas trabalhadas e a taxa de inflação. O trabalho também possui como objetivo verificar a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações no produto, na taxa de inflação e na taxa de crescimento de oferta de moeda.

A escolha do modelo deveu-se, principalmente, à importância de inserir rigidez real e nominal em um modelo estimado para o Brasil. A rigidez nominal é notória, uma vez que o Brasil possui um sistema de preços altamente indexado, fazendo com que a taxa de inflação se altere de forma bastante lenta. Pelo lado da rigidez real, nota-se esta bastante presente no mercado de trabalho, devido ao alto grau de proteção existente, o que diminui consideravelmente sua flexibilidade. A rigorosa legislação trabalhista vigente gera desincentivos à rotatividade, causando menor mobilidade dos empregados.

Um bom indicador deste fato é o Índice de Proteção no Emprego (IPE), calculado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) para 40 países, que consiste na compilação de 21 itens que quantificam custos e procedimentos quanto à contratação e demissão de trabalhadores. Este indicador – que varia entre zero e seis, sendo zero o mais baixo grau de proteção – apontou, em 2008, resultado de 2,75 para o Brasil, colocando-o na 9ª posição entre os países com mercado de trabalho mais protegido. Destaca-se ainda que o Canadá – país para o qual Dib (2003) estimou o modelo aplicado no presente trabalho – ocupa a 38ª posição, com IPE de 0,75. O ranking do IPE pode ser observado na Tabela 1.

Tabela 1 – Índice de Proteção do Emprego

Posição	País	IPE
1ª	Turquia	3,72
2ª	Indonésia	3,68
3ª	Luxemburgo	3,25
4ª	Portugal	3,15
5ª	México	3,13
6ª	França	3,05
7ª	Espanha	2,98
8ª	Índia	2,77
9ª	Brasil	2,75
⋮	⋮	⋮
38ª	Canadá	0,75
39ª	Reino Unido	0,75
40ª	Estados Unidos	0,21

Fonte: Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico, 2008.

É importante destacar que o presente trabalho traz a aplicação inédita da metodologia apresentada por Dib (2003) para a realidade brasileira. O método de estimação utilizado foi a inferência bayesiana. Para tal, fez-se necessário realizar a log-linearização em torno do estado estacionário do modelo de equilíbrio apresentado por Dib (2003), o que foi feito através da aplicação de aproximações de Taylor de primeira ordem nas variáveis.

Este trabalho foi dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. A seção 2 traz uma breve descrição do modelo de Dib (2003) e apresenta as equações de equilíbrio log-linearizadas em torno do estado estacionário. Na seção 3 são analisados os resultados da estimação para os quatro modelos. Por fim, na seção 4 são realizados exercícios de simulação para diferentes combinações de rigidez real e nominal, com o intuito de analisar como a economia reage a choques induzidos, o tempo decorrido até que as variáveis retornem ao estado estacionário e a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações de algumas variáveis pré-determinadas.

2 O modelo DSGE com rigidez real e nominal

A análise macroeconômica através de modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE – *Dynamic Stochastic General Equilibrium*) tem cada vez mais ganho espaço entre pesquisadores. Estes modelos têm sido tomados, recentemente, como base para o processo de decisão de política econômica em diversas instituições ao redor do mundo. Uma das principais vantagens destes é que estes indicam explicitamente os problemas de decisão microeconômicos, que, por sua vez, dão origem à dinâmica macroeconômica. De acordo com Kremer *et al* (2006), esta configuração facilita a conexão dos avanços na teoria macroeconômica com os progressos na microeconomia. Desta forma, restrições de incentivo, problemas de informação imperfeita e interações estratégicas entre os agentes passam a ser incorporados à moderna modelagem de equilíbrio geral, aumentando, consequentemente, a consistência destes modelos.

Como destacado por Kocherlakota (2010), estes modelos foram desenvolvidos como forma de solucionar os problemas destacados na crítica de Lucas, que afirma que quando há mudanças no regime de política monetária as relações de oferta e demanda também devem sofrer mudanças. Assim, possuem cinco características fundamentais: (i) incluem escassez de recursos e restrições orçamentárias, explicitando, desta forma, como os agentes econômicos utilizam os insumos capital e trabalho para gerar bens e a impossibilidade de se aumentar gastos sem aumentar receita; (ii) incluem explicitamente as funções de utilidade das famílias e das firmas; (iii) possuem a característica de “olhar para o futuro”⁶, o que é importante, devido ao fato das expectativas dos agentes quanto ao futuro mudarem seu comportamento no presente; (iv) são explícitos quanto aos choques que afetam a economia; (v) são formalizados matematicamente de forma a projetar o comportamento de toda a economia. Desta forma, quando possuem todas essas características, os modelos são chamados de DSGE, que são *dinâmicos*, devido ao comportamento “*forward looking*” dos agentes, *estocásticos*, uma vez que englobam choques, *gerais*, porque caracterizam o comportamento de toda a economia e de *equilíbrio* por explicitarem as restrições e utilidades das famílias e firmas⁷ (KOCHERLAKOTA, 2010).

O modelo estimado no presente trabalho foi desenvolvido por Dib (2003), e traz a problemática de um DSGE englobando rigidez real e nominal. Neste, é assumido que a economia é composta por uma família representativa, uma firma produtora de bens finais representativa, várias firmas produtoras de bens intermediários – que são idênticas, podendo, portanto, ser representadas por apenas uma – e uma autoridade monetária.

Destaca-se que a rigidez real é inserida através de duas formas distintas: do custo intertemporal existente para que a família representativa possa ajustar capital e dos custos que a firma produtora de bens intermediários paga quando ajusta seu insumo trabalho. Ainda, é sabido que, na ausência de fricções nominais no modelo, a moeda é super-neutra em uma estrutura de competição monopolística. A forma encontrada por Dib (2003) para evitar esta neutralidade foi introduzir ao modelo rigidez nominal, através de custos que a firma produtora de bens intermediários paga ao ajustar seu preço. Os custos de ajustamento são representados pelas seguintes equações:

$$\text{Custo de Ajustamento do Capital: } CAC_t = \frac{\phi_k i_t^2}{2 k_t} \quad (1)$$

onde i_t representa investimento, k_t representa capital e $\phi_k > 0$ é o parâmetro de custo de ajustamento de capital. Com esta configuração, o custo de mudar estoque de capital aumenta de acordo com a velocidade de ajustamento desejada, incentivando as famílias a mudar investimento gradualmente.

$$\text{Custo de Ajustamento de Preços: } CAP_t = \frac{\phi_p}{2} \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} - 1 \right)^2 y_t \quad (2)$$

⁶ Esta característica é conhecida, na literatura internacional, como “*forward looking*”.

⁷ Para maiores esclarecimentos sobre modelos DSGE ver Kremer et al (2006).

onde y_t é o bem final produzido, p_t é o preço do bem final e $\phi_p \geq 0$ é o parâmetro de custo de ajustamento do preços. O termo entre parênteses na equação (2) representa a taxa de variação de preços da economia. Desta forma, quanto maior for ϕ_p , mais lentamente os preços tendem a ser ajustados, na tentativa de evitar que os custos em fazê-lo sejam demasiadamente elevados.

$$\text{Custo de Ajustamento do Emprego: } EAC_t = \frac{\phi_h}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 y_t \quad (3)$$

onde h_t representa a quantidade de horas trabalhadas e $\phi_h \geq 0$ é o parâmetro de custo de ajustamento do emprego. Nota-se que, uma vez que o custo de ajustar emprego em resposta a choques agregados aumenta com a velocidade de ajustamento desejada, a firma tem incentivos para empreender alterações gradualmente e fazer mudanças intertemporais suaves em sua demanda de trabalho.

O equilíbrio simétrico do presente modelo satisfaz: as condições de primeira ordem da família e da firma produtora de bens intermediários; a restrição de recursos agregados; a condição de mercado de moeda transparente; e os processos estocásticos de oferta de moeda, de demanda por moeda e de choques tecnológicos. Assim, é formado por 14 equações e 14 variáveis, como segue⁸:

$$\frac{\tilde{c}_t^{\frac{1}{\gamma}}}{\tilde{c}_t^{\frac{1}{\gamma}} + b_t^{\frac{1}{\gamma}} \tilde{m}_t^{\frac{1}{\gamma}}} = \tilde{\lambda}_t \quad (4)$$

$$\frac{b_t^{\frac{1}{\gamma}} \tilde{m}_t^{\frac{1}{\gamma}}}{\tilde{c}_t^{\frac{1}{\gamma}} + b_t^{\frac{1}{\gamma}} \tilde{m}_t^{\frac{1}{\gamma}}} = \tilde{\lambda}_t - \beta E_t \left(\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{g \pi_{t+1}} \right) \quad (5)$$

$$\frac{\eta}{1-h_t} = \tilde{\lambda}_t \tilde{w}_t \quad (6)$$

$$E_t \left[\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t} \left(r_{t+1} + \frac{\phi_k}{2} \left(\frac{\tilde{i}_{t+1}}{\tilde{k}_{t+1}} \right)^2 + (1-\delta) \left(1 + \phi_k \frac{\tilde{i}_{t+1}}{\tilde{k}_{t+1}} \right) \right) \right] = \frac{g}{\beta} \left(1 + \phi_k \frac{\tilde{i}_t}{\tilde{k}_t} \right) \quad (7)$$

$$g \tilde{k}_{t+1} = (1-\delta) \tilde{k}_t + \tilde{i}_t \quad (8)$$

$$\tilde{y}_t = A_t \tilde{k}_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (9)$$

$$\frac{\alpha \tilde{y}_t}{\tilde{k}_t q_t} = r_t \quad (10)$$

$$\frac{(1-\alpha) \tilde{y}_t}{q_t} = \tilde{w}_t h_t + \phi_h \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right) \frac{h_t \tilde{y}_t}{h_{t-1}} - \beta \phi_h E_t \left[\left(\frac{h_{t+1}}{h_t} - 1 \right) \frac{h_{t+1} \tilde{y}_{t+1} \tilde{\lambda}_{t+1}}{h_t \tilde{\lambda}_t} \right] \quad (11)$$

$$q_t^{-1} = \frac{\theta-1}{\theta} + \frac{\phi_p}{\theta} (\pi_t - 1) \pi_t - \frac{\beta \phi_p}{\theta} E_t \left[(\pi_{t+1} - 1) \frac{\pi_{t+1} \tilde{y}_{t+1} \tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{y}_t \tilde{\lambda}_t} \right] \quad (12)$$

$$\tilde{y}_t = \tilde{c}_t + \tilde{i}_t + \frac{\phi_k}{2} \frac{\tilde{i}_t^2}{\tilde{k}_t} + \frac{\phi_p}{2} (\pi_t - 1)^2 \tilde{y}_t + \frac{\phi_h}{2} \left(\frac{h_t}{h_{t-1}} - 1 \right)^2 \tilde{y}_t \quad (13)$$

⁸ **Variáveis:** c_t = consumo das famílias b_t = choque de demanda por moeda; m_t = estoque real de moeda; λ_t = utilidade marginal da renda real; π_t = taxa bruta de inflação no período t (p_t/p_{t-1}); h_t = horas trabalhadas; w_t = salario real; r_t = taxa real de aluguel do capital; i_t = investimentos; k_t = capital; y_t = produto final; q_t = medida de preço bruto de markup sobre o custo marginal (λ/ξ); A_t = choque tecnológico; m_t = taxa de crescimento do estoque de moeda (M_t/M_{t-1}). **Parâmetros:** γ é a elasticidade constante de substituição entre consumo e moeda real (> 0); β é o fator de desconto da função utilidade da família [$\in (0,1)$]; g é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho (≥ 1); η denota o peso dado ao lazer na função de utilidade da família (> 0); δ é a taxa constante de depreciação do capital [$\in (0,1)$]; α indica parcela de capital na produção [$\in (0,1)$]; θ mede o grau de poder de monopólio do mercado de bens intermediários; ω_A indica se a política monetária é afetada por choques tecnológicos; ω_b indica se a política monetária é afetada por choques de demanda por moeda; ρ_A, ρ_b e ρ_μ são parâmetros autoregressivos.

$$\mu_t = \frac{g\tilde{m}_t\pi_t}{\tilde{m}_{t-1}} \quad (14)$$

$$\log(A_t) = (1 - \rho_A)\log(A) + \rho_A \log(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \quad (15)$$

$$\log(b_t) = (1 - \rho_b)\log(b) + \rho_b \log(b_{t-1}) + \varepsilon_{bt} \quad (16)$$

$$\log(\mu_t) = (1 - \rho_\mu)\log(\mu) + \rho_\mu \log(\mu_{t-1}) + \omega_A \varepsilon_{At} + \omega_b \varepsilon_{bt} + \varepsilon_{\mu t} \quad (17)$$

As equações (4) a (8) trazem as condições de primeira ordem da família representativa. Conforme destacado em Dib (2001), as equações (4) e (6) igualam a taxa marginal de substituição entre consumo e trabalho ao salário real. A equação (5), por sua vez, mostra que a utilidade marginal de equilíbrio monetário é igual a diferença entre a utilidade marginal de consumo presente e a utilidade marginal da expectativa de consumo futuro, ajustada pela taxa de inflação esperada. A equação (7) se refere à alocação ótima intertemporal de riqueza.

As equações (9) a (12) representam as condições de primeira ordem da firma produtora de bens intermediários. A análise destas mostra que as equações (10) e (11) igualam a taxa marginal de substituição da produção de capital e trabalho ao seu preço relativo. Devido ao custo de ajustamento do emprego, o preço do trabalho é formado pelos salários reais pagos as famílias e pelo custo marginal de ajustamento do trabalho entre o período atual e o futuro. Ainda, a equação (12) se refere ao ajustamento, ao longo do tempo, do preço nominal dos bens produzidos pela firma produtora de bens intermediários. Por fim, as equações (13) e (14) representam, respectivamente, a restrição de recursos agregados e a condição de mercado de moeda transparente e as equações (15) a (17) representam os processos estocásticos⁹.

Entretanto, o modelo exposto acima está no formato não linear, de tratamento matemático complexo. Assim, foi necessário calcular a aproximação log-linear deste em torno do estado estacionário, o que foi feito com base no trabalho desenvolvido por Zietz (2006). Este autor afirma que a log-linearização, realizada a partir das aproximações de Taylor de primeira ordem, auxilia a reduzir a complexidade matemática encontrada em sistemas de equações numericamente especificadas que necessitam ser resolvidas simultaneamente. Para tal, o método consiste em converter equações não-lineares em equações lineares em termos de “log-desvios” dos valores de estado estacionário das variáveis associadas. Definindo-se o log-desvio de uma variável x de seu estado estacionário como $\bar{x}_t = \log(x_t/x)$, a aproximação log-linearizada em torno do estado estacionário para as equações (4) a (17) é dada, respectivamente, por:

$$-\left((1 - \psi)c^{-(1-\psi)} + \psi\lambda c^\psi\right)\bar{c}_t = \left(\lambda(c^\psi + b^{(1-\psi)}m^\psi)\right)\bar{\lambda}_t + \left((1 - \psi)\lambda b^{(1-\psi)}m^\psi\right)\bar{b}_t + \left(\psi\lambda b^{(1-\psi)}m^\psi\right)\bar{m}_t \quad (18)$$

$$\left(\psi b^{(1-\psi)}m^{-(\psi-1)}\right)\left(\frac{\beta\lambda m}{g\pi} - \lambda m\right)\bar{m}_t + \left((1 - \psi)b^{(1-\psi)}m^{-(1-\psi)}\right)\bar{m}_t + \left((1 - \psi)b^{(1-\psi)}m^{-(1-\psi)}\right)\left(1 - \lambda m + \frac{\beta\lambda m}{g\pi}\right)\bar{b}_t + \left(\psi\lambda c^\psi\right)\left(\frac{\beta}{g\pi} - 1\right)\bar{c}_t - \lambda c^\psi + b^{(1-\psi)}m^\psi = -E_t\lambda t + 1 - \pi t + 1\beta\lambda c\psi g\pi + \psi c t + \beta\lambda b^{1-\psi}m^\psi g\pi + \psi m t + 1 - \psi b t \quad (19)$$

$$\left(\frac{h}{h-1}\right)\bar{h}_t = \bar{\lambda}_t + \bar{w}_t \quad (20)$$

$$E_t \left[r\bar{r}_{t+1} - \frac{i\phi_k}{k} \left(\frac{i}{k} + (1 - \delta) \right) \bar{k}_{t+1} + \frac{i\phi_k}{k} \left(\frac{i}{k} + (1 - \delta) \right) \bar{l}_{t+1} + (r + (1 - \delta))\bar{\lambda}_{t+1} + \frac{i\phi_k}{k} \left(\frac{i}{2k} + 1 - \delta \right) \bar{k}_{t+1} - r + 1 - \delta \right] = g i \phi k \beta k i t - k t \quad (21)$$

⁹ Para apresentação e derivação completa do modelo, ver Dib (2001) e Dib (2003).

$$\bar{k}_{t+1} = \left(\frac{1-\delta}{g}\right)\bar{k}_t + \left(\frac{g-1+\delta}{g}\right)\bar{i}_t \quad (22)$$

$$\bar{y}_t = \bar{A}_t + \alpha\bar{k}_t + (1-\alpha)\bar{h}_t \quad (23)$$

$$\bar{r}_t = \bar{y}_t - \bar{k}_t - \bar{q}_t \quad (24)$$

$$\left(\frac{(1-\alpha)y}{q}\right)\bar{q}_t - \left(\frac{(1-\alpha)y}{q}\right)\bar{y}_t + (wh + y\phi_h)\bar{h}_t + wh\bar{w}_t - y\phi_h\bar{h}_{t-1} = \beta y\phi_h E_t[\bar{h}_{t+1} - \bar{h}_t] \quad (25)$$

$$-\frac{1}{q}\bar{q}_t = \frac{\pi\phi_p}{\theta}(2\pi - 1)\bar{\pi}_t - \frac{\beta\phi_p(\pi^2 - \pi)}{\theta} E_t[2\bar{\pi}_{t+1} + \bar{y}_{t+1} + \bar{\lambda}_{t+1} - \bar{y}_t - \bar{\lambda}_t] \quad (26)$$

$$\bar{y}_t = \frac{c}{y}\bar{c}_t + \left(\frac{i}{y}\left(1 + \frac{i\phi_k}{k}\right)\right)\bar{i}_t + (\phi_p\pi(\pi - 1))\bar{\pi}_t + \left(\frac{\phi_p(\pi-1)^2}{2}\right)\bar{y}_t - \left(\frac{i^2\phi_k}{2ky}\right)\bar{k}_t \quad (27)$$

$$\bar{m}_{t-1} = \bar{m}_t + \bar{\pi}_t - \bar{\mu}_t \quad (28)$$

$$\bar{A}_t = \rho_A\bar{A}_{t-1} + \varepsilon_{At} \quad (29)$$

$$\bar{b}_t = \rho_b\bar{b}_{t-1} + \varepsilon_{bt} \quad (30)$$

$$\bar{\mu}_t = \rho_\mu\bar{\mu}_{t-1} + \omega_A\varepsilon_{At} + \omega_b\varepsilon_{bt} + \varepsilon_{\mu t} \quad (31)$$

em que $\left(\frac{\gamma-1}{\gamma}\right) = \psi$.

No presente trabalho foram estimadas quatro versões deste modelo, com diferentes combinações de rigidez nos preços, no capital e no emprego. O primeiro modelo estimado foi um Padrão de Preços Rígidos (PPR), no qual considera-se que há custo de ajustamento de preços ($\phi_p \neq 0$) e não há custos de ajustamento de capital e emprego ($\phi_k = \phi_h = 0$). Este modelo foi estimado por Ireland (1997) para a economia americana e por Dib (2003) para a economia canadense. O segundo modelo estimado foi um com rigidez nos preços e no capital (PCR), para o qual considera-se que há custo de ajustamento de preços ($\phi_p \neq 0$), há custos de ajustamento de capital ($\phi_k \neq 0$), e não há custo de ajustamento de emprego ($\phi_h = 0$). Posteriormente, foi estimado um modelo com rigidez nos preços e no emprego (PER), em que considera-se que há custo de ajustamento de preços ($\phi_p \neq 0$), há custos de ajustamento de emprego ($\phi_h \neq 0$), e não há custo de ajustamento de capital ($\phi_k = 0$). Por fim, estimou-se um modelo com custo de ajustamento de preços, de capital e de emprego (PCER), de modo que os parâmetros ϕ_p , ϕ_k e ϕ_h são diferentes de zero. Os três últimos modelos foram estimados por Dib (2003) para a economia canadense. O método de estimação utilizado foi a inferência bayesiana¹⁰.

3 Resultados de estimação

A estimação do modelo foi feita a partir da observação das séries de produto, nível de preços e estoque de moeda, utilizando-se dados da economia brasileira. A amostra foi retirada do período que compreende desde o primeiro trimestre de 2000 até o primeiro trimestre de 2010, para o qual a economia brasileira apresentou comportamento mais estável. Ainda, tendo como base o desempenho de algumas variáveis macroeconômicas e trabalhos acadêmicos previamente desenvolvidos, foi possível calibrar alguns dos parâmetros presentes no modelo a ser analisado. Ambos os procedimentos estão detalhados nas subseções que seguem.

3.1 Procedimento de calibragem

Primeiramente, assume-se que a taxa de juros real de longo-prazo para o Brasil seja de aproximadamente 1,9% ao trimestre, o que corresponde a cerca de 8% ao ano. Uma vez que a teoria

¹⁰ Para maiores esclarecimentos acerca do tema “inferência bayesiana”, ver Lancaster (2004) e Kim e Nelson (1960).

econômica afirma que a taxa de desconto intertemporal das famílias no estado estacionário é dada por $\beta = 1/(1 + r)$, foi assumido o valor de 0,98 para esta. Destaca-se ainda que esse resultado é próximo daquele utilizado por Santos e Leon (2010) para a economia brasileira.

A velocidade de consumo da moeda no estado estacionário foi baseada na velocidade de consumo médio de M3 no Brasil, no período de 2000/I a 2010/I. Desta forma, o parâmetro b – que determina o consumo de moeda no estado estacionário – foi fixado em 0,58. Destaca-se que foi utilizado M3 como base – em detrimento de M2 – devido ao alto grau de indexação existente no País. O parâmetro α , que representa a parcela de capital fixo na produção, foi aqui calibrado em 0,17, tendo como base a proporção média de capital fixo no PIB brasileiro para o período que compreende a estimação. Tomando como base o trabalho de Bond *et al* (2007), o parâmetro δ foi fixado em 0,05, ou seja, a taxa de depreciação do capital foi considerada como sendo de 5% ao ano.

O método de estimação bayesiana, utilizado no presente trabalho, requer que sejam declaradas as crenças *a priori* dos parâmetros a serem estimados. Como será explicitado na próxima subseção, foram utilizadas como informações iniciais distribuições *a priori* difusas, em que são selecionados apenas os intervalos de variação dos parâmetros, e uma importante restrição é que o valor indicado no palpite inicial para o parâmetro esteja dentro deste intervalo. Um dos pressupostos do modelo aqui estimado é que o parâmetro g , que representa a taxa de crescimento da economia, seja maior ou igual a 1. Portanto, para este parâmetro, o domínio da distribuição uniforme utilizada *a priori* seria: $[1, \infty)$ e o valor do palpite inicial para o mesmo poderia ser qualquer número maior que 1. Entretanto, após diversas tentativas, percebeu-se que somente poderia ser usado como palpite inicial para o parâmetro g o valor 1, uma vez que valores diferentes deste comprometeriam a estabilidade do modelo, impossibilitando a estimação. Portanto, o domínio da distribuição *a priori* de g foi redefinido para ser entre $(0, \infty)$, na tentativa de observar se o valor médio apontado para este parâmetro na distribuição *a posteriori* seria maior ou igual 1, não violando o pressuposto do modelo para este parâmetro. Contudo, quando adotou-se este procedimento, o mesmo convergiu para valores entre 0 e 1, o que fere um dos pressupostos do modelo. Portanto, optou-se pela fixação deste em 1.

Por fim, seguindo o trabalho de Dib (2003), o parâmetro θ , que mede o grau de poder de monopólio no mercado de bens intermediários, foi fixado em 6. Desta forma, o resultado para o preço de *markup*, $\theta/(\theta - 1)$, é correspondente ao valor encontrado em Rotemberg e Woodford (1995) – de 1,2. Os valores calibrados para os parâmetros do modelo podem ser observados na Tabela 2.

Tabela 2 – Valores calibrados para os parâmetros do modelo original

Parâmetros	β	b	α	δ	g	θ
Valores	0,98	0,58	0,17	0,05	1,00	6,00

Fonte: Elaboração dos autores.

É importante mencionar que no processo de log-linearização em torno do estado estacionário foram acrescentados parâmetros no modelo além daqueles já existentes na sua versão não-linear. Esses parâmetros consistem no valor em estado estacionário de algumas das variáveis e foram calculados de acordo com os palpites iniciais para os valores dos demais parâmetros, através das razões de estado estacionário, obtidas a partir das equações (4) a (17). Os valores calibrados para os parâmetros adicionais do modelo podem ser observados na Tabela 3.

Tabela 3 – Valores calibrados para os parâmetros adicionais do modelo log-linearizado

Parâmetros	h	λ	c	m	y	q	w	π	i	k	r
Valores Calibrados	0,2019	4,7400	0,2083	0,1332	0,2314	1,2000	0,7930	1,0000	0,0226	0,4511	0,0727

Fonte: Elaboração dos autores.

3.2 Procedimento de estimação

Conforme mencionado anteriormente, a estimação do modelo foi feita a partir da observação amostral de três séries trimestrais da economia brasileira, colocadas em termos log-linearizados: produto, nível de preços e estoque de moeda. A série do produto foi obtida por meio do PIB real *per capita*. Este foi mensurado a partir da série do PIB nominal, deflacionado pelo deflator implícito do PIB e dividido pela população. Para o nível de preços da economia, foi utilizado o deflator implícito do PIB. Cabe destacar aqui que, uma vez que este não é divulgado em termos trimestrais, foi necessário realizar um cálculo aproximado. Esse procedimento foi feito tendo como base a série encadeada do PIB trimestral e a série do PIB trimestral em valores correntes. Dado que a primeira oferece a variação real para o produto e a segunda oferece sua variação nominal, pressupõe-se que a diferença destas resulte na variação do deflator implícito do PIB, a partir da qual é possível construir uma série de número índice para esta variável. Por fim, a série de estoque de moeda foi formada pelo M2 real *per capita*, calculado através da série do M2 nominal deflacionado pelo deflator implícito do PIB e colocado em termos *per capita* por meio de sua divisão pela população residente.

A amostra vai desde o primeiro trimestre de 2000 até o primeiro trimestre de 2010, contendo 41 observações. As séries utilizadas são disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Destaca-se que para a obtenção da população trimestral, a série anual disponibilizada pelo IBGE foi interpolada.

Ainda, as séries foram dessazonalizadas pelas médias e, para suavização destas, foi utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP), com parâmetro de suavização configurado em 1.600. A estimação do modelo foi realizada através da elaboração de programa no pacote Dynare para o Matlab, devido ao fato deste reduzir o custo computacional de implementação, uma vez que possui algumas rotinas previamente programadas.

3.2.1 Definição das distribuições *a priori*

Na inferência bayesiana, o primeiro passo do procedimento de estimação consiste em escolher as distribuições *a priori* para os parâmetros do modelo, consideradas independentes entre si. É importante destacar que restrições aos parâmetros, como não-negatividade, domínio, entre outras, afetam a escolha dessas distribuições.

Dado que o conjunto informacional para determinar algumas características dos parâmetros é restrito, é comum o uso de distribuições *a priori* difusas. Desta forma, foram escolhidas distribuições uniformes, nas quais determina-se apenas o intervalo de variação do parâmetro a ser estimado, sendo que todos os valores que compõem este intervalo têm a mesma probabilidade de ocorrer e os valores fora deste intervalo têm probabilidade zero.

O parâmetro γ , que representa a elasticidade constante de substituição entre consumo e moeda real, deve ser positivo ($\gamma > 0$). Como consequência, o parâmetro ψ , definido como $\psi = ((\gamma - 1)/\gamma)$, tem como domínio todo o conjunto de número reais. Nos quatro modelos aqui estimados, foi utilizada para este a distribuição uniforme entre -1 e 1. Destaca-se que a escolha do intervalo deveu-se à proximidade de valor médio zero para este parâmetro, apontado durante o processo de estimação. Ainda, intervalos diferentes tiveram como consequência a instabilidade dos demais parâmetros.

Uma vez que, nos quatro modelos, é necessário que se garanta estacionariedade para as equações que representam os processos exógenos, foram definidas para os parâmetros auto-regressivos, ρ_A , ρ_b e ρ_μ , distribuições uniformes entre 0 e 1 (sendo que 1 é excluído do domínio). Os parâmetros ω_A e ω_b indicam se a política monetária é puramente exógena (quando são iguais à zero) ou se esta sofre impactos de choques tecnológicos e de demanda por moeda (quando são diferentes de zero), respectivamente. A princípio, seu domínio engloba todo o conjunto de números reais. A Tabela 4 mostra o intervalo escolhido para estes parâmetros em cada um dos modelos. Destaca-se que estes

intervalos diferem entre si devido aos caminhos indicados nas diversas tentativas de ajustamento realizadas no processo de estimação.

Para os desvios-padrões dos choques, foram definidas distribuições Gamma Inversa com variância infinita. Uma vez que estas variáveis assumem valor zero em estado estacionário, distribuições Gamma Inversa são amplamente utilizadas em modelos DSGE, devido ao fato de abrangerem todo o conjunto de números reais positivos, dando, entretanto, peso maior para valores próximos a zero. O valor médio escolhido para estes parâmetros nos quatro modelos estimados estão apresentados na Tabela 4, podendo diferir entre si devido a questões de ajustamento, como elucidado acima.

Por definição, o parâmetro ϕ_p , de custo de ajustamento de preços, presente em todos os modelos estimados, pode ser maior ou igual à zero. No modelo PPR, foi empregado para sua estimação uma distribuição uniforme entre 0 e 10. Uma vez que se espera que o valor do custo de ajustamento de preços aumente quando o custo de ajustamento de capital é inserido no modelo, utilizou-se no modelo PCR uma distribuição uniforme entre 0 e 50 para este parâmetro. O mesmo é esperado quando o modelo PER, que contém, além de custo de ajustamento de preços, custo de ajustamento de emprego. Assim, neste, utilizou-se para ϕ_p uma distribuição uniforme entre 20 e 70. Por fim, no modelo PCER, que contém as três formas de custo de ajustamento, utilizou-se para ϕ_p uma distribuição uniforme entre 10 e 40.

O parâmetro de custo de ajustamento de capital, ϕ_k , está presente em dois dos quatro modelos estimados: PCR e PCER. No primeiro, foi assumido que a distribuição uniforme definida *a priori* está contida no intervalo entre 0 e 10. No segundo, esta foi fixada no intervalo de 0 a 5. Para o parâmetro de custo de ajustamento de emprego, ϕ_h , presente nos modelos PER e PCER, foram fixadas distribuições *a priori* entre 0 e 10 e entre 0 e 20, respectivamente. O resumo de todas as distribuições *a priori* pode ser observado na Tabela 4.

Tabela 4 – Distribuições *a priori* dos parâmetros

	Modelo PPR			Modelo PCR			Modelo PER			Modelo PCER		
	Domínio	Média	Variância	Domínio	Média	Variância	Domínio	Média	Variância	Domínio	Média	Variância
ψ^*	[-1,1]	0,0000	0,5774	[-1,1]	0,0000	0,5774	[-1,1]	0,0000	0,5774	[-1,1]	0,0000	0,5774
ϕ_p^*	(0,10]	5,0000	2,8868	(0, 50]	25,0000	14,4338	[20,70]	45,0000	14,4338	(10,40]	25,0000	8,6603
ϕ_k^*	---	---	---	(0, 10]	5,0000	2,8868	---	---	---	(0,5]	2,5000	1,4434
ϕ_h^*	---	---	---	---	---	---	(0,10]	5,0000	2,8868	(0,20]	10,0000	5,7735
ω_A^*	[-7,7]	0,0000	4,0415	[0,3]	1,5000	0,8660	[-3,3]	0,0000	1,7321	[-1,1]	0,0000	0,5774
ω_B^*	[-5,5]	0,0000	2,8868	[-5,5]	0,0000	2,8868	[-1,1]	0,0000	0,5774	[-1,1]	0,0000	0,5774
ρ_A^*	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887
ρ_B^*	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887
ρ_μ^*	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887	[0,1)	0,5000	0,2887
σ_A^{**}	\mathfrak{R}^+	0,0200	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,0500	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,0200	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,2000	Infinita
σ_B^{**}	\mathfrak{R}^+	0,0200	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,0500	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,0200	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,5000	Infinita
σ_μ^{**}	\mathfrak{R}^+	0,0200	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,0500	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,0200	Infinita	\mathfrak{R}^+	0,0200	Infinita

Distribuição *a priori*: * Uniforme; ** Gamma Inversa.

Fonte: Elaboração dos autores.

3.2.2 Distribuições *a posteriori*

Uma vez tendo definidas as distribuições *a priori*, o passo seguinte é utilizar os dados para alterar as crenças iniciais. Para tal, foi empregado o algoritmo de Metropolis-Hastings. Os resultados¹¹

¹¹ A Tabela 5 apresenta as médias das distribuições *a posteriori*, bem como o intervalo de credibilidade de 90% para os parâmetros estimados. Os anexos A1 a A4 trazem as distribuições *a priori* (cinza), *a posteriori* (preto) e a moda das distribuições *a posteriori* (linha verde tracejada).

estão apresentados na Tabela 5 e nos anexos A1 a A4. Nos modelos PPR e PCR, o resultado encontrado para ψ indica que o parâmetro γ tem média de 1,01. Desta forma observa-se que a elasticidade-juro da demanda por moeda, $-\gamma$, é igual a -1,01. Os valores obtidos para ψ nos modelos PER e PCER mudam marginalmente, não causando, portanto, variações significativas em γ . Estes resultados são consideravelmente superiores aqueles encontrados no trabalho desenvolvido por Dib (2003) para o Canadá, indicando que, no Brasil, para que a base monetária seja alterada, são necessárias mudanças menos expressivas na taxa de juros.

No modelo PPR, os resultados para os parâmetros ω_A e ω_b indicam que a política monetária do Brasil é afetada negativamente tanto por choques tecnológicos ($\omega_A = -2,6417$) quanto por choques na demanda por moeda ($\omega_b = -0,8092$). Assim, é possível ver que, neste modelo, a resposta a choques tecnológicos é contra-cíclica e que a resposta a choques de demanda por moeda é pró-cíclica. Entretanto, quando se adicionou ao modelo custo de ajustamento de capital, os valores estimados para os parâmetros ω_A e ω_b mudaram significativamente em comparação aos encontrados no modelo PPR, indicando que quando há rigidez nos preços e no capital a política monetária do Brasil é afetada positivamente tanto por choques tecnológicos ($\omega_A = 1,0532$) quanto por choques na demanda por moeda ($\omega_b = 0,2573$). Desta forma, ao contrário do observado para o modelo PPR, no modelo PCR a autoridade monetária responde a choques tecnológicos de forma pró-cíclica e a choques de demanda por moeda de forma contra-cíclica. Vale destacar-se que os valores indicados no intervalo de confiança de 90% do modelo PCR mostraram que o choque tecnológico pode ter impacto nulo sobre a oferta de moeda e que a possibilidade de que choques de demanda por moeda tenham impactos negativos na oferta de moeda não está descartada. Como pode ser observado na Tabela 5, embora os valores encontrados para estes parâmetros nos modelos PER e PCER mudem em relação àqueles observados no modelo PCR, não alteram a direção das respostas aos choques.

Nos quatro modelos estimados, as médias obtidas na estimação para os parâmetros auto-regressivos indicam que os choques tecnológicos, de demanda por moeda e de oferta de moeda não tendem a ser muito persistentes. Ainda, os parâmetros de desvio-padrão dos choques tecnológicos (σ_A), de demanda por moeda (σ_b) e de oferta de moeda (σ_μ) apresentaram valores médios baixos, indicando que estes choques não apresentam alta volatilidade.

No modelo PPR, o parâmetro ϕ_p , de custo de ajustamento de preços, apresentou média de 1,972. De acordo com a equação (2) e supondo que a taxa de inflação para o Brasil seja igual à meta, de 4,5%, um custo de ajustamento de preços de 1,972 implica que uma mudança de 1% nos preços nominais envolve o pagamento de um custo muito baixo, de cerca de 0,012% do PIB real por trimestre. Conforme esperado, uma vez inserido o custo de ajustamento de capital no modelo, o custo de ajustamento de preços apresentou maior valor médio. Desta forma, no modelo PCR, o parâmetro ϕ_p teve média de 3,7785. Com esta mudança, notas-se que a variação de 1% nos preços nominais aumenta o custo para cerca de 0,023% do PIB real por trimestre. Através dos resultados encontrados para o modelo PER, é possível ver que o impacto sobre o custo de ajustamento de preços da inserção de custo de ajustamento de emprego é maior em comparação a inserção de custo de ajustamento de capital.

No modelo PER, ϕ_p apresentou média consideravelmente superior as observadas para os dois modelos anteriores, de 29,8379. Assim, no Brasil, a presença de custos de ajustamento no emprego aumenta consideravelmente o custo de ajustamento de preços. Ainda, este resultado indica que uma mudança de 1% nos preços nominais envolve o pagamento de um custo de cerca de 0,18% do PIB real por trimestre. Por fim, quando é considerada a presença dos três custos de ajustamento, no modelo PCER, nota-se que ϕ_p apresenta média de 15,5093, valor menor do que aquele encontrado no modelo PER. Destaca-se que, embora a magnitude dos parâmetros seja diferente, essa tendência também é encontrada no trabalho de Dib (2003) e que este custo de ajustamento de preços implica que uma

mudança de 1% nos preços nominais envolve o pagamento de um custo de cerca de 0,095% do PIB real por trimestre.

No modelo PCR, o parâmetro de custos de ajustamento de capital, ϕ_k , apresentou valor médio de 1,4592. De acordo com a equação (1) e com os valores de estado estacionário das variáveis k e i , apresentados na Tabela 3, estima-se que o valor médio encontrado para ϕ_k produz um custo médio de ajustar capital em torno de 0,08% do PIB trimestral. Este parâmetro apresenta média superior no modelo PCER, de 2,3935, implicando em um custo médio de ajustamento de capital de cerca de 0,14% do PIB trimestral. Desta forma, é possível concluir que a inserção de rigidez real na forma de custo de ajustamento de emprego em um modelo que contém rigidez nominal e rigidez real na forma de custo de ajustamento de capital aumenta a magnitude deste último.

Tabela 5 – Parâmetros estimados

	Modelo PPR		Modelo PCR		Modelo PER		Modelo PCER	
	Média	IC 90%	Média	IC 90%	Média	IC 90%	Média	IC 90%
ψ	0,0072	[0,0014; 0,0164]	0,0072	[0,0000; 0,0153]	0,0042	[0,0000; 0,0107]	0,0003	[0,0000; 0,0013]
ϕ_p	1,9720	[1,3058; 2,6162]	3,7785	[2,0726; 5,4454]	29,8379	[20,6664; 37,8774]	15,5093	[10,0035; 21,6254]
ϕ_k	---	---	1,4592	[1,0633; 1,8419]	---	---	2,3935	[1,0385; 3,6398]
ϕ_h	---	---	---	---	8,4610	[6,7682; 10,0000]	5,5384	[0,2737; 12,8437]
ω_A	-2,6417	[-4,6383; -0,6967]	1,0532	[0,0007; 1,8839]	1,4127	[0,5615; 2,3025]	0,5638	[0,1456; 0,9989]
ω_b	-0,8092	[-1,3480; -0,2926]	0,2573	[-0,2125; 0,7499]	0,5406	[0,2272; 0,9091]	0,1190	[0,0319; 0,1952]
ρ_A	0,0198	[0,0000; 0,0449]	0,5603	[0,3324; 0,7922]	0,2958	[0,0879; 0,5037]	0,3315	[0,0524; 0,5797]
ρ_b	0,3259	[0,0081; 0,5590]	0,0000	[0,0000; 0,0001]	0,4345	[0,1649; 0,1649]	0,0003	[0,0000; 0,0005]
ρ_μ	0,1842	[0,0000; 0,3451]	0,1111	[0,0000; 0,2292]	0,1254	[0,0001; 0,2537]	0,0883	[0,0000; 0,2100]
σ_A	0,0057	[0,0039; 0,0075]	0,0108	[0,0083; 0,0132]	0,0122	[0,0099; 0,0145]	0,0285	[0,0237; 0,0327]
σ_b	0,0174	[0,0128; 0,0217]	0,0321	[0,0158; 0,0483]	0,0333	[0,0188; 0,0471]	0,1487	[0,0957; 0,1936]
σ_μ	0,0325	[0,0262; 0,0390]	0,0349	[0,0275; 0,0422]	0,0331	[0,0267; 0,0392]	0,0307	[0,0247; 0,0363]

Fonte: Elaboração dos autores.

Por fim, o parâmetro de custos de ajustamento de emprego, ϕ_h , apresentou, no modelo PER, valor médio de 8,461. De acordo com a equação (3) e tendo-se em conta que a taxa média de variação trimestral das horas trabalhadas no Brasil é de 1,4%, observa-se que uma mudança de 1% na quantidade de horas trabalhadas gera um custo de aproximadamente 0,09% do PIB trimestral¹². No trabalho estimado por Dib (2003) para o Canadá, o impacto da inserção de rigidez real na forma de custo de ajustamento de emprego sobre o custo de ajustamento de preços é maior. Naquele País, o modelo PPR apresenta ϕ_p de 2,8, passando a ser de 44,07 no modelo PER, enquanto que, no Brasil este passa de 1,972 para 29,8379, conforme mencionado anteriormente. Entretanto, neste segundo modelo, o resultado encontrado pelo autor para a economia canadense para ϕ_h é de apenas 1,85. Desta forma, observa-se que embora a estimação deste modelo para a economia brasileira aponte para um menor impacto desta forma de rigidez real sobre a rigidez nominal em comparação a economia canadense, o custo de ajustamento de emprego é significativamente maior no Brasil. Este resultado vai ao encontro das evidências apresentadas na introdução do presente trabalho, onde foi mostrado que, de acordo com o Índice de Proteção do Emprego calculado pela OCDE o Brasil apresenta rigidez no mercado de trabalho consideravelmente superior aquela encontrada para o Canadá. Os resultados do modelo PCER apresentam valor médio para ϕ_h menor, de 5,5384. Isto representa um custo médio de ajustar emprego em torno de 0,06% do PIB trimestral.

¹² A taxa de variação trimestral média de horas trabalhadas para o Brasil foi obtida através dos dados disponibilizados pelo Ministério do Trabalho e do Emprego para o mercado de trabalho formal brasileiro entre os anos de 2000 e 2009. A Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) traz a quantidade de horas trabalhadas em média pelo conjunto total de trabalhadores formais do País. A partir deste dado, foi calculada a taxa de variação anual desta variável. Uma vez que se obtenha a variação anual, pode-se obter a trimestral, considerando que as horas trabalhadas cresçam de forma igual ao longo dos quatro trimestres do ano.

A estimação do modelo mostrou que há rigidez nominal no Brasil. Além disso, a inserção de rigidez real na forma de custos de ajustamento de capital e/ou emprego tem como consequência o aumento de rigidez nominal. Entretanto, este movimento ocorre com mais intensidade quando a rigidez real é inserida na forma de custo de ajustamento de emprego. Ainda, os resultados sugerem que, no Brasil, a rigidez no emprego é consideravelmente maior do que aquela existente no capital.

4 Evidências de simulação

O presente capítulo satisfaz o segundo objetivo deste trabalho, qual seja: analisar a acomodação de choques induzidos na economia e verificar a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações de algumas variáveis pré-determinadas. Para tal, são apresentadas evidências a partir da simulação do modelo não-linear, representado na seção 2 através do conjunto de equações (4)-(17).

Em um exercício de simulação é necessário, primeiramente, calibrar os parâmetros do modelo. Visto que o intuito é analisar o impacto das diferentes combinações de rigidez sobre a persistência dos choques e sobre a contribuição de cada um dos choques na variância dos erros de previsão, a calibragem dos parâmetros dos modelos foi baseada nos resultados obtidos da estimação do modelo PCER, sendo modificados apenas aqueles referentes aos custos de ajustamento de preços, capital e emprego. Este procedimento foi adotado por medida de simplicidade.

Em seu trabalho desenvolvido para a economia canadense, Dib (2003), ao estimar os quatro modelos com diferentes combinações de rigidez real e nominal, encontra para os parâmetros ϕ_p , ϕ_k e ϕ_h valores que se diferenciam entre os modelos. Entretanto, para os demais parâmetros, os valores encontrados para os quatro modelos são muito semelhantes. Como visto no capítulo anterior do presente trabalho, os valores aqui encontrados para os parâmetros ρ_A , ρ_b , ρ_μ , ω_A e ω_b diferem entre os quatro modelos estimados. Portanto, conforme mencionado anteriormente, uma vez que o objetivo deste capítulo é analisar as implicações que a ausência ou a presença de determinadas formas de rigidez real e/ou nominal pode ter sobre algumas variáveis do modelo, optou-se pela fixação de todos os parâmetros do modelo – com exceção daqueles referentes aos custos de ajustamento de preços, capital e emprego – de acordo com os resultados encontrados na estimação do modelo PCER.

Desta forma, foram feitas simulações para quatro situações: (a) modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços ($\phi_p = 1,972$, $\phi_k = 0$, $\phi_h = 0$); (b) modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços e rigidez real na forma de custo de ajustamento de capital ($\phi_p = 3,7785$, $\phi_k = 1,4592$, $\phi_h = 0$); (c) modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços e rigidez real na forma de custo de ajustamento de emprego ($\phi_p = 29,8379$, $\phi_k = 0$, $\phi_h = 8,4610$); e (d) modelo com rigidez nominal na forma de custo de ajustamento de preços e rigidez real nas formas de custo de ajustamento de capital e emprego ($\phi_p = 15,5093$, $\phi_k = 2,3935$, $\phi_h = 5,5384$). Cabe ressaltar que os valores calibrados para os parâmetros de custos de ajustamento foram retirados das estimações realizadas para os modelos PPR, PCR, PER e PCER, respectivamente.

4.1 Análise das Funções de Impulso-Resposta

Nesta seção é analisado como as variáveis produto (y), salários reais (w), horas trabalhadas (h) e taxa de inflação (π) reagem a choques de oferta de moeda, tecnológicos e de demanda por moeda em cada uma das diferentes combinações de rigidez real e nominal. No exercício de simulação, são induzidos choques temporários no sistema e as funções de impulso-resposta permitem a verificação do tempo necessário para que as variáveis retornem aos seus respectivos estados estacionários.

4.1.1 Resposta a choques na oferta de moeda

A Figura 1 mostra as funções de impulso-resposta para aumentos de 1% na taxa de crescimento da oferta monetária para as variáveis mencionadas em cada uma das diferentes combinações de

presença se rigidez real e nominal. Quando é analisado como o produto responde a choques de oferta de moeda, nota-se que no modelo que contém apenas custo de ajustamento de preços o impacto é de apenas 0,002% e a variável retorna ao seu estado estacionário no segundo trimestre, demonstrando pequena persistência. A inserção de rigidez de capital não altera significativamente este resultado – a variável retorna ao seu valor de estado estacionário em aproximadamente três trimestres. No modelo que traz custos de ajustamento de preços e de emprego, a persistência de um choque na oferta de moeda sobre o produto é maior, sendo que a variável leva cerca de oito trimestres para retornar ao seu estado estacionário. Nota-se que a combinação de custos de ajustamentos de preços, capital e emprego diminui tanto o impacto quanto a persistência de um choque de oferta de moeda sobre o produto com relação ao caso analisado anteriormente. Os movimentos observados para as horas trabalhadas são similares ao observado para o produto, o que é esperado, pois, uma vez que o trabalho é um dos principais insumos utilizados no processo de produção, é natural que ambas variáveis apresentem comportamento similar.

As funções de impulso-resposta apresentadas na Figura 1 mostram que quando não há rigidez no emprego, choques de oferta monetária não geram impactos sobre os salários reais. Na presença desta, os salários reais sofrem impacto negativo, que são mais intensos no modelo que contém rigidez no emprego e não contém rigidez no capital. Este resultado reflete a baixa capacidade de ajustamento do mercado de trabalho brasileiro. Entretanto, a persistência gerada é baixa e a variável retorna ao seu estado estacionário aproximadamente dois trimestres após o choque, em ambos os casos.

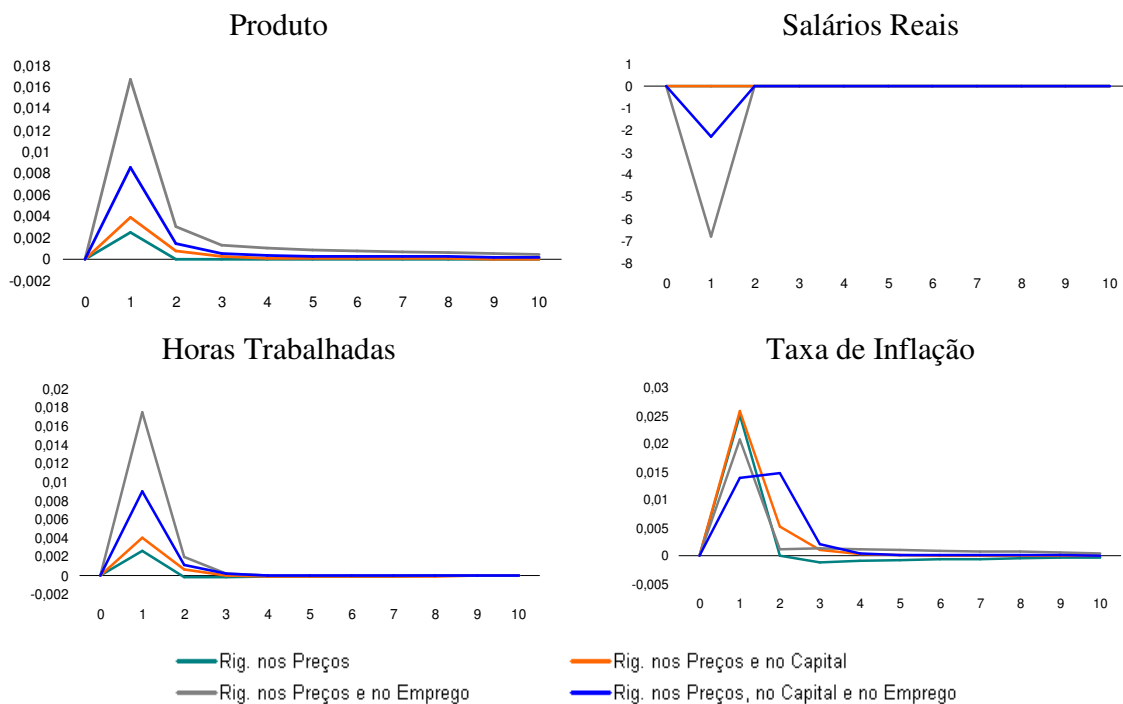


Figura 1 – Efeitos de choque de oferta monetária nos quatro modelos

Fonte: Elaboração dos autores

A resposta negativa dos salários reais a choques na oferta de moeda é consistente com a resposta positiva observada para a taxa de inflação. Dado que o aumento da base monetária não é acompanhado por um aumento proporcional do produto, é esperado que o descompasso que tende a ser gerado entre a oferta e a demanda de bens leve a um aumento da taxa de inflação, o que pode acabar por pressionar negativamente os salários reais. Cabe ressaltar ainda que o modelo que contém os três

tipos de rigidez apresenta persistência de choques de oferta de moeda sobre a taxa de inflação significativamente maior.

4.1.2 Resposta a choques tecnológicos

A Figura 2 mostra as funções de impulso-resposta para um choque positivo de 1% na tecnologia para as quatro combinações de rigidez real e nominal. Nota-se que no modelo que contém apenas rigidez nos preços, o produto se comporta de maneira instável quando ocorre o choque. O modelo com custos de ajustamento de preços e capital apresenta comportamento semelhante, entretanto, mais suave. Quando é considerado o modelo com custos de ajustamento de preços e emprego, o produto responde positivamente a choques tecnológicos, como é esperado, uma vez que aumentos na tecnologia tendem a aumentar a quantidade produzida. Quando são colocadas as três formas de rigidez, o impacto diminui. Nota-se que a persistência do produto em relação a choques tecnológicos difere nos quatro modelos considerados, sendo que a variável leva de seis a oito trimestres para retornar ao seu estado estacionário.

O impacto tecnológico sobre as horas trabalhadas é negativo, exceto no modelo que considera custos de ajustamento de preços e emprego, sobre o qual o efeito deste choque é nulo. É esperado que um aumento na tecnologia reduza as horas trabalhadas em modelos em que o custo de ajustamento de emprego é menor. Uma vez que um choque desta natureza pode permitir que se produza a mesma quantidade de produto utilizando-se menos do insumo trabalho e não há custos em se reduzir este – ou os custos em fazê-lo são baixos – pode ocorrer diminuição de sua quantidade utilizada.

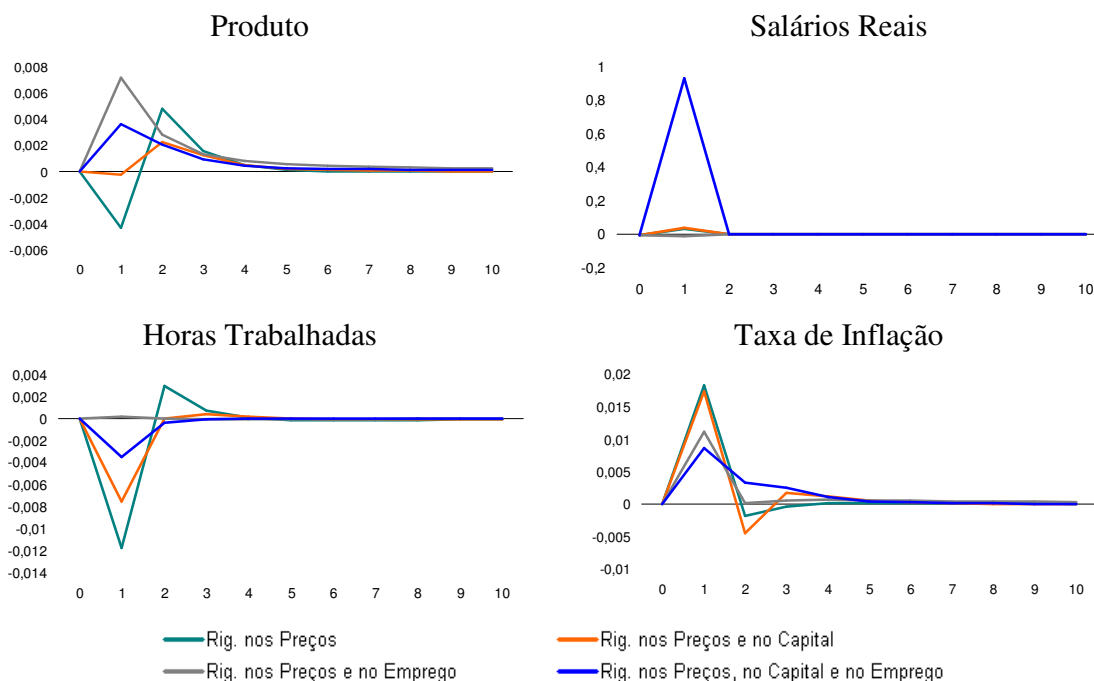


Figura 2 – Efeitos de choque tecnológico nos quatro modelos

Fonte: Elaboração dos autores

Quanto à variável salários reais, as simulações realizadas mostraram que o choque tecnológico só afeta no modelo que contém os três tipos de rigidez, entretanto, o efeito não é persistente, durando aproximadamente 2 trimestres. A taxa de inflação responde positivamente a choques na tecnologia e a presença dos três custos de ajustamento faz com que o efeito deste seja mais persistente – a variável leva cerca de 5 trimestres para retornar ao seu estado estacionário. Neste ponto, é importante destacar

que um dos motivos que poderiam levar a inflação ter resposta positiva a choques tecnológicos é a introdução de novos produtos no mercado. Estes produtos, que, em geral, têm características inovadoras e podem apresentar um preço mais elevado em um primeiro momento, o que é absorvido com o passar do tempo.

4.1.3 Resposta a choques na demanda por moeda

A Figura 3 mostra as funções de impulso-resposta para um choque positivo de 1% na demanda de moeda para as quatro combinações de rigidez real e nominal. Como visto no capítulo anterior, o parâmetro ω_b estimado para o modelo PCER – cujo valor foi utilizado na calibragem dos modelos simulados neste capítulo – indica que a autoridade responde de forma contra-cíclica a choques de demanda por moeda, aumentando a oferta de moeda. Como pode ser visto na Figura 3, os efeitos no produto, nas horas trabalhadas e na taxa de inflação são bastante reduzidos, mostrando, portanto, a eficiência da resposta da autoridade monetária sobre estas variáveis.

Por outro lado, na presença de rigidez real na forma de custos de ajustamento de empregos, nota-se que os salários reais respondem positivamente a choques de demanda por moeda em um primeiro momento. Entretanto, este movimento não é persistente e a variável retorna a seu estado estacionário em apenas dois trimestres.

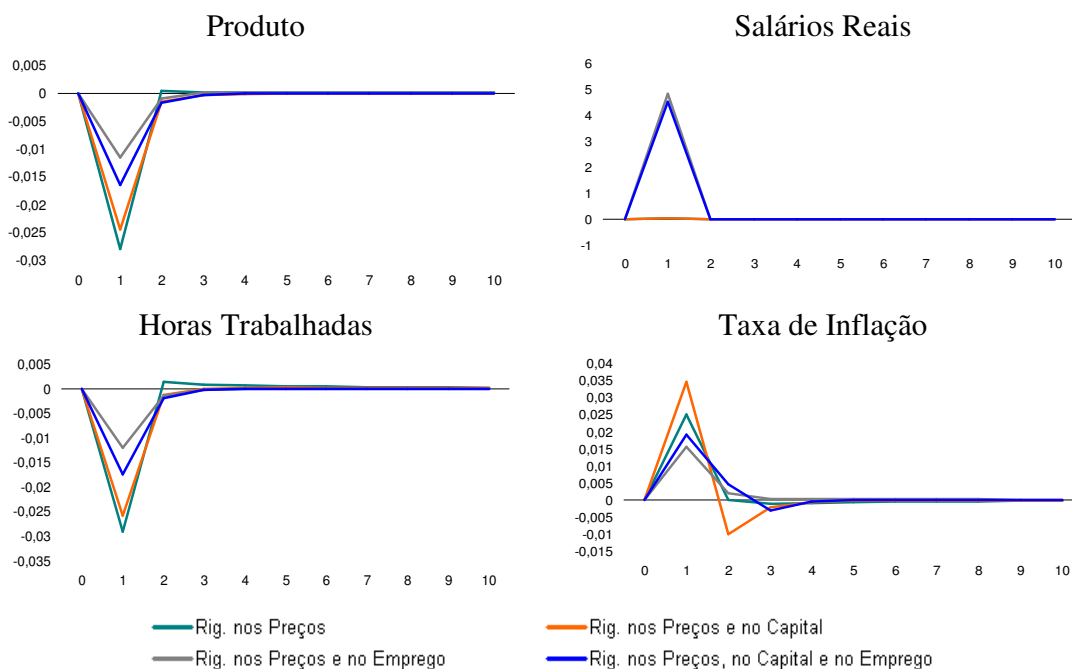


Figura 3 – Efeitos de choque na demanda por moeda nos quatro modelos

Fonte: Elaboração dos autores

4.2 Análise da Decomposição da Variância

Nesta seção as implicações da inserção de rigidez real e nominal são analisadas através da análise da decomposição da variância dos erros de previsão para as variáveis: produto (y), taxa de inflação (π) e taxa de crescimento de oferta de moeda (μ). No exercício de simulação são induzidos choques temporários no sistema e, através da tabela ilustrativa, é possível verificar a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações observadas nas variáveis.

Como pode ser observado no painel A, nos modelos que não contém rigidez no emprego, os choques tecnológicos contribuem mais significativamente para as variações no produto, tanto no curto-

prazo quanto no longo-prazo. Estes resultados corroboram com os resultados esperados para os modelos de ciclos reais de negócios, visto que, nestes, os choques tecnológicos são o fator mais importante para as flutuações do produto. Entretanto, quando são inseridos custos de ajustamentos no emprego, este percentual decai consideravelmente.

O painel B da Tabela 6 mostra que, nos modelos que não contém rigidez de capital, as flutuações na taxa de inflação são guiadas majoritariamente por choques na demanda por moeda. Já nos modelos com presença de rigidez no capital, o principal fator determinante para variações na taxa de inflação passam a ser os choques tecnológicos. Por fim, o painel C mostra que o crescimento monetário se deve a choques na demanda por moeda, sendo que este resultado independe da combinação de rigidez utilizada para representar a realidade econômica do País.

Tabela 6 – Decomposição da Variância em termos de percentagem devida a Oferta de Moeda (OM), Tecnologia (TEC) e Demanda por Moeda (DM)

Trim.	Preços Rígidos			Preços e Capital Rígidos			Preços e Emprego Rígidos			Preços, Capital e Emprego Rígidos		
	OM	TEC	DM	OM	TEC	DM	OM	TEC	DM	OM	TEC	DM
A. Produto												
1	2,28	96,94	0,78	0,01	97,60	2,39	11,10	28,93	59,97	3,72	75,94	20,34
3	5,32	93,93	0,75	1,08	96,46	2,46	12,59	27,85	59,57	5,02	74,64	20,35
5	5,35	93,90	0,75	1,13	96,41	2,46	12,71	27,70	59,59	5,09	74,54	20,37
10	5,35	93,90	0,75	1,13	96,41	2,46	12,77	27,59	59,65	5,11	74,48	20,41
40	5,35	93,90	0,75	1,13	96,41	2,46	12,78	27,55	59,67	5,13	74,44	20,43
B. Inflação												
1	16,76	31,56	51,69	13,87	55,21	30,93	15,43	30,10	54,47	11,64	57,69	30,68
3	16,89	31,54	51,57	13,89	56,03	30,08	15,34	30,23	54,43	10,10	43,68	46,22
5	16,89	31,58	51,53	13,96	55,99	30,05	15,37	30,09	54,54	10,23	43,61	46,16
10	16,88	31,61	51,51	13,96	55,99	30,05	15,42	29,95	54,64	10,24	43,60	46,16
40	16,88	31,61	51,50	13,96	55,99	30,05	15,43	29,90	54,67	10,25	43,59	46,16
C. Crescimento Monetário												
1	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26
3	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26
5	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26
10	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26
40	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26	17,06	20,68	62,26

6 Conclusão

O presente trabalho se propôs a discutir se a inserção de rigidez real em um modelo que possui rigidez nominal pode aumentar esta segunda. O estudo também teve como objetivo analisar se a presença destas formas de rigidez torna mais persistente os efeitos reais de choques na oferta e na demanda de moeda e de choques tecnológicos sobre o produto, os salários reais, as horas trabalhadas e a taxa de inflação e verificar a contribuição de cada tipo de choque para as flutuações no produto, na taxa de inflação e na taxa de crescimento de oferta de moeda.

Os resultados encontrados mostraram que mesmo na ausência de rigidez real, há rigidez nominal no Brasil. Ainda, foi indicado também que a inserção de rigidez real na forma de custos de ajustamento de capital e/ou emprego contribui para o aumento da rigidez nominal e que isto ocorre com mais intensidade quando a rigidez real é inserida na forma de custo de ajustamento de emprego. Ainda,

observou-se que, no Brasil, a rigidez no emprego é consideravelmente maior do que aquela existente no capital.

As evidências de simulação mostraram que a inserção de rigidez real na forma de custos de ajustamento de capital e/ou emprego pode aumentar a persistência de choques na oferta de moeda, na tecnologia e na demanda por moeda sobre as variáveis produto, salários reais, horas trabalhadas e taxa de inflação. Foi mostrado que, na maior parte dos casos, é a rigidez no emprego que contribui mais efetivamente para este resultado. Ainda, os resultados encontrados sugerem que o fato de que a autoridade monetária responde de forma contra-cíclica aos choques de demanda de moeda pode contribuir para o efeito moderado destes observados sobre o produto, as horas trabalhadas e a taxa de inflação.

A análise da decomposição da variância mostrou que, em três das quatro combinações de rigidez real e nominal consideradas, os choques tecnológicos são os principais responsáveis pelos movimentos de curto e longo-prazo do produto. Os movimentos na taxa de inflação devem-se, principalmente aos choques tecnológicos e de demanda por moeda, o que varia de acordo com o tipo de custo de ajustamento presente no modelo. Por fim, os resultados encontrados para os movimentos da taxa de crescimento de oferta monetária não diferem para as diversas combinações de rigidez real e nominal, sendo o maior responsável por estes os choques de demanda por moeda.

O modelo aqui estudado possui a limitação de considerar uma economia fechada. Um modelo com economia aberta poderia conduzir a uma dinâmica de ajustamento diferente, principalmente nos preços e no emprego. Outra forte limitação do modelo está na regra de oferta monetária utilizada. O Banco Central do Brasil não trabalha diretamente com a determinação de oferta de moeda. Desta forma, a utilização de uma regra de Taylor no presente modelo, na qual o principal instrumento de política monetária é a taxa de juros, pode adaptá-lo melhor para a realidade da economia brasileira. Estes pontos são deixados como sugestão para o direcionamento de pesquisas futuras.

Referências

- BALL, L.; ROMER, D. Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money. **Review of Economic Studies**. Estocolmo. Vol. 57, p. 183-204. 1990.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br>>.
- BOND, S. R; SÖDERBOM, M.; WU, G. Investment and Financial Constraints: Empirical Evidence for Firms in Brazil and China. **Texto para discussão**. 2007.
- CALVO, G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. **Journal of Monetary Economics**. Massachussets . Vol. 12, p. 383–398, 1983.
- CHARI, V.V; KEHOE, P.J.; MCGRATTAN, E.R. Sticky-Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem? **Econometrica**. São Francisco CA. Vol 68, p. 1151-79. 2000.
- CHRISTIANO, L; EICHEBAUM, M.; EVANS, C. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects to a Shock of Monetary Policy. **Journal of Political Economy**. Chicago. Vol. 133, p. 1-45. 2005.
- DIB, A. An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. **Working Paper**. Bank of Canada. Canadá. November 2001.
- DIB, A. An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. **Canadian Journal of Economics**, Canadá. Vol 36 No 4. November 2003.
- DIB, A.; PHANEUF, L. An Econometric U.S. Business Cycle Model with Nominal and Real Rigidities. **Working Paper**. Canadá. No. 137, CREFE. 2001.
- DYNARE. Disponível em: <<http://www.ceprenap.cnrs.fr/dynare>>.
- GOODFRIEND, M.; KING, R. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. NBER Chapters, in: **NBER Macroeconomics**. Massachussets. Vol. 12, p. 231-296. 1997.

- HUANG, X.D; LIU. **Staggered Contracts and Business Cycle Persistence**. Mimeo, Clark University. Massachussets. 1998.
- HUANG K.X.D; LIU, Z; PHANEUF, L. Why Does the Cyclical Behavior of Real Wages Change Over Time? **Emory Economics 0309**. Department of Economics, Emory University, Atlanta. 2003.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>.
- IRELAND, P.N. A Small, Structural, Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation. **Carnegie-Rochester Series on Public Policy**. Nova York. Vol. 47, p. 83-108. 1997.
- KILEY, M. How Should Unemployment Benefits Respond to the Business Cycle? Computing in Economics and Finance. **Society for Computational Economics**. Londres. 2002.
- KIM, C; NELSON, C.R. **State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. The MIT Press. Massachussets.1999. 293p.
- KOCHERLAKOTA. Modern Macroeconomic Models as Tools for Economic Policy. **The Region**, May 2010.
- KREMER, J; LOMBARDO, G; VON THADDEN, L.; WERNER, T.. Dynamic Stochastic General Equilibrium Models as a Tool for Policy Analysis. **Economic Studies. Institute for Economic Research**. Munique. 2006
- LANCASTER, T. **An Introduction to Modern Bayesian Econometrics**. Blackwell Publishing, Oxford. 2004. 401 p.
- LUCAS, R.E., Jr. Econometric Policy Evaluation: A Critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. Rochester. Vol. 1, p. 19-46, 1976.
- METROPOLIS, N. *et al.* Equations of State Calculations by Fast Computing Machines. **Journal of Chemical Physics**, Los Alamos CA. Vol. 21, p. 1087-1092, 1953.
- ROTEMBERG, J.J.; M. WOODFORD, M. Dynamic General Equilibrium Models with Imperfectly Competitive Product Markets. In **Frontiers of Business Cycle Research**, T. F. Cooley (editor). Princeton . Princeton University Press.1995
- _____. An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy. **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge, MA. The MIT Press. 1997.
- SANTOS; LEON. Efeitos da Globalização na Inflação Brasileira. Texto para discussão. **Banco Central do Brasil**. Brasília. Janeiro, 2010.
- SILVEIRA, M. A. Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Model for the Brazilian Economy: the Role for Endogenous Persistence. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro. Vol. 62, Nº. 3. 2008.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. Forecasting with a Bayesian DSGE Model: An Application to the Euro Area. **Journal of Common Market Studies**. Blackwell Publishing. Oxford. Vol. 4, p. 841-867. 2004.
- TAYLOR, J.B. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. **Journal of Political Economy**. Chicago. Vol. 37, p. 345-370. 1980.
- ZIETZ, J. Log-linearizing Around the Steady State: A Guide with Examples. **Working Paper Series**. 2006.