

# EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO E RIGIDEZ DE INFORMAÇÃO NO BRASIL

Sarah Bretones de Paula \*

Márcio Issao Nakane †

## RESUMO

Apesar de utilizar amplamente a hipótese de expectativas racionais com informação completa nos modelos macroeconômicos, parte da literatura sempre enfatizou que os agentes econômicos tipicamente encontram fricções e limitações ao adquirir e processar informação. Os modelos de rigidez de informação surgem como uma alternativa atraente por sua capacidade de explicar atributos dos dados de expectativas, em especial a existência de divergência entre as previsões individuais dos agentes. Nesse trabalho, usamos dados brasileiros de expectativas de inflação, tanto para profissionais de mercado quanto para consumidores, de forma a testar as predições de duas classes de modelos de rigidez informacional: (i) *sticky information* e (ii) *imperfect information*. É possível distinguir entre essas duas classes de modelos porque ambas fazem predições conflitantes em termos das respostas dos momentos condicionais das expectativas, isto é, após um choque econômico fundamental. Ao realizar tais experimentos, não encontramos evidências que dêem suporte a rigidez de informação, ao menos da forma colocada por esses modelos. Também não encontramos evidências a favor de um modelo no qual os agentes têm informação completa, mas diferentes funções perda em relação a erros de previsão. De forma surpreendente, os mesmos resultados são encontrados para profissionais de mercado e consumidores.

**Palavras-chave:** Expectativas, Rigidez de Informação, Inflação, Macroeconomia

## ABSTRACT

*Despite assuming full-information rational expectations, part of macroeconomic literature has emphasized that agents typically face frictions and constraints in acquiring and forming expectations. Information rigidities models stand for an appealing alternative, since they are capable of explaining key features of survey expectations data such as disagreement in forecasts between agents. In this work, we use inflation expectations data for professional forecasters and consumers in order to test the predictions of two classes of information rigidities models: (i) sticky information and (ii) imperfect information. One can distinguish between these two classes because they yield conflicting predictions about the conditional responses of forecast moments to fundamental economic shocks. In performing the tests, we are not able to find evidences that support information rigidities, at least not in the setting suggested by these models. Likewise, we do not find support to a model in which agents have full-information, but heterogeneous loss functions about forecast errors. Surprisingly, we find the same results for professional forecasters and consumers.*

**Keywords:** Expectations, Information Rigidities, Inflation, Macroeconomics

Código JEL: D83, D84, E3

**Classificação Anpec: Área 4 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças**

---

\*MCM Consultores Associados(sarahbretones@gmail.com)

†Professor, Departamento de Economia, Universidade de São Paulo (minakane@usp.br)

# 1 INTRODUÇÃO

Há décadas os economistas concordam que os resultados econômicos dependem crucialmente das expectativas dos agentes sobre o futuro. A formação de expectativas é uma parte integrante do processo de tomada de decisão por consumidores, firmas e instituições públicas e privadas. Por isso, as expectativas têm desempenhado um papel central nos principais modelos macroeconômicos. No entanto, como os agentes formam essas expectativas tem sido uma das mais debatidas questões em macroeconomia, sem contudo alcançar um consenso.

Nas últimas décadas, a hipótese de expectativas racionais se consolidou como modelo dominante de formação de expectativas. Segundo essa abordagem, não apenas os agentes econômicos são racionais como também detêm as mesmas crenças corretas sobre a estrutura da economia e têm acesso instantâneo e isento de custo aos mais recentes dados econômicos. Cada agente combina esses dados ao modelo macroeconômico verdadeiro para obter uma previsão sobre a trajetória das variáveis econômicas.

Mesmo com o advento das expectativas racionais, alguns trabalhos continuaram a enfatizar que os agentes enfrentam fricções ao adquirir e processar a informação. No entanto, apesar desse interesse nos problemas de informação enfrentados pelos agentes, a maior parte dos modelos macroeconômicos atuais assume expectativas racionais com informação completa. Nesse sentido, o ressurgimento do interesse no processo de formação de expectativas pode ser atribuído a falhas nesses modelos.

Por exemplo, Mankiw e Reis (2002) argumentam que a resposta defasada da inflação a choques de política monetária observada nos dados não é obtida por modelos novo-keynesianos sem a adição de rigidez informacional ou a suposição de indexação de preços. Para o caso brasileiro, Carvalho e Minella (2009) analisam os dados de expectativas de inflação 12 meses à frente. Os autores constatam que as expectativas de inflação são não viesadas, mas ineficientes, no sentido de que não fazem uso de toda a informação macroeconômica disponível.

Desviando-se da hipótese de informação completa, a literatura de rigidez de informação lida com modelos nos quais os agentes, formadores de expectativas racionais, estão sujeitos a alguma fonte de rigidez informacional. No entanto, existe pouco consenso sobre qual é o melhor método de modelar a aquisição e o processamento de informações pelos agentes, pois a evidência empírica contra a hipótese de informação completa é escassa. De toda forma, a existência de divergência entre as previsões de diferentes agentes, chamada de *disagreement* pela literatura, continua sendo a principal motivação para os modelos de rigidez informacional.

Existem duas classes principais de modelos: (a) modelos com informação perfeita, mas não ajustada frequentemente (*sticky information*), e (b) modelos com informação imperfeita, isto é, em que os agentes não podem observar o estado da natureza completamente, devendo portanto basear sua crença sobre esse estado em variáveis observáveis (*imperfect information*).

O modelo de *sticky information*, formalizado por Mankiw e Reis (2002) enquadra-se na primeira classe. Sua idéia central é a de que os custos de adquirir e processar informação levam os agentes a não atualizarem seu conjunto informacional frequentemente. Nesse modelo, a cada período do tempo, apenas uma fração da população se atualiza sobre o estado corrente da economia, ao passo que o resto da população continua com planos pré-existentes. Com isso, o modelo pode gerar inflação inercial em resposta a choques monetários e heterogeneidade das expectativas dos agentes.

Na segunda classe de modelos, categorizada como informação imperfeita, destacam-se os modelos de Woodford e de Sims. Em Woodford (2001), os agentes observam apenas um sinal confuso a respeito do estado corrente da natureza e atualizam continuamente suas crenças sobre esse estado à medida em que novos sinais se tornam disponíveis. Sims (2003), por sua vez, argumenta que os agentes têm capacidade limitada de processamento da informação, devendo decidir endogenamente a alocação de sua atenção entre as variáveis disponíveis. A abordagem de Sims implica, por exemplo, que firmas prestarão mais atenção a choques mais voláteis ou com maior impacto sobre os lucros, ajustando seus preços mais rapidamente após esses

choques.

Sendo assim, esse trabalho procura responder às seguintes perguntas: os agentes econômicos têm informação completa? Caso não, qual é o modelo mais adequado de rigidez informacional para o Brasil?

Para responder a essas questões, utilizamos a metodologia proposta por Coibion e Gorodnichenko (2012). Obtemos medidas de média e dispersão de expectativas de inflação tanto para profissionais de mercado, através da pesquisa Focus, do Banco Central, como para consumidores, através da Sondagem do Consumidor da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Então, estudamos as respostas condicionais dos erros de expectativa e da dispersão das previsões a certos choques estruturais identificados. Essa estratégia empírica se justifica porque as duas classes de modelos de formação de expectativas geram restrições nas funções resposta a impulso que podem ser usadas para testar a validade desses modelos. Após um choque estrutural, esses modelos predizem que a resposta do erro de previsão médio entre os agentes deve ser serialmente correlacionada, convergindo para zero ao longo do tempo, e ter o mesmo sinal da inflação.

Alternativamente às duas classes de modelos supracitadas, testamos as previsões de um modelo de aversão heterogênea a perdas, como Capistrán e Timmermann (2009). Segundo essa abordagem, apesar de deter informação completa, os agentes têm funções perda com diferentes assimetrias em relação aos erros de previsão. A inserção desse tipo de modelo se justifica por sua capacidade de gerar erros de previsão condicionais correlacionados e *disagreement* entre os agentes, podendo se constituir em uma explicação alternativa aos modelos de rigidez informacional.

Quando realizamos os experimentos com os momentos das expectativas de inflação, não encontramos evidências que dêem suporte a modelos de rigidez de informação para os profissionais de mercado. Em particular, após um choque econômico estrutural, os erros de previsão não se mostram autocorrelacionados, como esses modelos prevêem. As evidências a respeito da dispersão condicional das expectativas são mistas, de tal forma que não podemos afirmar que o chamado *disagreement* entre os agentes aumente após um choque. Tampouco encontramos evidências favoráveis a um modelo de aversão a perda heterogênea entre os agentes, explicação alternativa à presença de rigidez de informação. Surpreendentemente, encontramos os mesmos resultados para os consumidores, ainda que de forma menos robusta.

Este trabalho é composto de seis outras seções, além desta introdução. A segunda seção apresenta os modelos de rigidez informacional testados neste trabalho. A terceira seção explicita a metodologia empregada. A quarta seção discute a literatura e os esquemas de identificação dos choques estruturais usados na estratégia empírica. Na quinta seção, discutimos brevemente as pesquisas de expectativas de inflação utilizadas. Por fim, a sexta seção descreve os resultados obtidos, enquanto que a última seção apresenta as principais conclusões do trabalho.

## 2 MODELOS DE RIGIDEZ INFORMACIONAL

Nessa seção apresentamos as duas classes de modelos de rigidez de informação tratadas nesse trabalho, assim como suas implicações para as séries econômicas. A derivação das propriedades das previsões em resposta a um choque estrutural, as quais discutimos aqui, podem ser encontradas em Coibion e Gorodnichenko (2012). Antes, vale ressaltar as duas classes de modelos são consistentes com divergências de crenças entre os agentes e com respostas diferentes da inflação a choques distintos.

### 2.1 Sticky Information

No modelo de *sticky information* de Mankiw e Reis (2002), assumimos que os agentes podem se atualizar apenas de forma infrequente, seguindo um processo à la Calvo.<sup>1</sup> Quando se atualizam, os agentes obtêm in-

---

<sup>1</sup>Como racionalizado posteriormente pelos autores, essa é a escolha ótima de consumidores e firmas que enfrentam custos fixos de adquirir e processar novas informações.

formação completa sobre os estados presente e passado da economia e formam expectativas racionalmente. Em qualquer momento do tempo, uma fração de agentes estará com seu conjunto de informação desatualizado, com expectativas e ações baseadas em informações antigas. A probabilidade constante de um agente não se atualizar em qualquer período é dada por  $\lambda \in [0, 1]$ . Agentes que se atualizam no mesmo período têm as mesmas crenças e previsões a respeito das variáveis econômicas. Isso gera uma distribuição de conjuntos de informação entre agentes baseada na última data em que eles adquiriram novas informações.

Formalmente, suponha que a inflação seja a variável de interesse e siga um processo AR(1) da forma  $\pi_t = \rho\pi_{t-1} + w_t$ , em que  $w_t$  representa uma sequência de choques. Então, a função resposta a impulso da inflação no período  $t+k$ ,  $k \geq 0$ , a um choque em  $t$  é  $\frac{d\pi_{t+k}}{dw_t} = \rho^k$ .

Para cada indivíduo  $i$ , denotamos a previsão ótima no período  $t$  para a inflação  $h$  períodos à frente como  $\pi_{t+h|t}(i) = E(\pi_{t+h}|I_t)$ . A previsão média entre os agentes no período  $t$  para a inflação  $h$  períodos à frente,  $\overline{\pi_{t+h|t}}$ , nada mais é do que a média das expectativas dos agentes que se atualizaram em diferentes períodos, ponderadas pela probabilidade de atualização em cada período:

$$\overline{\pi_{t+h|t}} = (1-\lambda)E_t\pi_{t+h} + \lambda(1-\lambda)E_{t-1}\pi_{t+h} + \lambda^2(1-\lambda)E_{t-2}\pi_{t+h} + \dots = (1-\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k E_{t-k}\pi_{t+h}$$

Desenvolvendo esse termo, pode-se mostrar que a previsão média depende da resposta média da inflação, pois, quando os agentes se atualizam, adquirem informação completa. Dessa forma, após um choque inflacionário, a previsão média cresce junto com a inflação. No entanto, devido à rigidez de informação, o valor previsto para a inflação é subestimado pela previsão média, embora ao longo do tempo as previsões médias converjam para o valor verdadeiro.

Os erros médios de previsão são dados pela a diferença entre a inflação *ex-post* e a previsão média. Pode-se facilmente verificar que a resposta do erro de previsão a um choque em  $t$  é dada por:

$$\frac{dFE_{t+j,t+j+h}}{dw_t} = \rho^{j+h}\lambda^{j+1} = \left(\frac{d\pi_{t+j+h}}{dw_t}\right)\lambda^{j+1}$$

A resposta do erro de previsão depende tanto da resposta da inflação ao choque quando do grau de rigidez de informação. Quanto maior  $\lambda$ , mais persistentes são os erros de previsão condicionais. Por outro lado, no caso de informação completa, em que os agentes sempre atualizam seu conjunto de informação ( $\lambda = 0$ ), o erro médio de previsão é nulo.

Uma propriedade adicional é que a convergência do erro de previsão é independente da volatilidade do choque. A resposta do erro de previsão normalizada pela resposta da inflação ( $\frac{dFE_{t+j,t+j+h}/dw_t}{d\pi_{t+j+k}/dw_t}$ ) é monotonicamente decrescente, e dirigida apenas por  $\lambda$ . Disso resulta que dois choques diferentes devem gerar as mesmas taxas de convergência dos erros de previsão. Intuitivamente, porque quando os agentes se atualizam obtêm informação completa, o erro de previsão dependerá apenas do tempo entre os ajustes, e não do tipo de choque incidente sobre a economia.

A última predição do modelo diz respeito à dispersão das expectativas entre os agentes. Coibion e Gorodnichenko (2012) mostram que a dispersão das expectativas de inflação aumenta em resposta a um choque, independente de seu sinal (inflacionário ou desinflacionário). No caso de informação completa ( $\lambda = 0$ ), não há divergência entre os agentes. Ao longo do tempo, no entanto, a dispersão retorna a seu valor de *steady-state*, zero.

Portanto, são três as predições do modelo de *sticky information*: **(i)** os erros de previsão condicionais a um choque respondem com o mesmo sinal da variável prevista e convergem para zero ao longo do tempo; **(ii)** a taxa de convergência dos erros de previsão normalizados é comum entre os choques econômicos; **(iii)** a dispersão das expectativas aumenta após um choque, independentemente deste ser inflacionário ou desinflacionário.

## 2.2 Imperfect Information

Em modelos de informação imperfeita, os agentes não podem observar o estado corrente perfeitamente, devendo formar uma crença com base em variáveis observáveis. Os agentes filtram o estado da economia a partir de uma série de sinais contaminados com ruídos tanto idiossincráticos quanto comuns aos agentes. Aqui, ao contrário do *sticky information*, os agentes acompanham as variáveis de forma contínua e incorporam a informação mais recente em suas decisões.

Suponha que os agentes observem sinais da inflação  $z_{it} = [y_{it} \quad s_t]'$ , com  $y_{it} = \pi_t + v_{it}$  e  $s_t = \pi_t + \eta_t$ , em que  $\pi_t$  é a inflação efetiva,  $v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$  corresponde a um choque específico ao agente e  $\eta_t \sim iid N(0, \sigma_\eta^2)$  é um choque comum entre os agentes.

Suponha também, sem perda de generalidade, que a inflação siga um processo AR(1)  $\pi_t = \rho \pi_{t-1} + \omega_t$ , em que  $\omega_t \sim iid N(0, \sigma_\omega^2)$ . Denotamos a previsão ótima para a inflação em  $t$  dada a informação do agente  $i$  no período  $k$  por  $\pi_{t|k}(i)$ . Analogamente, a previsão ótima para o vetor de estado é dada por  $z_{t|k}(i)$ .

Então, podemos colocar esse sistema na forma espaço-estado da seguinte forma:

$$\pi_t = \rho \pi_{t-1} + \omega_t \quad (\text{Equação de Estado})$$

$$z_{it} = \pi_t + u_{it} \quad (\text{Equação de Medida})$$

em que  $u_{it} = [v_{it} \quad \eta_t]'$ .

Usando as propriedades do filtro de Kalman, pode-se mostrar que previsão média se move na mesma direção que a inflação em resposta a um choque  $w_t$ , mas subestima o efeito do choque sobre a variável prevista. Isso se deve à rigidez de informação. Assim como na classe de *sticky information*, esse modelo prevê que os erros de previsão sejam autocorrelacionados e se movam na mesma direção da previsão média. Em resposta a um choque  $w_t$ , o erro converge para zero ao longo do tempo.

Portanto, a resposta condicional do erro de previsão segue o mesmo padrão do que sob *sticky information*. Note que, no caso de informação perfeita, o erro de previsão é nulo. Da mesma forma, a resposta normalizada do erro de previsão depende apenas do grau de rigidez de informação.

Se derivarmos o processo para a dispersão das previsões entre os agentes, veremos que, como a dispersão não depende da inflação, choques fundamentais nessa variável não afetam a dispersão das expectativas. Intuitivamente, porque os agentes se atualizam continuamente, a diferença em suas previsões se deve apenas ao componente informacional idiossincrático,  $v_{it}$ ; como a dispersão desses componentes não varia em resposta a choques em  $\pi_t$ , a dispersão das expectativas não responde a  $\pi_t$ .

Como principal diferença em relação ao *sticky information*, esse modelo permite que haja uma resposta diferencial dos agentes a diferentes choques fundamentais. Assim, por exemplo, agentes podem reagir rapidamente a choques na tecnologia mas aprender lentamente sobre o estado da política monetária. Se a função utilidade de um agente for mais sensível a certos tipos de choques estruturais, pode-se mostrar que a reação a esses tipos é mais forte. Portanto, a velocidade de resposta pode variar entre os choques fundamentais.<sup>2</sup>

Sumarizando, são três as predições do modelo de *imperfect information*: **(i)** os erros de previsão condicionais a um choque respondem com o mesmo sinal da variável prevista e convergem para zero ao longo do tempo; **(ii)** a taxa de convergência dos erros de previsão normalizados pode ser diferente entre os choques econômicos; **(iii)** a dispersão das expectativas não aumenta após um choque.

Podemos incorporar uma série de modificações ao modelo básico de *imperfect information*. Entre elas se destacam:

1. **Interação Estratégica entre os agentes:** no caso em que os agentes têm incentivos em não se desviar da previsão média, como em Morris e Shin (2002).

<sup>2</sup>Ver, por exemplo, Maćkowiak e Wiederholt (2010).

2. **Heterogeneidade nas médias de longo prazo:** quando os previsores têm diferentes crenças sobre o comportamento de longo prazo da variável prevista, como Patton e Timmermann (2010).
3. **Heterogeneidade na precisão dos sinais:** se os agentes recebem sinais de diferentes precisões, de forma que haja divergência na interpretação de um mesmo sinal.

A utilização de versões modificadas do modelo básico que levam em conta esses atributos não altera substancialmente as previsões do modelo original. A única exceção é feita ao caso (3), o qual gera resposta positiva da dispersão das expectativas em resposta a qualquer tipo de choque.

### Resumo das Previsões dos Modelos

A tabela a seguir mostra as previsões dos modelos em relação aos momentos condicionais das previsões, as quais serão testadas ao longo do restante do trabalho. Adicionalmente aos modelos de rigidez de informação consideramos também, de forma alternativa, as previsões de um modelo de aversão heterogênea a perdas, como Capistrán e Timmermann (2009). Essa inclusão nos testes se justifica pela possibilidade desse modelo se constituir em uma explicação alternativa aos modelos de rigidez informacional para erros de previsão condicionais correlacionados e *disagreement* entre os agentes. Segundo esse modelo, apesar de deter informação completa, os agentes teriam funções de perda com diferentes assimetrias em relação aos erros de previsão.

Tabela 1: Previsões condicionais de diferentes modelos

	<b>Informação Completa</b>	<b>Sticky Information</b>	<b>Imperfect Information</b>	<b>Aversão heterogênea a perdas</b>
Resposta dos erros de previsão	Sem resposta	Mesma direção da variável prevista, converge para zero	Mesma direção da variável prevista, converge para zero	Sempre positiva ou negativa, converge para zero
Convergência dos erros de previsão normalizados	Imediata	Gradual, mesma taxa entre os choques	Gradual, taxa pode diferir entre os choques	Gradual, mesma taxa entre os choques
Resposta da dispersão das previsões	Sem resposta	Positiva	Sem resposta	Positiva

## 3 METODOLOGIA

Na seção anterior, vimos que as classes de modelos de rigidez informacional considerados fazem diferentes previsões a respeito da resposta dos momentos das expectativas de inflação a choques estruturais. Para testar essas previsões, conduziremos tais experimentos com os dados brasileiros de expectativas de inflação. Como as previsões feitas pelos modelos são em termos das respostas condicionais das séries, isto é, respostas após choques fundamentais, um ponto crucial do exercício corresponde à escolha e estimação de choques econômicos, discutidos na próxima seção.

O experimento envolve duas etapas: usamos os choques estruturais estimados na primeira etapa para analisar, em um segundo passo, a função resposta a impulso da inflação a cada choque, assim como as respostas do erro de previsão médio e da dispersão das previsões. Dessa forma, podemos comparar as previsões dos dois modelos de rigidez informacional. Adicionalmente, analisamos a resposta do erro de previsão ao valor absoluto dos choques, para avaliar se, alternativamente, erros de previsão autocorrelacionados poderiam advir de um modelo de aversão heterogênea a perdas.

A primeira previsão dos modelos de rigidez informacional é de que os erros de previsão condicionais respondem com o mesmo sinal da resposta da inflação ao choque e convergem para zero ao longo do tempo. Para testar essa proposição, inicialmente regredimos a inflação acumulada em 12 meses contra os choques. Para cada tipo de choque estrutural  $\epsilon^s$ , é estimada a equação:

$$\pi_{t,t-12} = c + \sum_{k=1}^K \beta_k \pi_{t-k,t-12-k} + \sum_{j=0}^J \gamma_j \varepsilon_{t-j}^s + u_t \quad ,$$

em que  $\pi_{t,t-12}$  corresponde à inflação acumulada em 12 meses. As defasagens K e J, aqui e nas equações seguintes, são escolhidas de acordo com o critério de Schwartz (BIC) para um máximo de 8 defasagens.<sup>3</sup> Com os coeficientes estimados, calculamos a função resposta a impulso da inflação acumulada a cada choque. No entanto, excluimos o primeiro ano dessas respostas, já que os agentes prevêm a inflação 12 meses à frente.

Se de fato os agentes estiverem sujeitos a alguma fonte de rigidez informacional, esperamos observar erros de previsão condicionais persistentes. Do contrário, sob a hipótese de expectativas racionais com informação completa, as previsões devem se ajustar aos choques no mesmo montante que a inflação efetiva. Para testar tal proposição, estimamos para cada choque estrutural a equação:

$$FE_{t,t-12|t} = c + \sum_{k=1}^K \beta_k FE_{t-k,t-12-k|t} + \sum_{j=0}^J \gamma_j \varepsilon_{t-j}^s + u_t \quad ,$$

em que  $FE_{t,t-12} = \pi_{t,t-12} - \overline{\pi_{t,t-12|t}}$  corresponde ao erro de previsão, a diferença entre a inflação realizada e a média das previsões. Assim como nas equações anteriores, excluimos os 12 primeiros meses da função resposta a impulso, pois, como as previsões são feitas para os próximos 12 meses, os choques são observados e incorporados pelos agentes apenas após esse período.

Caso observemos persistência do erro de previsão, isto é, caso essa variável apresente respostas condicionais estatisticamente significantes, testaremos se a taxa de convergência é a mesma entre os choques. Como derivado na seção anterior, o modelo de *sticky information* prevê que os erros de previsão convirjam à mesma taxa para todos os choques, ao passo que o *imperfect information* comporta respostas diferenciais para diferentes tipos de inovações. Analogamente, para testar a explicação alternativa proposta por modelos de aversão heterogênea a perdas, estimamos a equação:

$$FE_{t,t-12|t} = c + \sum_{k=1}^K \beta_k FE_{t-k,t-12-k|t} + \sum_{j=0}^J \gamma_j |\varepsilon_{t-j}^s| + u_t \quad ,$$

em que  $|\varepsilon^s|$  representa o valor absoluto de cada choque estrutural. Outra predição diz respeito à dispersão das expectativas após um choque. Usamos a resposta condicional da dispersão das previsões individuais para testar se, como previsto por alguns modelos, um choque econômico gera aumento da divergência entre os agentes. Novamente, para cada série de choques  $\varepsilon^s$  é estimada a equação:

$$\sigma_{t+12,t|t} = c + \sum_{k=1}^K \beta_k \sigma_{t+12-k,t-k|t} + \sum_{j=0}^J \gamma_j |\varepsilon_{t-j}^s| + u_t \quad ,$$

em que  $\sigma_{t+12,t|t} = \sigma(\pi_{t+12,t|t}^i)$  corresponde ao desvio-padrão das expectativas individuais. Note que usamos o valor absoluto dos choques, pois o modelo de *sticky information* prevê aumento da variância das estimativas em resposta a qualquer tipo de choque, inflacionário ou desinflacionário.

<sup>3</sup>Escolhemos esse valor máximo devido ao tamanho reduzido da amostra, embora os resultados não se alterem substancialmente com a escolha de valores diferentes.

## 4 CHOQUES ESTRUTURAIS

Esta seção trata da definição e identificação dos choques econômicos estruturais utilizados neste trabalho. Inicialmente, selecionamos quatro tipos de choques fundamentais: de política monetária, de tecnologia, de petróleo e de confiança, baseados em Coibion e Gorodnichenko (2012). Adicionalmente, consideramos choques fundamentais adicionais citados pela literatura, que, devido a sua não-linearidade, não necessitam da utilização de esquemas de identificação.

### 4.1 Choques de política monetária

Com base em Christiano et al. (1999), estimamos os parâmetros da regra de *feedback* do Banco Central, isto é, a regra que relaciona movimentos no instrumento de política monetária ao estado da economia. Como estratégia de identificação, supomos que o choque de política monetária é ortogonal às variáveis dessa regra (hipótese de recursividade): as variáveis no instante  $t$  do conjunto de informação do Banco Central não respondem à realização de um choque monetário no mesmo período.

Formalmente, como regra de política monetária, assumimos que o Banco Central fixa o instrumento de política monetária de acordo com a equação  $S_t = f_t + \sigma_s \varepsilon_t^s$ , em que  $S_t$  é o instrumento de política monetária e  $f$  é uma função que relaciona  $S_t$  ao conjunto de informação sobre o estado da economia no período  $t$ , a chamada regra de *feedback*. A variável aleatória  $\sigma_s \varepsilon_t^s$  corresponde ao choque de política monetária, isto é, a parte não sistemática da variação do instrumento.<sup>4</sup>

Para formalizar as implicações da hipótese de recursividade, considere o vetor de  $k$  variáveis  $Z_t = (X_{1t} \ S_t \ X_{2t})'$ , em que  $X_{1t}$  corresponde às  $k_1$  variáveis cujos valores contemporâneos aparecem no conjunto de informação,  $X_{2t}$  corresponde às variáveis que aparecem com defasagem no conjunto de informação e  $S_t$  é o próprio instrumento de política monetária.

A hipótese de recursividade restringe  $A_0$ , a matriz de relações contemporâneas entre as variáveis, da seguinte forma:

$$A_0 = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ k_1 \times k_1 & k_1 \times 1 & k_1 \times k_2 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ 1 \times k_1 & 1 \times 1 & 1 \times k_2 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \\ k_2 \times k_1 & k_2 \times 1 & k_2 \times k_2 \end{bmatrix}$$

Os zeros na linha do meio refletem a suposição de que o formulador de política econômica não vê  $X_{2t}$  quando o instrumento é fixado. Os zeros na primeira linha da matriz refletem a suposição de que o choque de política monetária é ortogonal aos elementos em  $X_{1t}$ . Esses dois blocos equivalem aos dois canais pelos quais um choque de política monetária poderia afetar as variáveis em  $X_{1t}$ : o efeito direto do instrumento sobre essas variáveis e o efeito indireto que opera via o impacto do choque sobre as variáveis em  $X_{2t}$ .

A hipótese de recursividade não é suficiente para identificar todos os parâmetros da forma estrutural, isto é, os elementos de  $A_0$ . No entanto, é suficiente para identificar a resposta dinâmica do vetor de variáveis  $Z_t$  a um choque de política monetária. Christiano et al. (1999) mostram que a família de matrizes  $A_0$  que satisfazem a hipótese de recursividade é não-vazia e cada membro dessa família gera a mesma resposta dinâmica das variáveis em  $Z_t$  a um choque de política monetária. Além disso, uma das matrizes dessa família é uma matriz triangular inferior com termos positivos em sua diagonal. Os autores provam que, se escolhermos sempre essa matriz triangular inferior, a resposta de  $Z_t$  a um choque de política monetária é invariante à ordenação das variáveis dentro dos conjuntos  $X_{1t}$  e  $X_{2t}$ .

#### Estimação

Consideramos como instrumento de política monetária a taxa de juros fixada pelo Banco Central, isto é,

<sup>4</sup>Há três principais interpretações para esse choque: (i) choque exógeno nas preferências da autoridade monetária, (ii) ajuste do instrumento de forma a evitar o custo social da autoridade monetária se desviar das expectativas dos agentes e (iii) erro de medida nos dados preliminares do Banco Central.

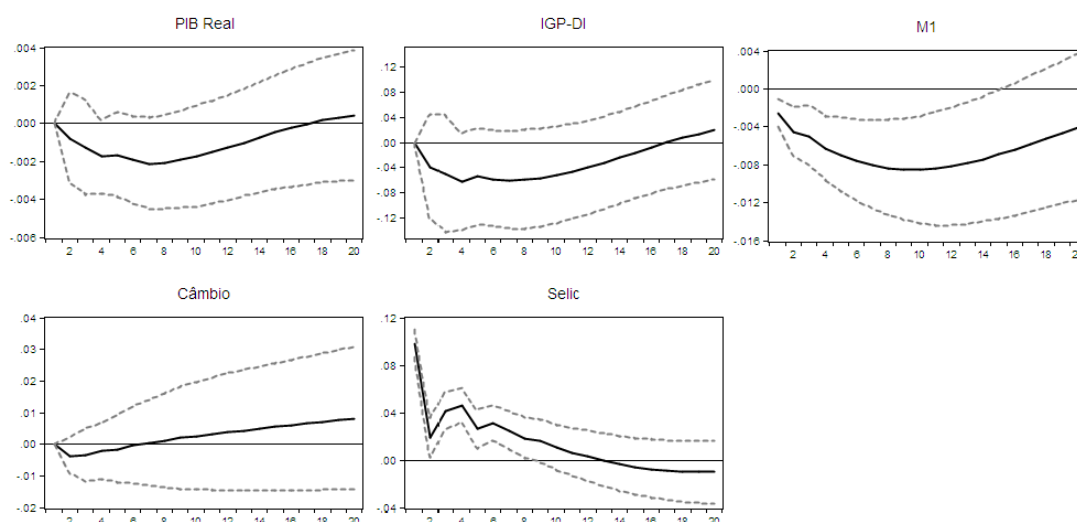


a taxa Selic<sup>5</sup>, pelo argumento institucional de que esta corresponde ao principal instrumento em mãos da autoridade monetária. De forma similar a Christiano et al. (1999), nossa especificação do conjunto de informação do Banco Central inclui o log do PIB real e a variação percentual de um índice de preços, além de suas defasagens. Como em Minella (2003), usamos como medida de inflação o IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna), da FGV<sup>6</sup>. Controlamos o *price puzzle*, isto é, resposta positiva da inflação a choques monetários contracionistas, a partir da inserção da taxa de câmbio, que capta o efeito dos preços de importados sobre a inflação. Em nossa especificação,  $X_{2t}$ , o vetor de variáveis que aparecem com defasagem no conjunto de informação, contém apenas M1.

Para cálculo do PIB real, ajustamos a série de PIB mensal (Banco Central) através do IPCA (IBGE). Como já mencionado, utilizamos o IGP-DI, série mensal divulgada pela FGV. Por fim, usamos a taxa de juros selic, a taxa de câmbio (comercial-compra) e M1, divulgados pelo BCB. Todas as séries foram dessazonalizadas.

Foi estimado um VAR no nível com 3 defasagens para para PIB real, IGP-DI, taxa de câmbio, M1 e taxa Selic. Vale ressaltar que os resultados são robustos à presença de M1 e da taxa de câmbio. Na figura 1, são exibidas as funções de resposta a um choque de política monetária.

Figura 1: Resposta a um choque de política monetária



Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a impulso baseadas em um VAR com 3 defasagens para log de PIB real, IGP-DI, log da taxa de câmbio, taxa Selic e log de M1. Foram incluídas constante e tendência linear. O período da amostra é 2000:01-2012:05. As linhas tracejadas correspondem a intervalos de confiança de 95% construídos por Monte Carlo.

As respostas das variáveis ao choque de política monetária são consistentes com o consenso existente na literatura. Em resposta ao choque na Selic, a taxa de inflação cai lentamente, alcançando seu valor mais baixo cerca de 7 meses mais tarde, assim como M1. O PIB Real tem queda acelerada, revertendo a tendência após 7 meses. O impacto na taxa de câmbio é negativo após os primeiros meses, mas pode ser considerado estatisticamente igual a zero em todos os períodos.

## 4.2 Choques de tecnologia

Usamos a estratégia de identificação de choques tecnológicos proposta por Galí (1999). De modo a avaliar empiricamente a validade de duas classes de modelos com diferentes implicações a respeito da resposta de produtividade e horas a cada tipo de choque, o autor estima uma decomposição dessas variáveis em

<sup>5</sup>Usamos a taxa Selic efetiva ao invés da meta estipulada pelo Comitê de Política Monetária (Copom).

<sup>6</sup>Essa escolha se deve ao *price puzzle*, isto é, um aumento da inflação em resposta a um choque positivo na taxa Selic, gerado em especificações que utilizam o IPCA

componentes de tecnologia e não-tecnologia. Para identificar choques tecnológicos e não tecnológicos, usamos uma restrição de longo-prazo que é satisfeita por um amplo leque de modelos. Sob certas hipóteses, satisfeitas tanto por modelos RBC quanto por modelos com rigidez nominal, Galí (1999) mostra que apenas choques de tecnologia podem ter um efeito permanente no nível de produtividade do trabalho.

Interpretamos as variações no log da produtividade do trabalho ( $x_t$ ) e no log do número de horas trabalhadas ( $n_t$ ) como causadas por dois tipos de choque, ortogonais entre si: choques tecnológicos e não-tecnológicos. Assim, a partir de um modelo VAR estrutural, temos a seguinte representação de médias móveis estrutural:

$$\begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \Delta n_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C^{11}(L) & C^{12}(L) \\ C^{21}(L) & C^{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} = C(L)\varepsilon_t$$

Em que  $\varepsilon_z$  e  $\varepsilon_m$  denotam os choques tecnológicos e não-tecnológicos, respectivamente. A hipótese de identificação de que a raiz unitária na produtividade se origina apenas nos choques de tecnologia corresponde a assumir que a matriz de coeficientes de longo prazo,  $C(1)$ , é triangular inferior. Ou seja,  $C^{12}(1) = 0$ . Note que permitimos que ambos os choques tenham efeitos permanentes no nível de horas.

### Estimação

Para compor a série de horas totais trabalhadas no Brasil, fizemos uso de duas pesquisas nacionais. A primeira foi a PME, Pesquisa Mensal de Emprego, do IBGE, da qual obtivemos a média de horas habitualmente trabalhadas por semana por trabalhador e a população ocupada. Com essas duas séries, construímos uma série de horas totais trabalhadas por mês na PME. No entanto, essa pesquisa abrange apenas regiões metropolitanas, não sendo representativa para o Brasil.<sup>7</sup>

De forma a corrigir esse problema, usamos a PNAD, Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar. A PNAD é realizada anualmente no mês de setembro e abrange domicílios representativos de todo o território nacional. A partir da PNAD, calculamos a proporção de horas totais trabalhadas devida a indivíduos residentes nas regiões metropolitanas da PME. Com essa proporção anual em mãos, efetuamos uma interpolação linear para obter os valores mensais dessa proporção e ajustamos a série de horas trabalhadas totais. Foi atribuída a proporção do último mês da pesquisa aos meses seguintes.

Construímos a série de produtividade do trabalho como a diferença em log entre PIB real e horas totais trabalhadas. As séries de PIB real e horas foram dessazonalizadas.<sup>8</sup>

Dessa forma, estimamos um VAR com 2 defasagens para log de produtividade e log de horas totais, impondo a restrição de que apenas os choques tecnológicos afetam a produtividade no longo prazo. A figura 2 mostra as funções resposta a impulso acumuladas de produtividade e horas a choques tecnológico e não-tecnológico.

Os resultados são consistentes com aqueles obtidos por Galí (1999). Em resposta a choques tecnológicos, há um declínio persistente nas horas trabalhadas e um incremento permanente na produtividade do trabalho. Por construção, os choques não-tecnológicos, também chamados de choques de demanda, não têm efeito de longo prazo sobre a produtividade, mas causam um efeito positivo temporário nessa variável que logo é revertido. Por fim, os choques de demanda geram um aumento persistente nas horas trabalhadas.

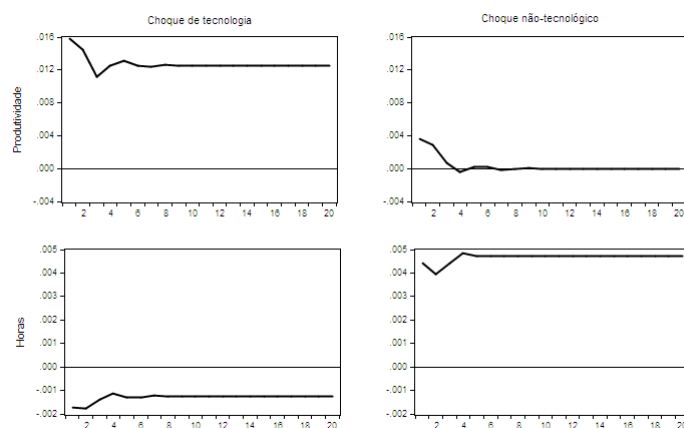
## 4.3 Choques de petróleo

A literatura de choques de petróleo inicialmente lidou com choques no preço do petróleo, enfatizando principalmente a relação não-linear entre preço do petróleo e produto. Hamilton (1996) propôs uma relação assimétrica entre essas duas variáveis: choques positivos no preço do petróleo teriam um efeito negativo e significativo sobre o produto, ao passo que choques negativos não teriam efeito algum sobre essa variável. Nessa abordagem, os choques de petróleo são construídos na forma de aumento líquido de preço: se o valor do período corrente supera o valor máximo observado nos últimos 12 meses, a mudança percentual

<sup>7</sup>A PME abrange as Regiões Metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

<sup>8</sup>Note que a estratégia de identificação depende crucialmente da hipótese de que a série de produtividade tem uma raiz unitária. Os resultados dos testes de raiz unitária confirmam essa suposição.

Figura 2: Resposta acumulada a um choque tecnológico



Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a impulso acumuladas baseadas em um VAR com constante e 2 defasagens para as primeiras-diferenças de log de produtividade e log de horas totais. O período da amostra é 2002:12-2012:05.

sobre esse máximo é usada; caso contrário, o valor da medida é zero. Inicialmente, usamos essa medida de choque de petróleo.

No entanto, o efeito de mudanças no preço do petróleo sobre o produto sofre de um problema de identificação, pois existe causalidade reversa entre agregados macroeconômicos e essa variável. Kilian (2009) sugere uma decomposição estrutural do preço real do petróleo em três componentes: **(i)** choques de oferta, isto é, choques na disponibilidade física corrente de petróleo bruto; **(ii)** choques na demanda global por todas as *commodities* industriais; e **(iii)** choques de demanda específicos ao mercado de petróleo, dirigidos por mudanças na demanda preventiva.

Essa abordagem vem da idéia de que o preço do petróleo é dirigido por choques de oferta e demanda distintos. Não apenas esses choques têm efeitos diferentes como também os choques de demanda global têm tanto efeitos diretos sobre a economia quanto efeitos indiretos via preço do petróleo. Assim, não seria possível identificar os efeitos de um aumento no preço do petróleo sobre variáveis macroeconômicas mesmo controlando pela causalidade reversa existente.

A demanda preventiva é gerada pela incerteza a respeito de possíveis interrupções na oferta esperada de petróleo. No entanto, a questão de como quantificar choques de demanda não é trivial. Por isso, o autor deriva um índice de atividade real global, uma medida explícita de mudanças na atividade econômica que afetam a demanda por *commodities* industriais, a partir de taxas de frete em viagens marítimas. Dessa forma, é usada a seguinte estratégia de identificação: tendo controlado pelos choques de oferta e de demanda global, o residual é interpretado como o choque de demanda preventiva. Como resultado, é encontrado que os choques têm efeitos diferentes sobre o preço real do petróleo.

### Estimação

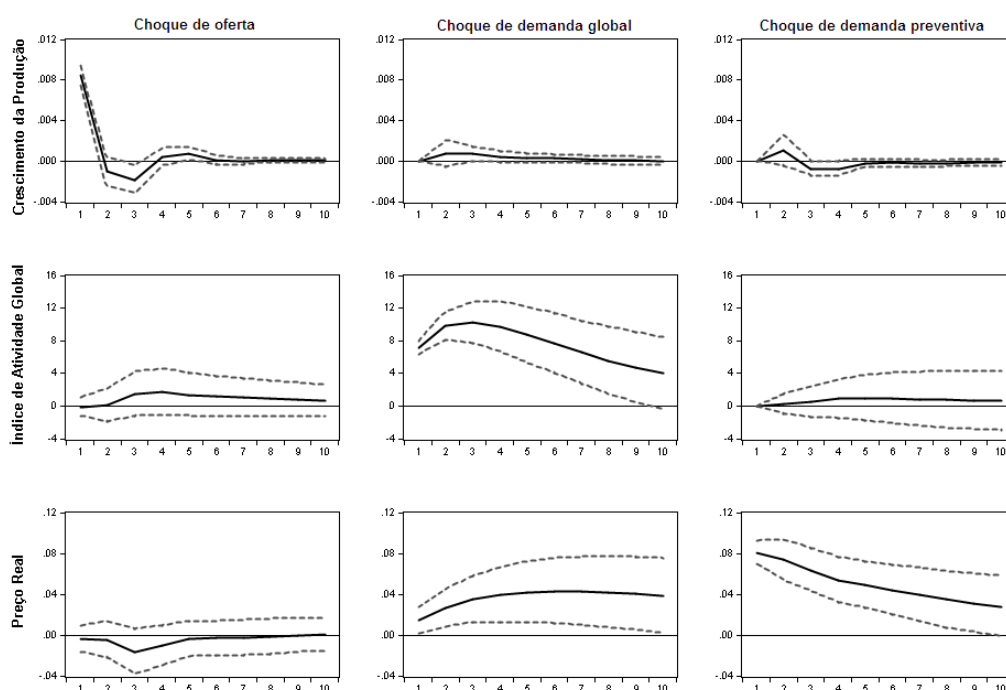
Tal como Kilian (2009), identificaremos os três tipos de choque através da hipótese de recursividade. Considere o vetor de variáveis  $Z_t = (\Delta prod_t \quad index_t \quad preço\ real_t)$ , em que  $\Delta prod_t$  é a mudança percentual na produção mundial de petróleo bruto, série divulgada pelo Departamento de Energia dos EUA.  $index_t$  corresponde ao log do índice de atividade econômica real global (construído por Kilian (2009)). Por fim,  $preço\ real_t$  é o log do preço real do petróleo, a série de preço do petróleo bruto Brent transformada em reais pela taxa de câmbio comercial, convertida em valores reais através do IPCA, dessazonalizada e transformada em log.

A hipótese de recursividade restringe a matriz de relações contemporâneas da seguinte forma: (i) inovações na produção global de petróleo são definidas como choques de oferta de petróleo; supomos que a oferta de petróleo não responde a pressões de demanda no mesmo período, devido aos custos de ajustamento da pro-

dução; (ii) inovações no índice de atividade real global não atribuídas aos choques de oferta correspondem a choques de demanda global por commodities industriais; supomos que choques específicos ao mercado de petróleo não afetam a atividade global instantaneamente, mas com alguma defasagem; e (iii) inovações no preço real do petróleo não explicadas pelos dois choques anteriores são interpretadas como choques na demanda por petróleo, mudanças exógenas na demanda preventiva por petróleo dirigidas pela incerteza a respeito da produção futura.

Para identificar os choques de petróleo, estimamos um VAR com 2 defasagens para a taxa de crescimento da produção mundial de petróleo, o índice de atividade real global, construído por Kilian (2009), e o preço real do petróleo bruto. Esse último preço foi construído do ponto de vista de um importador nacional de petróleo bruto: a cotação internacional, em dólares, foi convertida para reais e em seguida transformada em valores constantes e dessazonalizada. A figura 3 contém as funções resposta a impulso geradas pelos três tipos de choques de petróleo: choque de oferta, choque de demanda global e choque de demanda preventiva.

Figura 3: Resposta aos três choques de petróleo



Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a impulso baseadas em um VAR com constante e 2 defasagens para a taxa de crescimento da produção de petróleo, o índice de atividade real global (Kilian) e o log do preço real do petróleo. O período da amostra é 2000:01-2011:12. As linhas tracejadas correspondem a intervalos de confiança de 0,95 construídos por Monte Carlo.

Nossos resultados são consistentes com os de Kilian (2009). Em resposta a um choque exógeno na oferta de petróleo, a atividade real aumenta e o preço real do petróleo cai lentamente, atingindo o efeito máximo após cerca de 3 períodos. Um choque na demanda global, isto é, uma expansão não-antecipada da demanda agregada, gera um aumento expressivo do índice de atividade global, tímido aumento da produção de petróleo e aumento persistente do preço real. Choques de demanda preventiva têm grande impacto imediato no preço real do petróleo e estão associados a pequenos aumentos da produção de petróleo e da atividade econômica global.

#### 4.4 Choques de confiança

Há duas abordagens contrastantes para o papel da confiança na macroeconomia. A primeira visão, chamada de *animal spirits*, acredita que a confiança tem um papel causal na atividade econômica. Assim,

como exemplo, movimentos exógenos no consumo devido a um aumento do pessimismo dos consumidores teriam efeito sobre a atividade real. A segunda visão defende que a relação entre medidas de confiança do consumidor e atividade econômica decorre do fato daquelas incorporarem informações sobre o futuro da economia. De forma semelhante à literatura de *news shocks*, a literatura de choques de confiança argumenta que mudanças não antecipadas na confiança do consumidor refletem informações sobre as perspectivas econômicas futuras.

Barsky e Sims (2012) usam um modelo VAR trivariado para mostrar que medidas de confiança dos consumidores não são meros ruídos nem refletem informações já contidas em outras variáveis. As inovações no índice de confiança têm implicações para consumo e renda muitos períodos à frente. Os autores argumentam que esses movimentos permanentes refletem movimentos na tecnologia, o que confirma a visão de *news shocks*. Se os efeitos fossem do tipo *animal spirits*, seria esperado ter respostas transitórias dessas variáveis.

Os autores utilizam um esquema de identificação recursivo, com o índice de confiança ordenado primeiro no vetor de variáveis. Vale notar que, ao ordenar  $IC_t$  primeiro, Barsky e Sims (2012) encontram que as inovações dessa variável têm poucas implicações para consumo e produto contemporaneamente, mas a esses efeitos se seguem respostas significantes e permanentes. Portanto, as inovações no índice de confiança refletiriam informações importantes sobre o caminho futuro dessas variáveis. No entanto, os autores se perguntam a que ponto essas inovações não estariam apenas refletindo informações já contidas nas inovações de produto e consumo. Para testar essa hipótese,  $IC_t$  é reordenado por último no vetor de variáveis, mas as funções resposta a impulso permanecem as mesmas em termos qualitativos.

### Estimação

Estimamos um VAR na forma reduzida para PIB real, consumo real de bens e serviços e um índice de confiança do consumidor. Usamos a mesma série de PIB real empregada para identificação dos choques monetários, ao passo que usamos como *proxy* de consumo a série de vendas reais no varejo (série mensal dessazonalizada divulgada pelo IBGE).

Consideramos dois índices de confiança do consumidor alternativos. O primeiro é o da Fecomércio (ICC-Fecomércio), o qual é composto pelo índice de condições econômicas atuais (ICEA) e pelo índice de expectativas (IEC). O segundo é o índice de confiança do consumidor da FGV (ICC-FGV). O choque de confiança é recuperado a partir de um esquema de identificação recursivo, com o índice de confiança ordenado primeiro no vetor de variáveis.

Para o primeiro índice, apenas o componente ICEA se mostrou significativo. Dessa forma, foi estimado um VAR com duas defasagens para os logs de ICEA, vendas reais no varejo e PIB real. Para o índice da FGV, estimamos um VAR com cinco defasagens para as taxas de crescimento de ICC, vendas no varejo e PIB Real. Em ambos os VARs, usamos as funções de impulso resposta generalizadas, de Pesaran e Shin, de forma a manter o maior grau de agnosticismo em relação à ordenação das variáveis<sup>9</sup>.

A figura 4 mostra que ambos os choques estão relacionados a aumentos de vendas no varejo e PIB Real. No entanto, enquanto a especificação com ICEA está relacionada a movimentos contemporâneos dessas variáveis, na especificação que utiliza ICC-FGV os choques de confiança parecem antecipar movimentos futuros das variáveis de atividade. Portanto, essa última medida é mais consistente com a abordagem de *news* para choques de confiança.

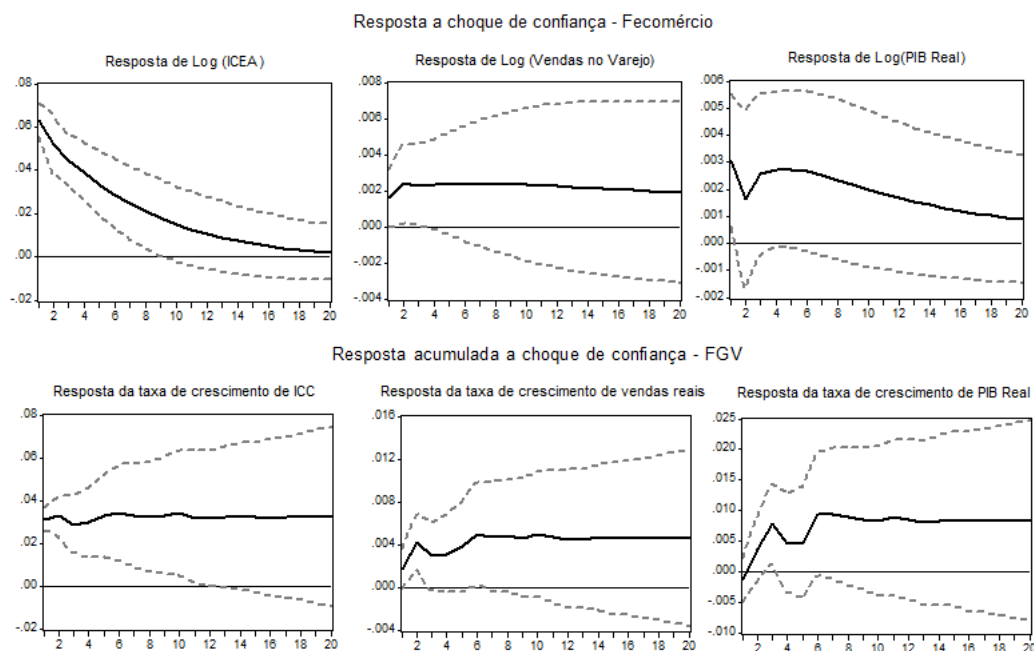
## 4.5 Outros choques

Adicionalmente aos choques já identificados, consideramos outros dois tipos de inovações estruturais. Tais choques, por se basearem em efeitos não-lineares, são de fácil identificação, não necessitando de validação em um primeiro momento.

O primeiro, no espírito de Bloom (2009), é denominado *uncertainty shock*, ou choque de incerteza. Usando

<sup>9</sup>Com a utilização da decomposição de Choleski, os resultados são relativamente robustos à ordenação escolhida.

Figura 4: Resposta a choques de confiança



Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a impulso generalizadas baseadas em (i) um VAR com 2 defasagens para os logs de ICEA, vendas reais no varejo e PIB Real, além de constante e tendência linear; (ii) um VAR com 5 defasagens para as taxas de crescimento de ICC, vendas reais no varejo e PIB Real, além de constante. O período da amostra é 2000:03-2012:05 para o primeiro conjunto e 2006:03-2012:05 para o segundo.

uma série mensal de volatilidade de retornos diários do Ibovespa, construímos um indicador que assume valor um em todo período no qual a volatilidade ultrapassa certo *benchmark*. Assim, identificamos nove períodos em que ocorreram choques de incerteza.

O segundo consiste em uma adaptação de Hamilton (1996) para os preços de *commodities*. Essa escolha se baseia na constatação da importância do preço de *commodities* agrícolas e industriais para o nível de preços brasileiro. Assim, tal choque é construído da seguinte forma: em períodos nos quais o índice de preços de *commodities* (medido pelo CRB em reais) excede seu valor máximo verificado nos últimos 12 meses, computamos a variação percentual; caso contrário, o choque assume valor zero no período.

Com os choques estruturais em mãos, estamos aptos a gerar respostas condicionais dos momentos das previsões de inflação, de modo a avaliar a validade empírica dos modelos de rigidez de informação.

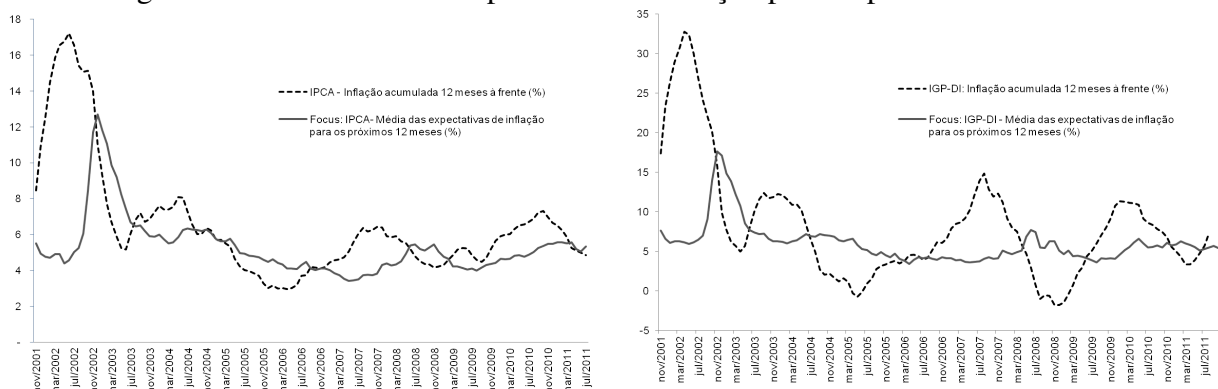
## 5 SÉRIES DE EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO

De forma a obter as previsões dos agentes para um horizonte de 12 meses, utilizamos duas pesquisas de expectativas de inflação complementares. A primeira é a Pesquisa de Expectativas de Mercado do Banco Central. Atualmente, a pesquisa, com mais de 100 instituições participantes, acompanha as expectativas de mercado para diferentes índices de inflação, PIB, taxa de câmbio e taxa Selic, entre outros. As séries datam de janeiro de 2000 até a data do último relatório de mercado Focus.

Escolhemos dois índices de inflação para analisar as expectativas dos profissionais do mercado, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), coletado pelo IBGE, e o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da FGV. O IPCA se constitui atualmente no índice de inflação mais relevante para o país, pois é a referência para o sistema de metas de inflação. Já a escolha do IGP-DI se baseia no fato de: (i) ser usado na correção de alguns preços administrados por contrato; (ii) combinar em sua formulação tanto preços ao consumidor quanto preços ao produtor; e (iii) como vimos na seção anterior, sua inserção na regra

de *feedback* do Banco Central eliminar o chamado *price puzzle*, possivelmente pela maior participação de bens *tradables* nesse índice.

Figura 5: IPCA e IGP-DI: Expectativas de inflação para os próximos 12 meses



Fonte: BCB

Com as estatísticas diárias disponíveis no sistema Focus, extraímos a série mensal da média das previsões de inflação acumulada 12 meses à frente.<sup>10</sup> Na figura 5, que mostra essas séries em conjunto com a inflação realizada nos doze meses seguintes, podemos notar erros de previsão significativos e persistentes.

Outras opções consideradas foram a mediana das previsões, série que apresenta menor volatilidade ao expurgar valores extremos, além da média e da mediana das expectativas na data crítica, o dia anterior à divulgação do índice de preço com período de coleta intermediário (IPCA-15 para o IPCA e IGP-10 no caso do IGP-DI). Carvalho e Minella (2009) argumentam que, devido ao fato do período de coleta desses índices abranger parte do mês corrente, as previsões posteriores à data crítica contêm informação sobre a inflação do mês em questão. No entanto, o período de cálculo não parece exercer influência significativa sobre as previsões 12 meses à frente: a correlação entre as séries em todos os casos é superior a 0.99, para o IPCA, e 0.98, para o IGP-DI.

Da mesma forma, construímos a série de dispersão das previsões a partir da média dos desvios-padrão diários reportados. As medidas de dispersão das previsões para o IGP-DI e o IPCA têm movimentos semelhantes, mais pronunciados no começo do período Lula (final de 2002 até final de 2003).<sup>11</sup>

Para a população geral, utilizamos as expectativas contidas na Sondagem de Expectativas do Consumidor, realizada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) desde setembro de 2005. Essa pesquisa coleta a percepção da população sobre temas relacionados à situação econômica atual e prospectiva do país. São entrevistados mensalmente cerca de 2000 consumidores de sete capitais brasileiras, estratificados por quatro faixas de renda.<sup>12</sup>

Apesar de abranger um horizonte mais curto, a pesquisa tem a vantagem de perguntar diretamente a seus entrevistados, consumidores comuns, suas expectativas para a inflação 12 meses à frente. No entanto, uma limitação dessa medida consiste em ser requerida uma resposta quantitativa do entrevistado sem menção a algum índice de inflação específico ou exemplo numérico. Assim, embora consideremos o IPCA como a variável aqui prevista, o consumidor pode ter outra cesta de bens em mente para cômputo da taxa de inflação esperada. Logo, podemos estar inferindo um erro de expectativa que não corresponde ao real. Ademais, a sondagem reporta a média e a mediana das expectativas de inflação, mas não a dispersão das previsões.

<sup>10</sup>Esse valor corresponde à inflação acumulada entre  $t$  e  $t+11$ , em que  $t$  corresponde ao primeiro mês para o qual o índice de preços mensal é desconhecido. Como os índices mensais são divulgados no mês seguinte, os primeiros dias de cada mês contêm na verdade expectativas para o mês anterior. Por essa razão, ajustamos as séries de acordo com as datas de divulgação mensais.

<sup>11</sup>Quando normalizamos o desvio-padrão pela previsão média, também observamos movimentos semelhantes nas séries, com uma correlação de 0.65.

<sup>12</sup>As capitais abrangidas são Belo Horizonte, Brasília, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. As faixas de renda correspondem a um nível de renda mensal familiar de até R\$ 2.100 (Faixa 1), entre R\$ 2.100 e R\$ 4.800 (Faixa 2), entre R\$ 4.800 e R\$ 9.600 (Faixa 3), e acima de R\$ 9.600 (Faixa4).

De forma a contornar esse fato, consideramos como medida de dispersão das previsões o desvio-padrão das médias das expectativas de inflação por faixa de renda.

## 6 RESULTADOS

Nesta seção, testamos as predições dos modelos de rigidez de informação para profissionais de mercado e consumidores. Analisamos as funções resposta da inflação acumulada em 12 meses, erro de previsão e dispersão das expectativas aos choques fundamentais. A seguir, também testamos a explicação alternativa fornecida por modelos de aversão heterogênea a perdas.

### Resultados para profissionais de mercado

Inicialmente, testamos as predições dos modelos de rigidez de informação para as expectativas dos profissionais de mercado. Tratamos esse caso como *benchmark* porque espera-se que esses agentes sejam os mais informados sobre as condições econômicas, posto que se debruçam sobre notícias e dados econômicos diariamente para formular análises e projeções.

Como colocado na seção anterior, consideramos as previsões de inflação acumulada 12 meses à frente para dois índices diferentes, o IGP-DI e o IPCA. Além disso, usamos todos os diferentes choques discutidos na seção 4.

Adicionalmente, como a maior parte da variância da inflação é não-explicada<sup>13</sup>, consideramos choques não-identificados, isto é, a parte da inflação de cada período não atribuída aos choques estimados. Para recuperá-los, usamos os resíduos da regressão<sup>14</sup>:

$$\pi_t = c + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{s \in S} \sum_{j=0}^2 \beta_j \varepsilon_{t-j}^s + u_t \quad ,$$

em que  $\pi_t$  representa a inflação do período  $t$  medida pelo índice de preços correspondente e  $S$  corresponde ao conjunto de choques estruturais estimados.

Embora essas inovações representem o efeito combinado de outros diferentes choques fundamentais, podemos utilizá-las para construir as respostas condicionais porque as predições dos modelos de rigidez informacional não dependem do tipo de choque considerado. Como mais da metade da volatilidade da inflação não é explicada pelos choques estruturais, as inovações não-identificadas são úteis para corroborar os resultados obtidos. Note que, por construção, essas inovações são inflacionárias, devendo portanto conduzir a erros de previsão positivos na presença de rigidez de informação.

Ao estimar a resposta da inflação anual *ex-post* medida pelo IGP-DI aos choques, vemos que as funções resposta a impulso não são estatisticamente diferentes de zero, a não ser nos primeiros períodos em alguns casos. No entanto, vale lembrar que excluímos o primeiro ano da resposta da inflação ao choque, para que o gráfico correspondesse exatamente ao que os agentes tentam prever em cada período.<sup>15</sup>

Na figura 6, reportamos os resultados para os choques de tecnologia, petróleo (Hamilton) e confiança (FGV), além dos choques não-identificados. Escolhemos esses choques por apresentarem resposta mais significativa da inflação acumulada. A segunda coluna da figura apresenta a resposta do erro da previsão média aos choques estruturais, derivada das equações da terceira seção. De forma geral - igualmente para os choques não reportados - não observamos erros de previsão condicionais correlacionados.<sup>16</sup> Para nenhum dos choques podemos rejeitar a hipótese de que a resposta do erro da previsão média seja zero. A única exceção é feita ao choque de tecnologia nos dois primeiros períodos. No entanto, apesar do erro de previsão responder com o mesmo sinal da inflação acumulada, é esperado que choques de tecnologia, como

<sup>13</sup>Pelo procedimento de decomposição da variância, podemos constatar que menos de 40% da variância tanto do IGP-DI como do IPCA é explicada pelo conjunto de choques.

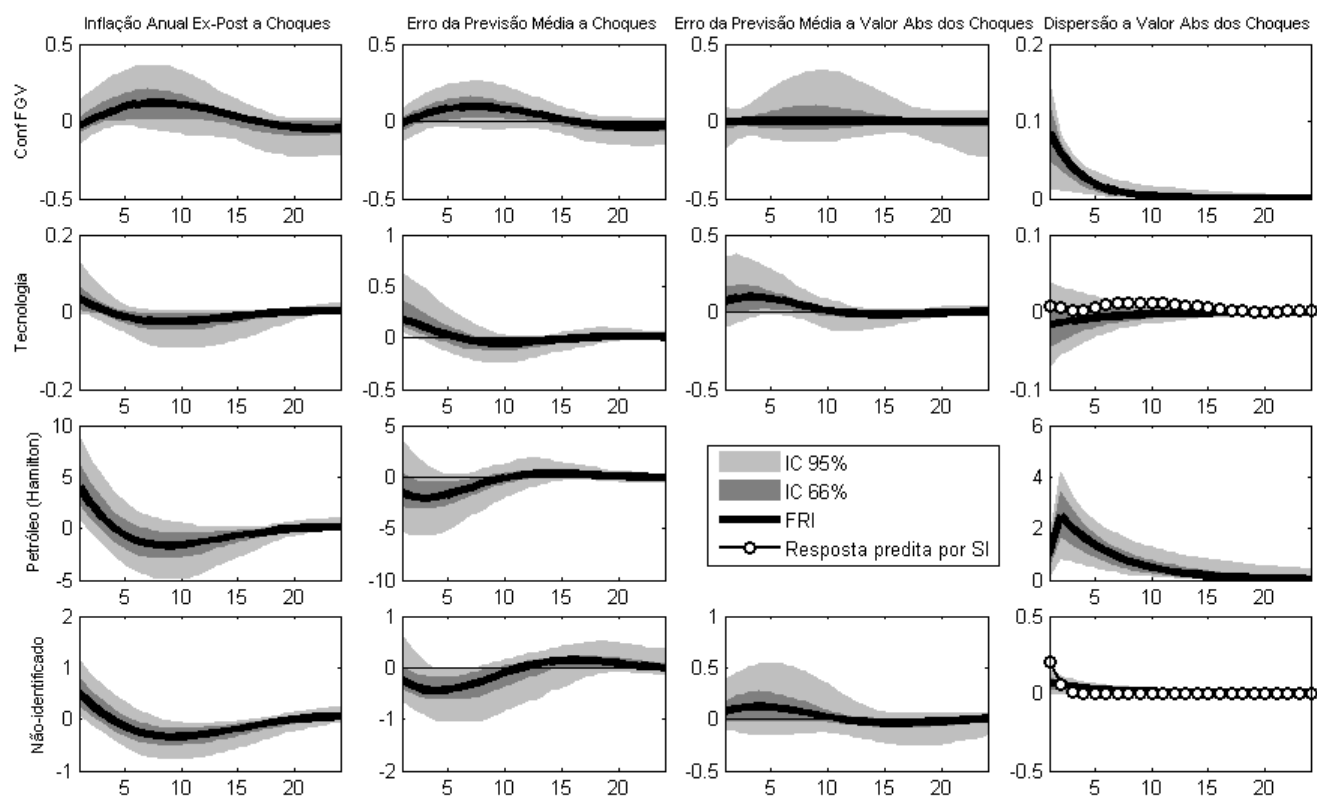
<sup>14</sup>Para os choques de confiança, usamos a especificação com o ICEA-Fecomércio, por constituir uma série mais longa.

<sup>15</sup>Quando consideramos a resposta da inflação nos 12 meses subsequentes ao impulso inicial, vemos que os choques de fato têm efeito sobre a taxa.

<sup>16</sup>O mesmo ocorre quando usamos o recorte da amostra para 2005-2012, de modo a evitar os períodos iniciais de inflação elevada e excessivamente volátil.



Figura 6: Resposta dos profissionais de mercado (IGP-DI)



Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a choque unitário baseadas na especificação da seção 3. Excluímos os 12 primeiros meses da resposta. Erros-padrão são computados através de um bootstrap paramétrico com 2,000 replicações. A área mais clara representa um intervalo de confiança de 95%, ao passo que a área mais escura representa um intervalo de 66%.

aqui definidos, exerçam efeito negativo sobre a inflação. Sendo assim, tal resultado não é economicamente significativo.

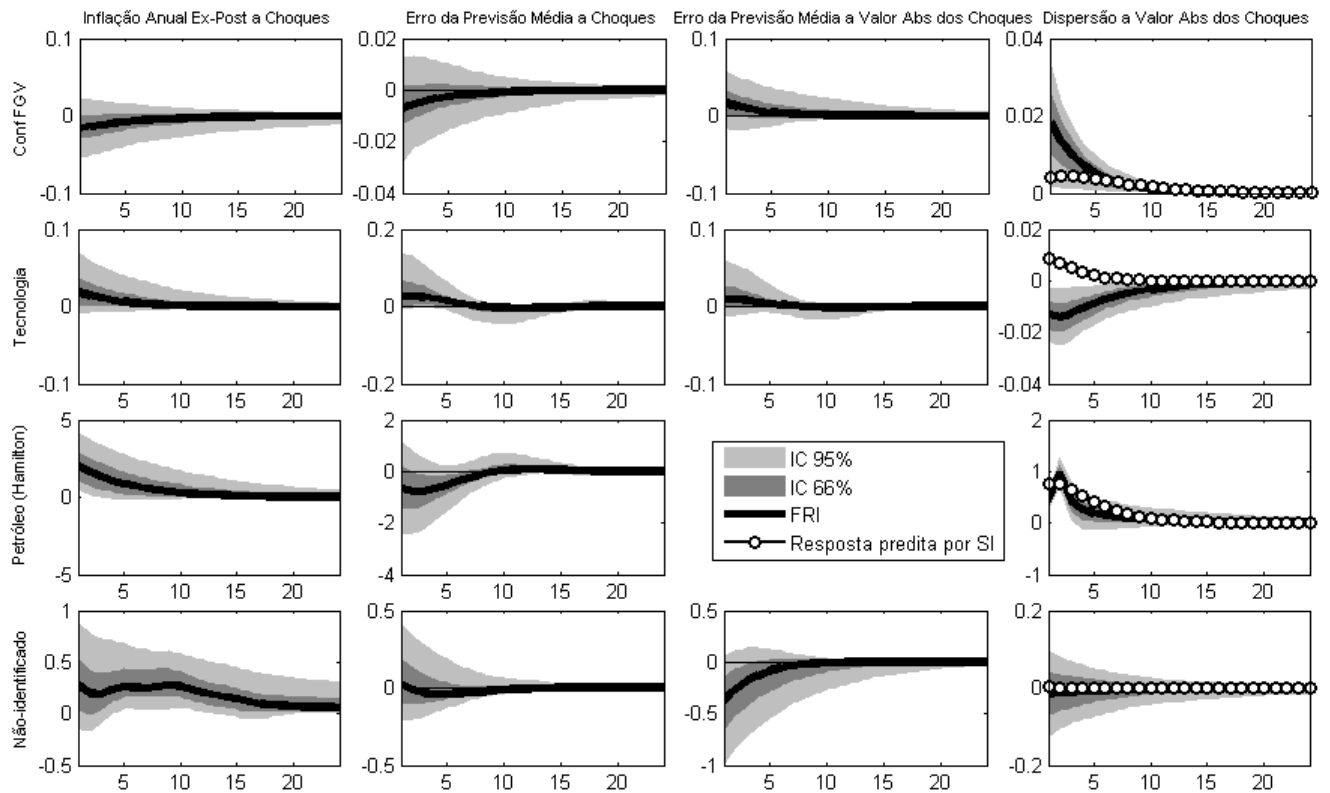
Da mesma forma, não há evidências de que a previsão média falhe ao se ajustar ao valor absoluto dos choques, como mostra a terceira coluna da figura. Portanto, as funções resposta a impulso construídas não são compatíveis com um modelo de aversão heterogênea a perdas, como o de Capistrán e Timmermann (2009). Como explicado anteriormente, tal modelo poderia fornecer uma explicação alternativa para erros de previsão condicionalmente correlacionados.

As evidências relacionadas à divergência de expectativas entre os agentes são mistas: embora a dispersão das previsões aumente significativamente após choques de petróleo e confiança, o mesmo não acontece após choques tecnológicos e não identificados. Para esses, adicionamos no gráfico a resposta da inflação predita por um modelo de *sticky information*.

Quando consideramos o IPCA, as funções de resposta da inflação a um choque unitário não são tão imprecisamente estimadas como no caso do IGP-DI. A figura 7 mostra as funções resposta aos principais choques. Observamos aumento da inflação em resposta a choques de petróleo, tecnológicos, de *commodities* e não-identificados, por construção. Em resposta a choques de confiança, a taxa de inflação cai. Aqui, vale observar que os choques tecnológicos, assim como os monetários, não reportados aqui, têm sinal diferente do previsto, isto é, geram resposta positiva da inflação. Consideramos esse problema fruto da identificação dos choques monetários, os quais, como ressaltado na seção 4, geram *inflation rate puzzle*.

Não há evidências claras a favor de rigidez de informação para as previsões do IPCA. O único choque estrutural que gera resposta do erro de previsão estatisticamente diferente de zero - ainda que apenas nos

Figura 7: Resposta dos profissionais de mercado (IPCA)



Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a choque unitário baseadas na especificação da seção 3. Excluímos os 12 primeiros meses da resposta. Erros-padrão são computados através de um bootstrap paramétrico com 2,000 replicações. A área mais clara representa um intervalo de confiança de 95%, ao passo que a área mais escura representa um intervalo de 66%.

dois primeiros meses - é o choque de petróleo por demanda preventiva, o qual não é reportado aqui.

Novamente, não há um padrão claro para a divergência entre os agentes após um choque fundamental. À exceção dos choques de petróleo à la Hamilton e de confiança (FGV), os choques não geram resposta significativa da dispersão das expectativas.

Não tendo sido encontradas evidências favoráveis a modelos de rigidez de informação, resta-nos questionar: quanto confiáveis são nossos resultados?

Através de simulações de Monte Carlo, Coibion e Gorodnichenko (2012) mostram que, em amostras pequenas, a abordagem é menos precisa em estimar as respostas do erro médio e dispersão das previsões quando o choque estrutural em questão explica uma pequena parcela da variância da inflação (menos de 5%). Apenas choques de petróleo, monetários e de incerteza, no caso do IPCA, e de petróleo e *commodities*, no caso do IGP-DI, têm essa propriedade. Apesar de nossos choques não responderem pela maior parte da variância da taxa de inflação, consideramos também as inovações não-identificadas, que explicam mais da metade da volatilidade da taxa. De fato, esses choques não-identificados corroboram a conclusão dos demais: não há evidências de rigidez de informação, ao menos da forma considerada pelos modelos expostos nesse trabalho.

Como teste de robustez, avaliamos uma especificação econométrica alternativa: realizamos os mesmos experimentos em um VAR em uma única etapa para os choques identificados através desses modelos. No VAR estrutural, ao inserir a inflação acumulada em 12 meses e o erro de previsão na especificação, estimamos simultaneamente os choques e as funções resposta a impulso. A desvantagem desse procedimento

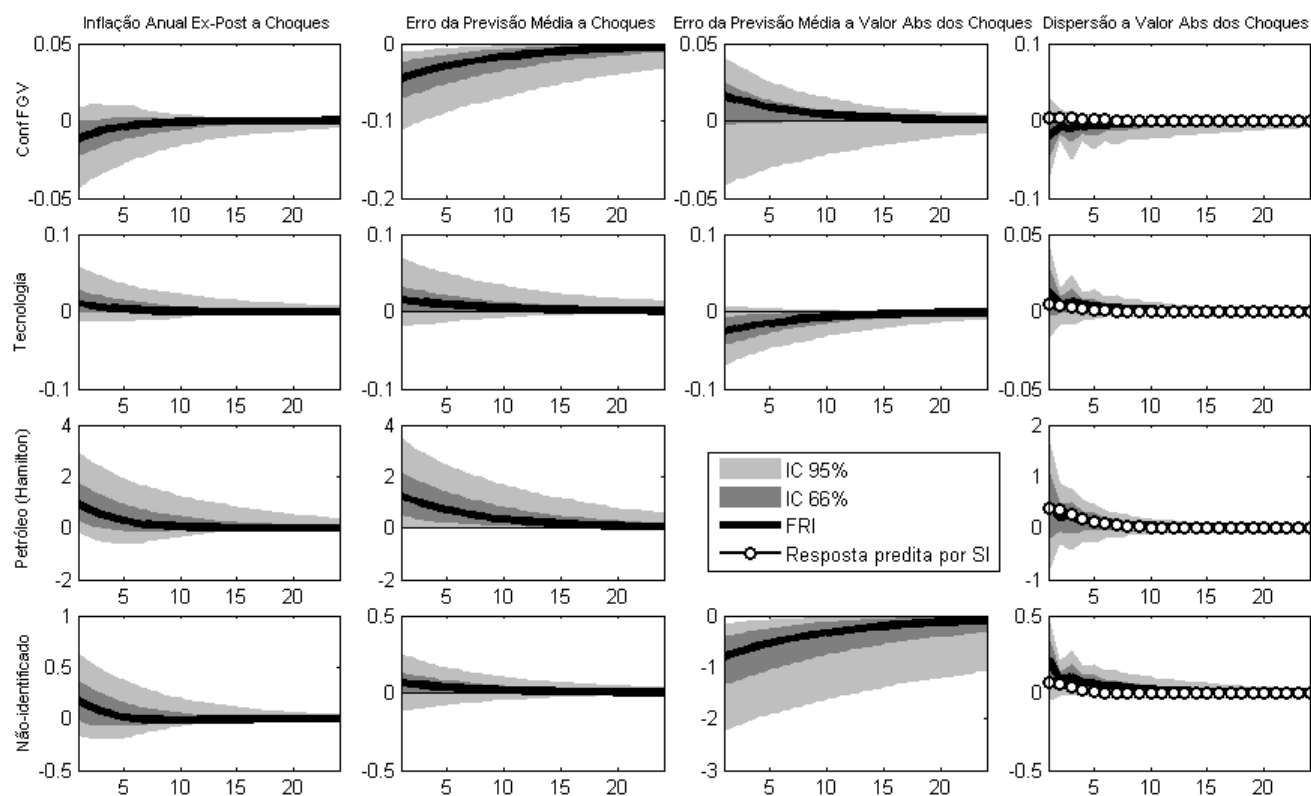
é que não conseguimos gerar respostas aos valores absolutos dos choques instantaneamente. Além disso, por estimar mais parâmetros, o VAR em uma etapa gera erros-padrão maiores, que incorporam a incerteza relacionada à estimação dos choques.<sup>17</sup> Por isso, consideramos intervalos de confiança de apenas um erro-padrão, procedimento comum na literatura. Ainda assim, não encontramos evidências que dêem suporte aos modelos de rigidez de informação.

### Resultados para consumidores

Por um lado, seria esperado que não encontrássemos evidências de rigidez de informação para os profissionais de mercado. Afinal, tais agentes despendem tempo considerável na elaboração de suas projeções para as variáveis econômicas, as quais servem como guia para instituições e consumidores. Vale lembrar que o histórico inflacionário do país acabou por desenvolver uma cultura de indexação de preços, de modo que a previsão dos índices de inflação se tornou uma das principais e mais importantes atividades dos profissionais de mercado.

No entanto, o mesmo não seria necessariamente esperado para os consumidores. Tanto pela restrição de tempo alocado na obtenção de informações quanto pela capacidade limitada de processar e interpretar dados econômicos, seria natural que os consumidores estivessem sujeitos a alguma fonte de rigidez informacional. Para entender como esses agentes formam suas expectativas, testamos as mesmas previsões dos modelos de rigidez de informação para as previsões dos consumidores, coletadas pela FGV.

Figura 8: Resposta dos consumidores



Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a choque unitário baseadas na especificação da seção 3. Excluímos os 12 primeiros meses da resposta. Erros-padrão são computados através de um bootstrap paramétrico com 2,000 replicações. A área mais clara representa um intervalo de confiança de 95%, ao passo que a área mais escura representa um intervalo de 66%.

<sup>17</sup>No procedimento em duas etapas, o fato dos choques serem regressores gerados não causa problemas de inferência estatística. Como a hipótese nula é de que o coeficiente de cada choque é zero, os erros-padrão não precisam ser ajustados (Coibion e Gorodnichenko (2012)).

A figura 8 mostra os resultados para os choques de tecnologia, petróleo à la Hamilton e confiança (FGV), além dos choques não-identificados. Na primeira coluna, reportamos a resposta da inflação acumulada em 12 meses aos choques. Como fazemos a hipótese de que os consumidores baseiam suas previsões de inflação no IPCA, essa coluna é idêntica à primeira da figura 7.

Na segunda coluna da figura, reportamos a resposta do erro da previsão média. Apesar do erro seguir a mesma trajetória da inflação *ex-post*, apenas as respostas condicionais dos choques de confiança e petróleo são estatisticamente significantes, ainda que com evidência limitada para este. No entanto, os choques não-identificados, nos quais depositamos maior confiança devido a sua maior importância para a volatilidade da inflação, apresentam erros de previsão estatisticamente iguais a zero.

Da mesma forma, a resposta ao valor absoluto dos choques, reportada na terceira coluna, não apresenta um padrão condizente com um modelo de aversão heterogênea a perdas. Em particular, há pouca evidência de respostas consistentes do erro de previsão, isto é, com o mesmo sinal, ao valor absoluto dos choques.

Em relação à dispersão das estimativas, mais uma vez não temos evidências que os consumidores discordem em suas previsões após um choque. A última coluna da figura 8 mostra a resposta do desvio-padrão das expectativas, juntamente com a resposta predita por um modelo de *sticky information*.

Dessa forma, também para os consumidores, não encontramos evidências fortes de presença de rigidez de informação da forma como desenhada pelos modelos considerados. No entanto, devemos ressaltar novamente a limitação dos dados de expectativas de inflação para consumidores. O fato de não sabermos exatamente que índice de preços os consumidores têm em mente ao formarem suas previsões pode viesar nossos resultados de forma importante.

## 7 CONCLUSÕES

O processo de formação de expectativas têm sido amplamente discutido e estudado pelos economistas ao longo dos anos. Esse tema se torna relevante devido a seu papel central desempenhado nos modelos macroeconômicos modernos. Nesse sentido, os modelos de rigidez informacional, ao enfatizar que os agentes enfrentam fricções e limitações ao adquirir e processar informação, constituem-se em uma alternativa atraente para modelar a formação de expectativas. Em especial, esses modelos são capazes de explicar a existência de divergência nas previsões entre os agentes, fato estilizado não gerado prontamente por um modelo com expectativas racionais.

A literatura de rigidez de informação lida com modelos nos quais os agentes formam expectativas racionalmente, mas estão sujeitos a alguma fonte de rigidez informacional. Nos concentramos nas duas classes principais de modelos dessa literatura: (a) *sticky information* e (b) informação imperfeita, ou ruidosa. Uma alternativa a esses modelos, capaz de gerar as propriedades observadas para as expectativas, seria um modelo no qual os agentes têm diferentes funções perda em relação aos erros de previsão.

Sendo assim, surgem as seguintes questões: os agentes formam expectativas racionalmente? Caso não, os atributos dos dados brasileiros podem ser explicados por algum modelo de rigidez de informação? Nesse trabalho, procuramos responder a essas questões usando os dados brasileiros de expectativas de inflação, tanto para profissionais de mercado quanto para consumidores. Com o uso de choques econômicos fundamentais, analisamos as respostas condicionais do erro e da dispersão das previsões. Esse procedimento se justifica porque as duas classes de modelos de formação de expectativas geram previsões testáveis em relação a essas respostas condicionais.

Quando realizamos os experimentos com os momentos das expectativas de inflação, não encontramos evidências que dêem suporte a modelos de rigidez de informação para os profissionais de mercado. Após um choque econômico estrutural, os erros de previsão não se mostram autocorrelacionados, como esses modelos prevêem. As evidências a respeito da dispersão condicional das expectativas são mistas, de tal forma que não podemos afirmar que o chamado *disagreement* entre os agentes aumente após um choque. Também encontramos evidências favoráveis a um modelo de aversão a perdas heterogênea entre os agentes,

explicação alternativa à presença de rigidez de informação.

Surpreendentemente, encontramos os mesmos resultados para os consumidores, ainda que de forma menos robusta. No entanto, devemos frisar a limitação da medida de expectativa coletada para esses agentes, pois os entrevistados devem fornecer um valor numérico para a projeção de inflação sem referência a qualquer índice específico. Sendo assim, os agentes podem ter em mente diferentes cestas de bens quando fazem suas previsões, o que torna particularmente difícil o cálculo do erro da previsão verdadeiro.

Portanto, não tendo encontrado evidências favoráveis a nenhum modelo testado, ressaltamos a necessidade de novos trabalhos sobre o processo de formação de expectativas no Brasil. Uma linha frutífera, na nossa opinião, seriam modelos de *learning*, nos quais os agentes detêm informação completa, mas aprendem lentamente sobre os parâmetros da economia ao formar suas expectativas.

## Referências

- BARSKY, R. B.; SIMS, E. R. Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. *American Economic Review*, v. 102, n. 4, p. 1343–77, 2012.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009.
- CAPISTRÁN, C.; TIMMERMANN, A. Disagreement and biases in inflation expectations. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 41, n. 2-3, p. 365–396, 2009.
- CARVALHO, F. A.; MINELLA, A. *Market Forecasts in Brazil: performance and determinants*. Brasília, 2009.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of macroeconomics*, Elsevier, v. 1, p. 65–148, 1999.
- COIBION, O.; GORODNICHENKO, Y. What can survey forecasts tell us about information rigidities? *Journal of Political Economy*, v. 120, n. 1, p. 116–159, 2012.
- GALÍ, J. Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations? *American Economic Review*, v. 89, n. 1, p. 249–271, 1999.
- HAMILTON, J. D. This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, v. 38, n. 2, p. 215–220, 1996.
- KILIAN, L. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, v. 99, n. 3, p. 1053–69, 2009.
- MAĆKOWIAK, B.; WIEDERHOLT, M. Business cycle dynamics under rational inattention. CEPR Discussion Paper No. DP7691, 2010.
- MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the new keynesian Phillips curve. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1295–1328, 2002.
- MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 3, p. 605–635, 2003.
- MORRIS, S.; SHIN, H. S. Social value of public information. *American Economic Review*, v. 92, n. 5, p. 1521–1534, 2002.
- PATTON, A. J.; TIMMERMANN, A. Why do forecasters disagree? lessons from the term structure of cross-sectional dispersion. *Journal of Monetary Economics*, v. 57, n. 7, p. 803–820, 2010.
- SIMS, C. A. Implications of rational inattention. *Journal of Monetary Economics*, n. 3, p. 665–690, April 2003.
- WOODFORD, M. *Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy*. Cambridge, MA, 2001. (Working Paper Series, 8673).