UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO E RIGIDEZ DE INFORMAÇÃO NO BRASIL

Sarah Bretones de Paula

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

SÃO PAULO

2012

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof^a Dr^a Elizabeth Maria Mercier Querido Farina
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

SARAH BRETONES DE PAULA

EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO E RIGIDEZ DE INFORMAÇÃO NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

Versão Corrigida

(versão original disponível na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO

2012

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Paula, Sarah Bretones de
Expectativas de inflação e rigidez de informação no Brasil / Sarah
Bretones de Paula. -- São Paulo, 2012.
88 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2012.
Orientador: Márcio Issao Nakane.

1. Economia monetária 2. Inflação – Brasil 3. Econometria I. Univer-
sidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Conta-
bilidade. II. Título.

CDD – 332.46

AGRADECIMENTOS

Alguém já disse uma vez que ninguém faz sucesso sozinho. Se sucesso puder ser entendido como terminar uma etapa, creio que no caso do meu mestrado isso seja especialmente verdade! Por isso, começo aqui meus agradecimentos.

Antes de tudo, agradeço a Deus. Não como quem agradece à natureza ou à sorte, mas como alguém que pôde sentir sua presença pessoal todo o tempo, em momentos que por vezes pareciam aleatórios, mas que aos poucos fizeram sentido. A Ele todo o mérito, sempre.

Agradeço aos meus pais, Cássia e João, e ao meu irmão, Victor, por me darem todo o apoio possível nesses anos. Agradeço pela ajuda, pela convivência, pelos conselhos, pelas conversas, pelas caronas, pela paciência, e acima de tudo, pelo amor incondicional (quando nem eu mesma me aguentava). Sem vocês, eu nunca teria chegado até aqui.

Agradeço à minha família, que foi bem presente no período. Em especial, aos meus avós Alda e Rivas, que sempre fizeram questão de perguntar como estava o curso, mesmo nem sempre entendendo muito bem o que eu estava fazendo. Também à tia Ana, Beatriz, Gabriel, tio André e tia Irene, pelo apoio e incentivo constantes.

Devo agradecer imensamente ao meu orientador, Prof. Márcio Issao Nakane, por toda a paciência e dedicação empenhadas na minha orientação. Pelas muitas reuniões, conversas e idéias. Não consigo imaginar um trabalho de orientação melhor. Agradeço ao Prof. Pedro Garcia Duarte pelas valiosas sugestões e críticas feitas desde a mini-banca e ao Prof. Giuseppe Fiori pelas sugestões feitas na qualificação. Agradeço também à Prof. Vera Lúcia Fava, pelo grande aprendizado durante as monitorias. Não posso deixar de agradecer aos professores Eduardo do Amaral Haddad e Naércio Aquino Menezes-Filho, por me despertarem o interesse por pesquisa ainda na graduação e me incentivarem a cursar o mestrado.

No final, e que soe piegas, o processo importa muito mais do que a linha de chegada. Por isso, devo agradecer aos meus colegas da pós, que tornaram esse processo muito mais agradável. Em especial, ficam os agradecimentos ao Danilo, Paula, Carol, Lia, Rafael, Thiago, Anna, Murilo e Eduardo pelo apoio e companhia, mesmo em momentos adversos. Sem alguns de vocês, eu jamais teria chegado até aqui. Enfatizo os agradecimentos ao Rafael Neves por toda a ajuda computacional, principalmente no LaTeX, e pela tranquilidade nos piores momentos. De um modo geral, agradeço aos demais da minha turma pelos aprendizado e coleguismo. Agradeço aos meus veteranos pelas dicas e listas resolvidas, assim como aos ingressantes, que davam anualmente novos ares ingênuos à salinha da pós. Em especial, agradeço à Ana Barufi pelo incentivo constante e pelas dicas iniciais da minha vida na pós.

Agradeço aos meus amigos de antes, que não me abandonaram mesmo em face da minha ausência por longos períodos; pelo contrário, me deram um enorme apoio. Em especial, ficam aqui os agradecimentos ao Felipe, Lucas, Marco, Mariana, Paiola, Reynaldo e Tiago.

Agradeço aos meus colegas da MCM Consultores, em especial ao Fernando Genta e ao Leandro Padulla, por todo o apoio e compreensão nos momentos finais da dissertação.

De forma especial, agradeço ao Dr. Elizeu, que me ensinou a lidar com o imponderável e finalmente dar um ponto final a este trabalho.

Agradeço por fim o apoio financeiro da Fapesp e da CAPES durante o período de mestrado.

Muito obrigada a todos!

**“Pois quanto maior a sabedoria maior o sofrimento; e quanto maior o conhecimento,
maior o desgosto.”**

(Eclesiastes)

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 previsões de duas classes de modelos de rigidez informacional: (i) *sticky information* e (ii) *imperfect information*. Na primeira categoria, os agentes se atualizam infrequentemente, mas obtêm informação perfeita quando se atualizam; na segunda, os agentes se atualizam continuamente, mas observam apenas um sinal ruidoso sobre o verdadeiro estado das variáveis econômicas. É possível distinguir entre essas duas classes de modelos porque ambas fazem previsões conflitantes em termos das respostas dos momentos condicionais das expectativas, isto é, após um choque econômico fundamental. Por isso, uma parte essencial do trabalho consiste na identificação e estimação de choques estruturais. Ao realizar tais experimentos, não encontramos evidências que deem 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. No entanto, destacamos as limitações das medidas de expectativa usadas para estes últimos.

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. In the first type of model, agents can update their information sets only infrequently, but when doing so they acquire full information; in the second type, agents can update continuously, but only observe a noisy signal about the state of economic variables. One can distinguish between these two classes because they yield conflicting predictions about the conditional responses of forecast moments to fundamental economic shocks. Therefore, an important part of this work deals with identification and estimation of structural 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. It is worth noting, however, that the consumer expectations measures used in this work have several shortfalls.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	7
2	MODELOS DE RIGIDEZ INFORMACIONAL	13
2.1	Sticky Information	13
2.2	Imperfect Information	16
2.3	Resumo das Predições dos Modelos	20
3	METODOLOGIA	23
4	CHOQUES ESTRUTURAIS	27
4.1	Choques de política monetária	27
4.1.1	Literatura	27
4.1.2	Identificação	28
4.1.3	Séries utilizadas	31
4.1.4	Estimação	32
4.2	Choques de tecnologia	34
4.2.1	Literatura	34
4.2.2	Identificação	35
4.2.3	Séries utilizadas	36
4.2.4	Estimação	36
4.3	Choques de petróleo	38
4.3.1	Literatura	38
4.3.2	Identificação	40
4.3.3	Séries utilizadas	41
4.3.4	Estimação	42
4.4	Choques de informação (<i>news shocks</i>)	43
4.4.1	Literatura	43
4.4.2	Identificação	45
4.4.3	Séries utilizadas	46
4.4.4	Estimação	46
4.5	Choques de confiança	48
4.5.1	Literatura	48
4.5.2	Identificação	49
4.5.3	Séries Utilizadas	49
4.5.4	Estimação	50
4.6	Outros choques	50

5	SÉRIES DE EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO	53
6	RESULTADOS	59
7	CONCLUSÕES	69
8	REFERÊNCIAS	71
9	APÊNDICES	73

LISTA DE TABELAS

1	Predições condicionais de diferentes modelos	21
2	Proporção das horas totais trabalhadas atribuída às Regiões Metropolitanas . .	36
3	IPCA: Correlação entre medidas de expectativas de inflação 12 meses à frente .	55
4	IGP-DI: Correlação entre medidas de expectativas de inflação 12 meses à frente	56
5	IPCA: Decomposição da variância da inflação entre os choques	59
6	IGP-DI: Decomposição da variância da inflação entre os choques	60
7	Testes de Raiz Unitária para Produtividade	75

LISTA DE FIGURAS

1	Resposta a um choque de política monetária	33
2	Horas trabalhadas para o Brasil	37
3	Resposta acumulada a um choque tecnológico	38
4	Resposta aos três choques de petróleo	43
5	Resposta ao choque de news: dois esquemas de ortogonalização	47
6	Resposta a choques de confiança	51
7	IPCA: Expectativas de inflação para os próximos 12 meses	54
8	IGP-DI: Expectativas de inflação para os próximos 12 meses	55
9	Focus: desvio-padrão das expectativas de inflação para os próximos 12 meses .	56
10	Sondagem do Consumidor: Expectativas de inflação para os próximos 12 meses	57
11	Resposta dos profissionais de mercado (IGP-DI)	64
12	Resposta dos profissionais de mercado (IPCA)	65
13	Resposta dos consumidores	68
14	Resposta acumulada a um choque de política monetária (especificação com IPCA)	74
15	IGP-DI: Resposta da inflação aos choques (sem excluir os primeiros 12 meses)	76
16	IPCA: Resposta da inflação aos choques (sem excluir os primeiros 12 meses) .	77
17	Resposta dos profissionais de mercado (IGP-DI)	78
18	Resposta dos profissionais de mercado (IGP-DI)	79
19	Resposta dos profissionais de mercado (IGP-DI)	80
20	Resposta dos profissionais de mercado (IPCA)	81
21	Resposta dos profissionais de mercado (IPCA)	82
22	Resposta dos profissionais de mercado (IPCA)	83
23	Resposta dos consumidores	84
24	Resposta dos consumidores	85
25	Resposta dos consumidores	86
26	One-Step VAR: choques monetários	87
27	One-Step VAR: choques de petróleo (demanda preventiva	88
28	One-Step VAR: choques de confiança (FGV)	88

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.

Na década de 1970, a hipótese de expectativas racionais obteve aceitação como modelo dominante de formação de expectativas, substituindo a abordagem de expectativas adaptativas até então vigente. 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 e limitações ao adquirir e processar a informação.¹ Mas 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 com informação completa.

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. Da mesma forma, Dupor et al. (2009), ao usarem choques tecnológicos para identificar parâmetros de um modelo macroeconômico, chegam a conclusões diferentes daquelas obtidas quando choques monetários são usados na identificação. Uma das explicações para tal resultado, segundo os autores, residiria na idéia de que as firmas têm capacidade de processamento de informação limitada, devendo decidir o quanto alocar de sua atenção entre diferentes choques.

¹ Como, por exemplo, Lucas (1972).

Para o caso brasileiro, Carvalho e Minella (2009) analisam os dados de expectativas de mercado (de profissionais da área econômica) disponíveis desde a implantação do regime de metas de inflação no Brasil. Como medida de expectativa de inflação, é usada a mediana das projeções feitas para o IPCA acumulado 12 meses à frente. Os autores constataam que as expectativas de inflação são não viesadas, mas ineficientes, no sentido de que não fazem uso de toda a informação macroeconômica disponível. Contudo, o desempenho das previsões, de modo geral, melhorou ao longo do tempo, sendo similar ou superior ao de previsões feitas através de modelos auto-regressivos.

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. A evidência empírica contra a hipótese de informação completa é escassa; além disso, não há evidência suficiente que permita distinguir entre diferentes especificações de rigidez informacional. 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, em um processo à la Calvo, 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. Em artigo posterior, Mankiw et al. (2004) argumentam que, com essa teoria, é possível gerar heterogeneidade das expectativas, o que se ajusta aos dados norte-americanos de

discordância entre os agentes sobre expectativas de inflação. Os autores constatarem que o modelo de *sticky information* consegue reproduzir os principais atributos da evolução das séries de expectativas de inflação nas últimas décadas.

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.

Algumas extensões podem ser introduzidas na classe de modelos de informação imperfeita. Morris e Shin (2002) adicionam ao modelo padrão a hipótese de interação estratégica entre os agentes, isto é, a ideia de que há incentivos em manter previsões próximas à previsão média. Além disso, é possível supor que, além de observar apenas sinais sobre o estado da natureza, os agentes usem modelos diferentes em suas previsões, devido a diferentes crenças sobre o comportamento de longo prazo das variáveis previstas (Patton e Timmermann (2010)), ou a interpretações diferentes dos mesmos sinais.

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, que coleta previsões de instituições do mercado para os principais índices de inflação brasileiros, 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, como ve-

remos, 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 os erros condicionais de previsão respondem com o mesmo sinal da inflação ao choque e convergem para zero ao longo do tempo. Ou seja, a resposta condicional do erro de previsão médio entre os agentes deve ser serialmente correlacionada e ter o mesmo sinal da inflação. No entanto, esses modelos tendem a gerar o mesmo resultado em termos de momentos não condicionais das expectativas.

Consideramos também, alternativamente às duas classes de modelos supracitadas, as predições 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. Sendo assim, testamos as predições desse modelo também.

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 prevêm. 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. 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 de previsão verdadeiro.

Este trabalho é composto de seis outras seções, além desta introdução. A segunda seção revê

a literatura acerca dos 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 formalizamos as duas classes de modelos de rigidez de informação tratadas nesse trabalho, assim como suas implicações para as séries econômicas. A discussão é semelhante àquela encontrada em Coibion e Gorodnichenko (2012). Antes, no entanto, vale ressaltar alguns pontos comuns aos modelos.

Ambos contêm agentes com expectativas racionais sujeitos a uma fonte específica de rigidez informacional. Mesmo assim, as duas abordagens são consistentes com divergências de crenças sobre a economia entre os agentes. Em cada modelo, após um choque econômico, a expectativa média entre os agentes leva alguns períodos para se ajustar à variável sendo prevista, com os erros de previsão convergindo para zero ao longo do tempo. Por fim, como ficará evidente a seguir, as duas abordagens são consistentes 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. Como racionalizado posteriormente por Reis (2006), essa é a escolha ótima de consumidores e firmas que enfrentam custos fixos de adquirir e processar novas informações. Quando se atualizam, os agentes obtêm informação 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.

Para derivar as propriedades das previsões em resposta a um choque estrutural, 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:

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

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

Usando o processo para a inflação, podemos desenvolver esse termo:

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

Como o agente se atualizou pela última vez no período $t - k$, conhece toda a série de choques anteriores a essa data. A expectativa para os choques posteriores, por sua vez, é zero. Então, $E_{t-k}\pi_{t+h} = \sum_{s=0}^{\infty} \rho^{h+k+s} w_{t-k-s}$. Desenvolvendo a previsão média, temos:

$$\begin{aligned} \overline{\pi_{t+h|t}} &= (1 - \lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k (\rho^{h+k} w_{t-k} + \rho^{h+k+1} w_{t-k-1} + \dots) \\ &= (1 - \lambda) [(\rho^h w_t + \rho^{h+1} w_{t-1} + \dots) + \lambda(\rho^{h+1} w_{t-1} + \rho^{h+2} w_{t-2} + \dots) + \dots] \\ &= (1 - \lambda) \sum_{k=0}^{\infty} \rho^{h+k} w_{t-k} \left(\sum_{i=0}^k \lambda^i \right) \\ &\Rightarrow \overline{\pi_{t+h|t}} = \sum_{k=0}^{\infty} \rho^{h+k} w_{t-k} (1 - \lambda^{k+1}) \end{aligned}$$

Vemos que a previsão média depende da resposta média da inflação, pois, quando os agentes se atualizam, adquirem informação completa. Portanto, após um choque inflacionário, a previsão

média cresce junto com a inflação. No entanto, como $\lambda \in [0, 1]$, o valor previsto para a inflação é subestimado pela previsão média. Ao longo do tempo, o coeficiente $\rho^{h+k}(1 - \lambda^{k+1})$ converge para ρ^{h+k} , o que garante que as previsões médias convergem para o valor verdadeiro.

Os erros médios de previsão são dados pela diferença entre a inflação *ex-post* e a previsão média:

$$\begin{aligned} FE_{t,t+h} &= \pi_{t+h} - \overline{\pi_{t+h}|t} \\ &= \sum_{m=0}^{\infty} \rho^m w_{t+h-m} - \sum_{k=0}^{\infty} \rho^{k+h} w_{t-k} (1 - \lambda^{k+1}) \\ \Rightarrow FE_{t,t+h} &= \sum_{m=0}^{h-1} \rho^m w_{t+h-m} - \sum_{k=0}^{\infty} \rho^{k+h} w_{t-k} \lambda^{k+1} \end{aligned}$$

Portanto, 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 λ , 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 é monotonicamente decrescente, e dirigida apenas por λ :

$$\frac{dFE_{t+j,t+j+h}/dw_t}{d\pi_{t+j+k}/dw_t} = \lambda^{j+1}$$

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. A variância das previsões em t para a inflação h períodos à frente é dada por:

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

Coibion e Gorodnichenko (2012) mostram que a função resposta da dispersão das previsões feitas em $t + j$ para a inflação h períodos à frente a um choque δ no período t é dada por:

$$\rho^{2(j+h)} \lambda^{j+1} (1 - \lambda^{j+1}) \delta = \left(\frac{d\pi_{t+j+k}}{dw_t} \right)^2 \lambda^{j+1} (1 - \lambda^{j+1}) \delta$$

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. Como veremos a seguir, a dispersão das expectativas não varia em resposta a um choque fundamental. A partir de um modelo simples, derivamos as principais predições dessa

classe de modelos.

Suponha que os agentes observem sinais da inflação $z_{it} = [y_{it} \ s_t]'$, com $y_{it} = \pi_t + v_{it}$ e $s_t = \pi_t + \eta_t$, em que π_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 $u_{it} = [v_{it} \ \eta_t]'$.

Usando as propriedades do filtro de Kalman, ao atualizar a previsão para o vetor de estado temos que:

$$\pi_{t|t}(i) = \pi_{t|t-1}(i) + P(z_{it} - z_{t|t-1}(i)) \quad ,$$

em que $P = [P_\eta \ P_v]$ é o ganho do filtro de Kalman.² Note que o ganho de Kalman não varia entre os agentes, pois todos resolvem a mesma equação para atualizar a matriz de covariância do vetor de estado.

Desenvolvendo a equação, temos que, para $H = [1 \ 1]'$:

$$\pi_{t|t}(i) = (1 - PH)\pi_{t|t-1}(i) + PH\pi_t + Pu_{it}$$

² $P = \begin{bmatrix} \frac{\Psi\sigma_v^2}{\Psi(\sigma_v^2 + \sigma_\eta^2) + \sigma_v^2\sigma_\eta^2} & \frac{\Psi\sigma_\eta^2}{\Psi(\sigma_v^2 + \sigma_\eta^2) + \sigma_v^2\sigma_\eta^2} \end{bmatrix}$, em que Ψ corresponde à matriz de covariância do erro de previsão da variável de estado e $P_\eta, P_v \in (0, 1)$.

$$= (1 - PH)\rho\pi_{t-1|t-1}(i) + PH\pi_t + Pu_{it}$$

Interpretamos PH como o grau de rigidez de informação, pois há mais de um sinal disponível para os agentes. Note que, no caso de informação perfeita, $\sigma_v^2 = 0$, o que por sua vez gera $P_v = 0, P_\eta = 1$ e $PH = 1$.

A previsão média da inflação corrente dada a informação do período t é então dada por:

$$\begin{aligned}\overline{\pi_{t|t}(i)} &= (1 - PH)\rho\overline{E}(\pi_{t-1|t-1}(i)) + PH\pi_t + PE(u_{it}) \\ &= (1 - PH)\rho\overline{\pi_{t-1|t-1}} + PH\pi_t + P[0 \quad \eta_t]' \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} (1 - PH)\rho^{k-1}(PH\pi_t + P_\eta\eta_t) \\ &= [1 - (1 - PH)\rho L]^{-1}[(1 - \rho L)^{-1}PHw_t + P_\eta\eta_t]^3\end{aligned}$$

Podemos ver que a 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 ao fato de que $PH \in (0, 1)$.

Em relação ao erro de previsão, temos que:

$$\begin{aligned}FE_{t|t} &= \pi_t - \overline{\pi_{t|t}} = (1 - PH)(\pi_t - \rho\overline{\pi_{t-1|t-1}}) - P_\eta\eta_t \\ &= (1 - PH)\rho(\pi_t - \overline{\pi_{t-1|t-1}}) + (1 - PH)w_t - P_\eta\eta_t \\ &= (1 - PH)\rho FE_{t-1,t-1} + (1 - PH)w_t - P_\eta\eta_t\end{aligned}$$

³L corresponde ao operador defasagem

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:

$$\frac{dFE_{t+j,t+j}}{dw_t} = [(1 - PH)\rho]^j(1 - PH)$$

Portanto, a resposta condicional do erro de previsão segue o mesmo padrão do que sob *sticky information*. Note que, no caso de informação perfeita ($PH=1$), o erro de previsão é nulo. Da mesma forma, a resposta normalizada do erro de previsão depende apenas do grau de rigidez de informação PH , pois:

$$\frac{\partial FE_{t+j,t+j}/\partial w_t}{\partial \pi_{t+j}/\partial w_t} = \frac{(1 - PH)^{j+1}\rho^{j-1}}{\rho^{j-1}} = (1 - PH)^{j+1}, \quad j \geq 0$$

Da mesma forma, podemos derivar o processo para a dispersão das previsões entre os agentes:

$$\begin{aligned} V_t \pi_t | t &= Var[(1 - PH)\rho \overline{\pi_{t-1|t-1}} + PH\pi_t + Pu_{it}] \\ &= (1 - PH)\rho^2 V_{t-1} \pi_{t-1|t-1}(i) + P_V^2 \Sigma_V \end{aligned}$$

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 π_t , a dispersão das expectativas não responde a π_t . Note que, no caso de informação perfeita, a variância das previsões é dada por $P_V^2 \Sigma_V$.

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.⁴

⁴Ver, por exemplo, Maćkowiak e Wiederholt (2010).

Sumarizando, são três as previsões 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.

Extensões

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).
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.

2.3 Resumo das Previsões dos Modelos

A tabela a seguir mostra as principais previsões dos modelos em relação aos momentos condicionais das previsões. Tais previsões 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 Timmer-

mann (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.

Na próxima seção, explicitaremos a metodologia empregada nos testes dos modelos de rigidez de informação.

Tabela 1: Predições condicionais de diferentes modelos

	Informação Completa	Sticky Information	Imperfect Information	Aversão heterogênea a perdas
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, argumentou-se 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. As pesquisas das quais extraímos as séries de expectativas utilizadas são discutidas na Seção 5.

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. O método e as variáveis usadas na identificação de cada choque são 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 ϵ^s , é estimada a equação:

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

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.⁵ Com os coeficientes estimados, calculamos a função resposta a

⁵Escolhemos esse valor máximo devido ao tamanho reduzido da amostra, embora os resultados não se alterem substancialmente com a escolha de valores diferentes.

impulso da inflação acumulada a cada choque. No entanto, excluímos o primeiro ano dessas respostas, já que os agentes prevêem 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:

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

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, excluímos 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 converjam 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:

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

em que $|\epsilon^s|$ 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 ε^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.

Ao realizar tais testes, investigaremos se os dados contêm evidências favoráveis aos modelos de rigidez informacional.

4 CHOQUES ESTRUTURAIS

Esta seção trata da definição e identificação dos choques econômicos estruturais utilizados neste trabalho. Inicialmente, selecionamos cinco tipos de choque fundamental: de política monetária, de tecnologia, de petróleo, de informação e de confiança, baseados em Coibion e Gorodnichenko (2012).⁶ 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

4.1.1 Literatura

Segundo Christiano et al. (1999), o interesse em choques de política monetária está ligado à avaliação empírica de modelos econômicos estruturais, no espírito do programa de Lucas. Isso se deve ao fato de que diferentes modelos econômicos, os quais apresentam diferentes fricções e implicações para política econômica, respondem de forma distinta a choques de política monetária.

A idéia do programa de Lucas é a de que podemos testar a validade de dado modelo econômico ao comparar os resultados de experimentos feitos nele com a resposta da economia aos mesmos experimentos. No entanto, para usar essa informação, precisamos saber o que acontece na economia de fato após tais experimentos. Sendo assim, é necessário lidar com a seguinte questão: o que acontece após um choque exógeno na política monetária?

De acordo com esses autores, a literatura ainda não convergiu para um conjunto particular de hipóteses para identificar os efeitos de choques de política monetária. Existem três estratégias gerais para isolar esses choques:

- (i) estimar 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;

⁶Consideramos inicialmente também choques de política fiscal, que acabaram sendo abandonados por sua identificação ser controversa e não se basear em restrições de curto e longo prazo nos modelos VAR.

- (ii) a partir da abordagem narrativa, isto é, olhar para os dados que sinalizam ações de política monetária exógenas;
- (iii) usar a hipótese de que os choques monetários não afetam a atividade econômica no longo prazo.

Utilizaremos a primeira estratégia. Antes, no entanto, é preciso fazer hipóteses suficientes a respeito da forma funcional da regra de *feedback*, de quais variáveis o Banco Central leva em conta ao ajustar seu instrumento e de qual seria esse instrumento de operação. Além disso, são necessárias suposições sobre a interação do choque de política monetária com as variáveis da regra de *feedback*. Uma possibilidade é que o choque seja 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. O abandono da hipótese de recursividade tem um alto custo, pois requer que um conjunto maior de relações econômicas sejam identificadas.

4.1.2 Identificação

Inicialmente, como regra de política monetária, assumimos que o Banco Central fixa o instrumento de política monetária de acordo com a seguinte 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.

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.

Identificaremos o choque de política monetária a partir da hipótese de recursividade, segundo a qual os choques são ortogonais ao conjunto de informação da autoridade monetária. Considere o vetor de k variáveis Z_t :

$$Z_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ S_t \\ X_{2t} \end{pmatrix}$$

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. Então, $k = k_1 + k_2 + 1$.

A hipótese de recursividade restringe A_0 , a matriz de relações contemporâneas entre as variáveis⁷, 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. Esse resultado é estabelecido por Christiano et al. (1999). Os autores 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

⁷Podemos transformar um modelo VAR da forma $X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$ em um VAR estrutural, ou econômico, a partir da relação $A_0 X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + u_t$, em que $A_j = A_0 \Pi_j$, $u_t = A_0 \varepsilon_t$ e $E(u_t u_t') = I$, isto é, os choques estruturais são não correlacionados entre si.

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} .

Adaptação para o Brasil

Usaremos um dos esquemas recursivos de identificação *benchmark* na literatura, que considera o instrumento de política monetária como a taxa de juros fixada pelo Banco Central. Para o caso dos EUA, é utilizada a *federal funds rate*, como em Bernanke e Blinder (1992); de forma equivalente, para o Brasil, utilizaremos a taxa Selic⁸, 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 inicial do conjunto de informação do Banco Central inclui Y_t , o log do PIB real, P_t , a taxa de inflação e $PCOM_t$, a mudança suavizada em um índice de preços de *commodities*, além de valores defasados dessas variáveis. Nessa especificação, X_{2t} , o vetor de variáveis que aparecem com defasagem no conjunto de informação, contém apenas M1.

A inserção do índice de preços de commodities se justifica como forma de evitar o chamado *price puzzle*. Diversos autores observaram que nos EUA do pós-guerra muitas vezes um aumento na inflação foi precedido por um aumento simultâneo nos preços de commodities e na *Fed Funds Rate*. Os esquemas recursivos que não incluem preços de commodities como indicadores *leading* de inflação no conjunto de informação do Banco Central podem implicar em choques monetários contracionários levando a um aumento sustentado no nível de preços. Sims (1992) conjectura que esse *puzzle* aconteça porque as medidas de choque são baseadas em especificações do conjunto de informação que não incluem a informação sobre inflação futura que estava disponível para o Banco Central. Por isso há a necessidade de expurgar as medidas de choque de política monetária de perturbações não relacionadas a políticas.

Dessa forma, temos inicialmente o seguinte vetor de variáveis:

⁸Usamos a taxa Selic efetiva ao invés da meta estipulada pelo Comitê de Política Monetária (Copom).

$$Z_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ P_t \\ PCOM_t \\ S_t \\ M1_t \end{pmatrix}$$

4.1.3 Séries utilizadas

- Log PIB real

Para cálculo do PIB real ajustamos a série de PIB mensal através do IPCA. Essas séries são divulgadas pelo Banco Central do Brasil e pelo IBGE, respectivamente. A seguir, o PIB real foi dessazonalizado.

- IBC-Br

Índice de atividade real do Banco Central. Série mensal dessazonalizada usada como medida alternativa de atividade econômica.

- IGP-DI

Índice geral de preços - disponibilidade interna. Série mensal divulgada pela FGV, dessazonalizada.

- IPCA

Série mensal divulgada pelo IBGE, dessazonalizada, usada como taxa de inflação alternativa.

- IPCA-15

Série mensal divulgada pelo IBGE, dessazonalizada, usada como taxa de inflação alternativa.

- Log do índice de preço de commodities

Série mensal divulgada pelo IPEA, dessazonalizada.

- Taxa Selic

Taxa nominal de juros. Série mensal divulgada pelo Banco Central.

- Log da taxa de câmbio

Taxa nominal de câmbio mensal (comercial - compra), divulgada pelo Banco Central.

- Log M1

Série mensal divulgada pelo Banco Central, dessazonalizada.

4.1.4 Estimação

Como descrito na seção anterior, para identificar os choques de política monetária utilizamos a restrição de recursividade, segundo a qual os choques são ortogonais ao conjunto de informação da autoridade monetária.

Inicialmente, estimamos um VAR no nível para PIB real, IPCA, índice de preços de commodities e taxa Selic. Nossa amostra consiste em 2000:01-2012:05, para evitar o período de reformas econômicas da década de 1990.⁹

No entanto, mesmo com o uso do índice de commodities, o *price puzzle*, isto é, um aumento da inflação em resposta a um choque positivo na taxa Selic, permanece. O mesmo problema ocorreu com a inclusão de M1 e da taxa de câmbio.¹⁰

Com isso, como sugerido em Minella (2003), usamos como medida de inflação o IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna), da FGV. O IGP-DI é uma medida síntese da inflação nacional, pois considera variações de preços que afetam diretamente as atividades econômicas localizadas no território brasileiro. Esse índice é composto pelo IPA (Índice de Preços por Atacado), IPC (Índice de Preços ao Consumidor) e INCC (Índice Nacional do Custo da Construção).

Em nossa especificação final, substituímos o índice de commodities pela taxa de câmbio¹¹, que capta o efeito dos preços de importados sobre a inflação. Foi estimado um VAR no nível com 3 defasagens para PIB real, IGP-DI, taxa de câmbio, M1 e taxa Selic. Vale ressaltar que

⁹A rigor, a estimação poderia começar em 1999, mas optamos por começar a amostra em 2000 para a estimação de todos os choques. Em seus estudos, para séries mensais suficientemente longas, o Banco Central do Brasil opta por usar esse corte amostral.

¹⁰Resultados semelhantes foram obtidos com o uso de IPCA-livre no lugar de IPCA. O IPCA-livre corresponde ao índice expurgado da inflação nos preços administrados, isto é, os preços estabelecidos por contrato ou por órgão público. Alguns exemplos desses preços administrados são serviços telefônicos, derivados de petróleo (pois são estabelecidos pela Petrobrás), eletricidade, planos de saúde e tarifas de transporte público.

¹¹Na seção 6, consideramos adicionalmente o choque monetário obtido pela versão do VAR com commodities.

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.

No entanto, como na seção 6 consideraremos a previsão dos agentes tanto para o IGP-DI quanto

para o IPCA acumulados 12 meses à frente, necessitamos adicionalmente de uma medida de choque monetário que leve em conta este último. Apesar de todos os problemas de *price puzzle* supracitados, escolhemos uma especificação alternativa que resolve parcialmente esse problema (em resposta a um choque monetário, a inflação cresce, mas não o nível de preços). Essa especificação assume que o Banco Central observa o IPCA-15, o índice de preços para as primeiras duas semanas do mês, mas não o IPCA cheio quando fixa o instrumento de política monetária. Além disso, usamos o IBC-Br, índice de atividade do Banco Central, em lugar do PIB mensal. As demais variáveis, taxa de câmbio, Selic e M1, continuam as mesmas. No Apêndice 1, reportamos as funções resposta a impulso geradas por esse choque monetário.

4.2 Choques de tecnologia

4.2.1 Literatura

Galí (1999) argumenta que o interesse por choques de tecnologia tem suas raízes na teoria de *real-business-cycle* (RBC). Essa teoria interpreta o conjunto de flutuações agregadas na economia como sendo consistente com um modelo neoclássico de competição perfeita, aumentado com escolha entre lazer e trabalho e choques tecnológicos exógenos.

Nesse sentido, os choques de tecnologia podem ser usados para avaliar as predições de diferentes modelos em termos dos segundos momentos condicionais dos dados. Isso porque um critério de avaliação baseado na habilidade de um modelo em reproduzir os segundos momentos não-condicionais pode conduzir a conclusões erradas na presença de choques exógenos: o modelo pode ter um bom desempenho nesse critério mas fornecer uma resposta distorcida da economia a cada tipo de choque.

Como exemplo, Galí (1999) argumenta que o modelo RBC básico prevê uma correlação positiva entre horas e produtividade do trabalho. Para adequar os resultados aos dados, costumam ser adicionados a esse modelo outros choques não-tecnológicos, como por exemplo, monetários, de forma a tornar essa correlação nula ou levemente negativa; no entanto, os efeitos dinâmicos de choques tecnológicos permanecem inalterados.

De modo a avaliar empiricamente a validade de duas classes de modelos com diferentes impli-

cações a respeito da resposta de produtividade e horas a cada tipo de choque, o autor estima uma decomposição dessas variáveis em componentes de tecnologia e não-tecnologia. Dois resultados surgem: (a) as correlações condicionais estimadas de horas e produtividade são negativas para choques tecnológicos; (b) horas mostram uma queda persistente em resposta a um choque tecnológico positivo. Os resultados são difíceis de conciliar com a interpretação RBC tradicional de ciclos de negócios, mas são consistentes com um modelo simples de competição monopolística e preços rígidos.

4.2.2 Identificação

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 ε_z e ε_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.

Enquanto a estratégia de identificação se apóia na presença de uma raiz unitária na produtividade, não se requer não-estacionariedade da variável de horas, de modo que podemos acomodar ambos os casos.

4.2.3 Séries utilizadas

- Log horas totais

Série construída através das horas mensais totais extraídas da PME para seis Regiões Metropolitanas e estendidas para o Brasil todo, utilizando as proporções da PNAD.

- Log Produtividade

Série contruída como $\log(\text{PIBreal}) - \log(\text{Horas Totais})$

4.2.4 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.¹² 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.¹³

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 pesquisa contém as características de trabalho da população, incluindo o número de empregos e as horas trabalhadas em cada um deles. A partir da PNAD, calculamos a proporção de horas totais trabalhadas devida a indivíduos residentes nas regiões metropolitanas da PME. A Tabela 2 mostra os valores obtidos para cada ano da pesquisa.

Tabela 2: Proporção das horas totais trabalhadas atribuída às Regiões Metropolitanas

set/01	set/02	set/03	set/04	set/05	set/06	set/07	set/08	set/09
0,2555	0,2572	0,2517	0,2475	0,2514	0,2536	0,2547	0,2569	0,2563

Nota: Elaboração própria

¹²As horas habitualmente trabalhadas correspondem a um período típico de trabalho. São diferentes das horas normais de trabalho, que estão ligadas a condições contratuais e podem não retratar a situação típica do trabalho.

¹³Mais especificamente, a PME abrange as Regiões Metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

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. A Figura 2 mostra essas duas séries.

Figura 2: Horas trabalhadas para o Brasil

Nota. Elaboração própria

Construímos a série de produtividade do trabalho como a diferença em log entre PIB real e horas totais trabalhadas.¹⁴ Note que, como frisado na seção 4.2.2, a estratégia de identificação depende crucialmente da hipótese de que a série de produtividade tem uma raiz unitária. Como pode ser verificado no Apêndice 2, os resultados dos testes de raiz unitária confirmam essa suposição.

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 3 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

¹⁴ As séries de PIB real e horas foram dessazonalizadas.

Figura 3: 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.

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

4.3.1 Literatura

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 sobre esse máximo é usada; caso contrário, o valor da medida é zero.

No entanto, o efeito de mudanças no preço do petróleo sobre o produto sofre de um problema

de identificação, pois a causalidade reversa entre agregados macroeconômicos e preço do petróleo faz com que causa e efeito não sejam facilmente distinguíveis quando estudamos a relação entre essas duas variáveis. Sendo assim, Kilian (2008) propõe uma nova medida de choque de petróleo: choques de oferta exógenos, isto é, interrupções na produção de petróleo causadas por eventos exógenos nos países produtores, tais como guerras e revoluções. Essa série de choques é recuperada a partir da construção do contrafactual para cada um desses eventos: é estimada a produção potencial na ausência do conflito e comparada com a produção ocorrida de fato em cada um dos países envolvidos.

Ao constatar que esses choques de oferta correspondem a uma pequena parcela da variação no preço real do petróleo, Kilian (2009) sugere uma decomposição estrutural desse preço 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;
- (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.

Para obter o componente da atividade econômica global que dirige a demanda por *commodities*, são utilizadas as taxas de frete em viagens marítimas. No curto prazo, para um volume transportado moderado, a curva de oferta de transporte marítimo é relativamente plana, pois

a capacidade ociosa e navios desativados podem ser usados. No entanto, quando a demanda por esse serviço ultrapassa certo nível (devido a aumentos de atividade econômica), a curva de oferta se torna quase vertical, dado que não é possível aumentar a frota de navios instantaneamente, e portanto os fretes sobem. Apenas no longo prazo a produção adicional de navios diminuirá as taxas de frete, na maior parte das vezes quando os altos níveis iniciais de atividade econômica já não subsistem. Portanto, aumentos na taxa de frete podem ser usados como indicadores de pressões de demanda global.

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. A princípio, esse choque residual poderia ser interpretado de muitas formas, mas o autor fornece evidências de que esse resíduo de fato representa um choque de demanda preventiva.

Como resultado, é encontrado que os choques têm efeitos diferentes sobre o preço real do petróleo. Um choque de oferta de petróleo gera uma queda pequena e transitória, ao passo que um choque de demanda global gera um aumento grande e persistente no preço. Um choque de demanda preventiva tem efeito imediato, significativo e persistente sobre o preço real, o que é interpretado como evidência de *overshooting* nesse mercado, um mecanismo comum em modelos de demanda preventiva.

4.3.2 Identificação

Tal como Kilian (2009), identificaremos os três tipos de choque através da hipótese de recursividade.

Considere o seguinte vetor de variáveis:

$$Z_t = \begin{pmatrix} \Delta prod_t \\ index_t \\ preçoreal_t \end{pmatrix}$$

Em que $\Delta prod_t$ é a mudança percentual na produção mundial de petróleo bruto, $index_t$ corresponde ao log do índice de atividade econômica real global e $preçoreal_t$ é o log do preço real do

petróleo.

A hipótese de recursividade restringe A_0 da seguinte forma:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t^{oferta\ petróleo} \\ \varepsilon_t^{demanda agregada} \\ \varepsilon_t^{demanda petróleo} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} e_t^{\Delta prod} \\ e_t^{index} \\ e_t^{preço real} \end{pmatrix}$$

O formato da matriz A_0 decorre de três suposições principais. Inicialmente, 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 produção. A segunda suposição é a de que 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. Por fim, as inovações no preço real do petróleo não explicadas pelos dois choques anteriores são interpretadas como choques na demanda por petróleo. Como argumentado anteriormente, esses choques capturam mudanças exógenas na demanda preventiva por petróleo, dirigidas pela incerteza a respeito da produção futura.

4.3.3 Séries utilizadas

- Produção mundial de petróleo

Série divulgada pelo Departamento de Energia dos EUA, transformada em diferenças de log

- Índice de atividade real global

Índice construído por Kilian (2009). São usadas séries de taxas de frete para diferentes cargas, rotas e tamanhos de navio. Para essas séries, é computada a taxa de crescimento para cada período e obtida a média simples. A seguir, essa média de crescimento em cada período é acumulada e normalizada, deflacionada pelo CPI (Consumer Price Index) e tem sua tendência removida (pois o decrescimento das taxas ao longo do tempo tem um forte componente tecnológico). Assim, os valores são expressos como desvios em relação à tendência.

- Preço real do petróleo

Série de preço (petróleo bruto - Brent (FOB)) transformada em reais pela taxa de câmbio comercial, convertida em valores reais através do IPCA, dessazonalizada e transformada em log.

O preço em dólares é divulgado pelo Departamento de Energia dos EUA.

4.3.4 Estimação

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 4 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.

Um choque exógeno na oferta de petróleo gera, por definição, um forte aumento inicial na produção, seguindo-se uma reversão parcial desse efeito. Esse resultado é consistente com a idéia de que aumentos ou quedas na produção em uma área tendem a se compensar em outras partes do mundo. A atividade real aumenta lentamente em resposta a esse choque, atingindo seu valor mais alto cerca de três meses após o choque de oferta. Um choque na demanda global, isto é, uma expansão não-antecipada da demanda agregada, gera um aumento expressivo e persistente no índice de atividade global e um tímido aumento na produção de petróleo, logo dissipado.

Em resposta a um choque de oferta de petróleo, o preço real do petróleo cai lentamente, alcançando seu valor mais baixo após cerca de 3 períodos. Um choque de demanda global gera um aumento persistente no preço real, ao passo que um choque de demanda preventiva gera um grande impacto imediato que se reverte lentamente. Além disso, choques de demanda preventiva estão associados a um pequeno aumento temporário na produção de petróleo, revertido em seguida, e a um leve aumento persistente na atividade econômica global.

Portanto, esses resultados são consistentes com os de Kilian (2009).

Figura 4: 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.

4.4 Choques de informação (*news shocks*)

4.4.1 Literatura

Historicamente, há uma considerável literatura sugerindo que movimentos nos preços das ações refletem as expectativas dos agentes sobre futuros desenvolvimentos na economia.¹⁵ Alguns trabalhos mostram que retornos de ações costumam ser altamente correlacionados com taxas de crescimento da produção futura, o que refletiria as expectativas a respeito do fluxo de caixa futuro que estão embutidas no preço dos títulos.

Além disso, a tradição macroeconômica desde Keynes sugere que mudanças de expectativas

¹⁵Como, por exemplo, Fama (1990).

podem ser um elemento importante por trás das flutuações econômicas. Nesse sentido, a literatura de *news shocks* argumenta que se deve explorar mais o movimento nos preços das ações de forma a entender o papel das expectativas nas flutuações econômicas.

Beaudry e Portier (2006) dão um passo nessa direção, mostrando como movimentos nos preços das ações, em conjunto com movimentos na produtividade total dos fatores (TFP), podem ser usados para entender as forças motrizes de flutuações econômicas. Sua estratégia empírica consiste em usar dois esquemas de ortogonalização diferentes, obtendo assim dois conjuntos de choques, de forma a identificar propriedades dos dados que podem ser usadas para avaliar teorias.

Assim, são impostas sequencialmente restrições de impacto e de longo prazo sobre a representação ortogonalizada de médias móveis dos dados. As duas perturbações isoladas nesse procedimento são:

- inovações nos preços das ações, ortogonais a inovações na TFP (ϵ_2);
- inovações na TFP que geram movimentos de longo prazo nessa variável ($\tilde{\epsilon}_1$).

Os autores usam esses dois esquemas diferentes de identificação para avaliar duas classes de modelos econômicos com base na validade empírica de suas implicações.

Inicialmente, é proposto um modelo novo-keynesiano simples, composto por dois tipos de choques, tecnológicos e monetários, com inovações η_{1t} e η_{2t} ortogonais entre si. Nesse modelo, o choque que tem efeito permanente em TFP é o mesmo que afeta TFP no curto prazo (choque tecnológico), ao passo que o choque monetário não afeta TFP nem no curto nem no longo prazo. Portanto, o ϵ_2 recuperado usando a restrição de impacto deve ser ortogonal ao $\tilde{\epsilon}_1$ recuperado usando a restrição de longo prazo.

O segundo modelo proposto consiste em um ambiente alternativo no qual as inovações tecnológicas aumentam a capacidade produtiva ao longo do tempo, em um processo de difusão. Esse processo permite que os agentes antecipem os efeitos das inovações tecnológicas. Nesse modelo, mesmo antes de que as inovações tecnológicas tenham expandido as possibilidades de produção da economia, variáveis *forward-looking*, como o preço das ações, já incorporam essa

informação. Aqui, o choque tecnológico não tem efeito na produtividade no curto prazo. Isso porque se as mudanças de produtividade são antecipadas, então o choque atual não tem impacto contemporâneo na TFP. Portanto, ε_2 e $\tilde{\varepsilon}_1$ devem ser colineares, já que capturam o efeito de mudanças antecipadas nas oportunidades tecnológicas.

Observa-se que tais perturbações, isoladas separadamente, são quase perfeitamente colineares e induzem a mesma dinâmica nas variáveis. Além disso, essas séries de choques explicam grande parte das flutuações econômicas dos EUA. Quando a série de TFP ajustada por taxas variáveis de utilização dos fatores é usada, essas séries antecipam em alguns anos o crescimento da TFP.

A evidência sugere que as flutuações econômicas podem ser dirigidas em grande parte pelo crescimento da TFP antecipado pelos agentes, gerando os chamados *booms* causados por expectativas (ainda que estas se baseiem em fundamentos, como nesse caso).

4.4.2 Identificação

Considere o vetor de variáveis composto por TFP, a produtividade total dos fatores e SP, um índice de valor de mercado de ações. A representação de Wold (médias móveis na forma reduzida) do sistema é:

$$\begin{pmatrix} \Delta TFP_t \\ \Delta SP_t \end{pmatrix} = C(L) \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{pmatrix}$$

Em que $C(L) = I + \sum_{j=1}^{\infty} C_j L^j$ e $E(\mu_t \mu_t') = \Omega$.

Podemos derivar dessa representação representações alternativas com erros ortogonalizados. Vamos considerar duas possibilidades, uma que impõe uma restrição de impacto e a segunda impondo uma restrição de longo prazo:

$$\begin{aligned} (1) \quad \begin{pmatrix} \Delta TFP_t \\ \Delta SP_t \end{pmatrix} &= \Gamma(L) \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} & \Gamma(L) &= \sum_{j=0}^{\infty} \Gamma_j L^j & E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= I \\ (2) \quad \begin{pmatrix} \Delta TFP_t \\ \Delta SP_t \end{pmatrix} &= \tilde{\Gamma}(L) \begin{pmatrix} \tilde{\varepsilon}_{1t} \\ \tilde{\varepsilon}_{2t} \end{pmatrix} & \tilde{\Gamma}(L) &= \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{\Gamma}_j L^j & E(\tilde{\varepsilon}_t \tilde{\varepsilon}_t') &= I \end{aligned}$$

No caso (1), impomos a restrição de curto prazo de que $\Gamma_{0,12}$ é igual a zero. Ou seja, ε_2 não tem impacto contemporâneo em TFP_t .¹⁶

No caso (2), impomos que o elemento (1,2) da matriz de longo prazo $\tilde{\Gamma}(1) = \sum_{i=0}^{\infty} \tilde{\Gamma}_i = 0$ é zero. Isto é, $\tilde{\varepsilon}_2$ não tem efeito de longo prazo em TFP_t .

Como argumentado na seção anterior, se a interpretação de *news shocks* estiver correta, esses dois choques identificados sequencialmente serão colineares e captarão o mesmo efeito de inovações tecnológicas.

4.4.3 Séries utilizadas

- Ibovespa

Série divulgada pela Anbima, deflacionada pelo IPCA

- Produtividade do trabalho

Como não temos uma medida de capital mensal, usamos como *proxy* para TFP a produtividade do trabalho construída na seção 4.2.3.

4.4.4 Estimação

Para obter a série de choques de *news*, estimamos um VAR com 4 defasagens para as taxas de crescimento da produtividade do trabalho - aqui usada como proxy para a produtividade total dos fatores (TFP) - e do índice Bovespa, transformado em valores constantes.

Se a interpretação de *news shocks* estiver correta, a inovação nos preços das ações ortogonal à produtividade deve ser colinear ao choque que gera movimentos de longo prazo nessa variável. Além disso, tais inovações devem gerar as mesmas respostas nas variáveis de interesse. Isto é, inovações nos preços das ações no período presente antecipariam movimentos futuros da produtividade total dos fatores.

¹⁶Note que impor restrições sobre Γ_0 equivale a impor restrições sobre A , a matriz de relações contemporâneas entre as variáveis, pois $\Gamma_0 = A^{-1}$.

Com isso, aplicamos os dois esquemas de ortogonalização descritos por Beaudry e Portier (2006). Recuperamos a primeira série de choques, ε_2 , impondo a restrição de que choques no índice de preços de ações não afetam a produtividade do trabalho no curto prazo. Em seguida, recuperamos a outra série de choques, $\tilde{\varepsilon}_1$, a partir da restrição de longo prazo de que apenas essas inovações têm efeito permanente sobre a produtividade.

No entanto, essas duas séries de choques recuperadas não parecem ter o mesmo efeito sobre as variáveis do sistema. A Figura 5 mostra as funções resposta a impulso acumuladas derivadas dos dois esquemas de identificação.

Figura 5: Resposta ao choque de news: dois esquemas de ortogonalização

Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a impulso acumuladas baseadas em um VAR com 4 defasagens para as primeiras-diferenças de log de produtividade e log do Ibovespa em valores constantes. O período da amostra é 2003:02-2011:07.

Apesar da resposta do Ibovespa ser essencialmente a mesma para os dois choques, vemos que, em resposta ao choque que tem efeito permanente na produtividade, também observamos um movimento de curto prazo dessa variável, nos primeiros períodos subsequentes ao choque. Além disso, a correlação entre as duas séries de choques é de apenas 0.68. Concluimos que

as duas séries de choques aqui identificadas não tem a interpretação de *news shocks* proposta pelos autores supracitados. Portanto, não serão utilizadas no trabalho.

4.5 Choques de confiança

4.5.1 Literatura

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.¹⁷ 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.

Como forma de confirmar esse resultado, os autores constroem um modelo em que os dois choques estruturais - de *news* e *animal spirits*- estão presentes. Os parâmetros do modelo são escolhidos de forma a minimizar a distância entre as funções impulso resposta empíricas e as geradas por simulações do modelo. Nesse exercício, é possível rejeitar a hipótese de que os choques de *animal spirits* são uma fonte importante das relações observadas entre confiança e variáveis macroeconômicas. Mais uma vez é encontrada evidência a favor da interpretação informacional de inovações na confiança.

¹⁷Veja, por exemplo, Blanchard (1993).

4.5.2 Identificação

Estimamos um VAR na forma reduzida para o seguinte vetor de variáveis:

$$X_t = \begin{pmatrix} IC_t \\ C_t \\ Y_t \end{pmatrix}$$

Em que Y_t corresponde ao PIB real, C_t ao consumo real de bens e serviços e IC_t ao índice de confiança do consumidor. O choque de confiança é recuperado a partir de um esquema de identificação recursivo, com IC_t 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. Em especial, a reordenação traz efeitos apenas sobre a parcela da variância do erro de previsão atribuída ao choque de confiança, que cai de mais de 0,5 para aproximadamente 0,3.

4.5.3 Séries Utilizadas

- PIB real

Série usada na seção 4.1.3

- Vendas reais no Varejo

Série mensal dessazonalizada divulgada pelo IBGE. Usamos as vendas no varejo como *proxy* para consumo real.

- Índice de confiança do consumidor (ICC): componentes ICEA (Índice de Condições Econômicas atuais) e IEC (Índice de Expectativas do Consumidor)

Séries mensais divulgadas pela Fecomércio

- Índice de confiança do consumidor (ICC)

Série mensal divulgada pela FGV

4.5.4 Estimação

Para os choques de confiança, 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).

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 real¹⁸. 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 ¹⁹.

A figura 6 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.

4.6 Outros choques

Adicionalmente aos choques já identificados, decidimos considerar 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.

¹⁸Tal resultado é robusto à estimação do VAR em taxas de crescimento.

¹⁹Com a utilização da decomposição de Choleski, os resultados são relativamente robustos à ordenação escolhida.

Figura 6: 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.

O primeiro, no espírito de Bloom (2009), é denominado *uncertainty shock*, ou choque de incerteza. Usando 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 o *benchmark* definido pelo autor de 1.65 vezes o desvio padrão da série sem tendência (via filtro HP). 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. Na próxima seção, trataremos das séries de expectativas de inflação utilizadas no trabalho.

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. Tal complementariedade se deve ao fato de que, enquanto em uma são entrevistados profissionais do mercado, a outra coleta previsões diretamente dos consumidores.

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. Além disso, é disponibilizada uma lista das instituições intituladas Top 5, aquelas instituições cujas previsões foram as mais próximas dos valores realizados dos índices em horizontes de curto, médio e longo prazo.²⁰

A Pesquisa de Expectativas de Mercado foi implementada no contexto da transição para o regime de metas de inflação. Com ela, é possível acompanhar a opinião do mercado a respeito das principais variáveis macroeconômicas, informação extremamente relevante para as decisões de política monetária. As estatísticas da amostra são calculadas diariamente, ao passo que o resultado (Relatório de Mercado) é publicado às segundas-feiras.

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 nos seguintes motivos: (i) durante décadas, o IGP-DI foi o índice de inflação oficial brasileiro, hoje sendo usado na correção de alguns preços administrados por contrato; (ii) o IGP-DI combina em sua formulação tanto preços ao consumidor quanto preços ao produtor; e (iii) como vimos na seção anterior, a inserção do IGP-DI na regra de *feedback* do Banco Central elimina o chamado *price puzzle* gerado pelos choques de política monetária, possivelmente pela maior participação de bens *tradables* nesse índice.

²⁰Essa divulgação se constitui em uma garantia de que as instituições reportam suas expectativas verdadeiras para as variáveis, mesmo que na prática adotem outro discurso em relatórios e entrevistas.

Figura 7: IPCA: Expectativas de inflação para os próximos 12 meses

Com as estatísticas diárias disponíveis no sistema Focus, extraímos a série mensal da média das previsões de inflação acumulada 12 meses à frente.²¹ Nas Figuras 7 e 8, que mostram 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. As Tabelas 3 e 4 mostram essas correlações.

²¹ 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.

Figura 8: IGP-DI: Expectativas de inflação para os próximos 12 meses

Fonte: BCB

Tabela 3: IPCA: Correlação entre medidas de expectativas de inflação 12 meses à frente

	Média (data crítica)	Média	Mediana (data crítica)	Mediana
Média (data crítica)	1			
Média	0.9996	1		
Mediana (data crítica)	0.9993	0.9990	1	
Mediana	0.9991	0.9994	0.9996	1

Nota. Elaboração própria

Da mesma forma, construímos a série de dispersão das previsões a partir da média dos desvios-padrão diários reportados. A Figura 9 mostra que 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).²²

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

²²Quando normalizamos o desvio-padrão pela previsão média, também observamos movimentos semelhantes nas séries, com uma correlação de 0.65.

Tabela 4: IGP-DI: Correlação entre medidas de expectativas de inflação 12 meses à frente

	Média (data crítica)	Média	Mediana (data crítica)	Mediana
Média (data crítica)	1			
Média	0.9879	1		
Mediana (data crítica)	0.9983	0.9845	1	
Mediana	0.9871	0.9989	0.9860	1

Elaboração própria

Nota.

Figura 9: Focus: desvio-padrão das expectativas de inflação para os próximos 12 meses

Fonte: BCB

e prospectiva do país, além de questões sobre mercado de trabalho, poupança, consumo, preços e taxa de juros. São entrevistados mensalmente cerca de 2000 consumidores de sete capitais brasileiras, estratificados por quatro faixas de renda.²³

A Figura 10 mostra a média e a mediana das expectativas para o período da amostra, juntamente com a taxa de inflação (medida pelo IPCA) acumulada 12 meses à frente. A correlação entre essas duas séries de expectativas é de 0.97.

²³As 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 (Faixa 4).

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. 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.

Com as medidas de erro de expectativa e dispersão das previsões em mãos, podemos avaliar a resposta dessas variáveis a diferentes choques econômicos.

Figura 10: Sondagem do Consumidor: Expectativas de inflação para os próximos 12 meses

Fonte: FGV

6 RESULTADOS

Nesta seção, testamos as previsões dos modelos de rigidez de informação para profissionais de mercado e consumidores. Para conduzir tais experimentos, usamos a metodologia apresentada na seção 3. 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 previsões 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.

Assim, 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.

Tabela 5: IPCA: Decomposição da variância da inflação entre os choques

Meses	Choques								
	Mon	Tecno	Petro1	Petro2	Petro3	Comm	Conf	Incert	Não explicado
1	0.3	0.9	0.4	4.6	1.5	1	0.3	2.7	88.3
3	3.1	0.3	0.1	10.7	2.6	1.7	0.2	5.8	75.4
6	5.9	0.2	0.1	14.2	1.1	3.1	0.3	5.4	69.8
12	7.5	0.2	0.2	15.5	0.6	3.2	0.4	5	67.5
24	7.9	0.2	0.2	15.8	0.5	3.1	0.4	4.8	67.1
36	7.9	0.2	0.2	15.8	0.5	3.1	0.4	4.8	67.1

Nota. Decomposição baseada em um VAR(2). Petro1: choque de petróleo - demanda global, Petro2: choque de petróleo - demanda preventiva, Petro3: choque de petróleo - oferta

Fizemos uso ao total de onze diferentes choques, discutidos na seção 4: duas variantes de choques de política monetária²⁴, choques de tecnologia, choques de petróleo à la Hamilton,

²⁴A primeira considera taxa de câmbio em sua formulação, ao passo que a segunda considera um índice de preços de *commodities* (CRB).

Tabela 6: IGP-DI: Decomposição da variância da inflação entre os choques

Meses	Choques								
	Mon	Tecno	Petro1	Petro2	Petro3	Comm	Conf	Incert	Não explicado
1	2.7	0.1	1.6	9.4	0.8	11.8	1	3.5	69.1
3	2.4	1.2	2.2	9.5	3.1	6.3	0.8	3.2	71.3
6	2.9	1.7	2.7	9.8	2.1	7.6	1.5	3.3	68.5
12	4	1.8	2.5	10.1	1.6	9.3	2.1	3.1	65.5
24	4.1	1.8	2.5	10.1	1.6	9.4	2.2	3	65.2
36	4.1	1.8	2.5	10.1	1.6	9.4	2.2	3	65.2

Nota. Decomposição baseada em um VAR(2). Petro1: choque de petróleo - demanda global, Petro2: choque de petróleo - demanda preventiva, Petro3: choque de petróleo - oferta

choques de petróleo devido a oferta global, demanda global e demanda preventiva, choques de *commodities*, duas variantes de choques de confiança²⁵ e choques de incerteza. As tabelas 5 e 6 mostram a proporção da variância da inflação explicada por cada tipo de choque.

Adicionalmente, como a maior parte da variância da inflação é não-explicada, 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 regressão²⁶:

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

em que π_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 previsões 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,

²⁵Usando, respectivamente, ICEA-Fecomércio e ICC-FGV.

²⁶No caso de esquemas de identificação alternativos para o mesmo tipo de choque, consideramos na regressão apenas uma das especificações. Para os choques monetários, incluímos apenas a especificação com CRB. Para os choques de confiança, usamos a especificação com o ICEA-Fecomércio, por constituir uma série mais longa.

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. Quando consideramos a resposta da inflação nos 12 meses subsequentes ao impulso inicial, vemos que os choques de fato têm efeito sobre a taxa. No Apêndice 3, reportamos essas funções de resposta da inflação para os períodos iniciais.

Na Figura 11, 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. Os resultados para os demais choques são reportados no Apêndice 3.

A segunda coluna da figura 11 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.²⁷ 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 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.

²⁷O mesmo ocorre quando usamos o recorte da amostra para 2005-2012, de modo a evitar os períodos iniciais de inflação elevada e excessivamente volátil.

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 12 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 (reportados no Apêndice 3), 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 dois primeiros meses - é o choque de petróleo por demanda preventiva, reportado no Apêndice 3.

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: quão 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%). Vimos que 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, como visto nas tabelas 5 e 6, 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.²⁸ Por isso, consideramos intervalos de confiança de apenas um erro-padrão, procedimento comum na literatura. Ainda assim, como reportado no Apêndice 4, não encontramos evidências que dêem suporte aos modelos de rigidez de informação.

²⁸No 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 (Pagan (1984)).

Figura 11: 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%.

Figura 12: 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%.

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.

A figura 13 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 12.

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 13 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.

Figura 13: 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%.

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 predições 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. Em particular, após um choque econômico estrutural, os erros de previsão não se mostram autocorrelacionados, como esses modelos prevêm. 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 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.

8 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.
- BEAUDRY, P.; PORTIER, F. Stock prices, news, and economic fluctuations. **American Economic Review**, v. 96, n. 4, p. 1293–1307, 2006.
- BERNANKE, B. S.; BLINDER, A. S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, v. 82, n. 4, p. 901–21, 1992.
- BLANCHARD, O. J. Consumption and the recession of 1990-1991. **American Economic Review**, v. 83, n. 2, p. 270–74, 1993.
- 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.
- DUPOR, B.; HAN, J.; TSAI, Y.-C. What do technology shocks tell us about the new keynesian paradigm? **Journal of Monetary Economics**, v. 56, n. 4, p. 560–569, 2009.
- FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and real activity. **Journal of Finance**, v. 45, n. 4, p. 1089–1108, 1990.
- 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. Exogenous oil supply shocks: How big are they and how much do they matter for the U.S. economy? **The Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 2, p. 216–240, 2008.
- 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.
- LUCAS, R. J. Expectations and the neutrality of money. **Journal of Economic Theory**, v. 4, n. 2, p. 103–124, 1972.
- 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.

MANKIW, N. G.; REIS, R.; WOLFERS, J. Disagreement about inflation expectations. In: **NBER Macroeconomics Annual 2003, Volume 18**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Inc, 2004, (NBER Chapters). p. 209–270.

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.

PAGAN, A. Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors. **International Economic Review**, v. 25, n. 1, p. 221–47, February 1984.

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.

REIS, R. Inattentive consumers. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, n. 8, p. 1761–1800, 2006.

SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts : The effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 975–1000, 1992.

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).

9 APÊNDICES

APÊNDICE 1: Resposta a um choque de política monetária (especificação com IPCA)

APÊNDICE 2: Testes de Raiz Unitária para Produtividade do Trabalho

APÊNDICE 3: Resultados completos

APÊNDICE 4: Experimentos com VAR em uma única etapa

APÊNDICE 1

Figura 14: Resposta acumulada a um choque de política monetária (especificação com IPCA)

Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a impulso acumuladas baseadas em um VAR com 2 defasagens para taxa de crescimento do IBC-Br, variação do IPCA-15, crescimento da taxa de câmbio, taxa Selic, variação do IPCA e taxa de crescimento de M1. Foram incluídas constante e taxa de crescimento do índice de preços de *commodities* CRB em dólar como variáveis exógenas. O período da amostra é 2003:01-2012:05, pela disponibilidade do IBC-Br. As linhas tracejadas correspondem a intervalos de confiança de 95% construídos por Monte Carlo.

APÊNDICE 2

Tabela 7: Testes de Raiz Unitária para Produtividade

	DF-GLS (tendência e constante)	PP (tendência e constante)	Ng e Perron (tendência e constante)	KPSS (tendência e constante)	ADF (Modelo 1)
<i>Estatística de teste</i>	-2,042	-4,022**	-1,942	0,104	-1,944
<i>Defasagens</i>	2	3	2	8	12
<i>Conclusão</i>	1 Raiz Unitária	Série Estacionária	1 Raiz Unitária	1 Raiz Unitária	1 Raiz Unitária
	DF-GLS (constante)	PP (constante)	Ng e Perron (constante)	KPSS (constante)	
<i>Estatística de teste</i>	0,69097	-0,561	0,471	1,113**	
<i>Defasagens</i>	2	12	3	9	
<i>Conclusão</i>	1 Raiz Unitária	1 Raiz Unitária	1 Raiz Unitária	Série Estacionária	

** Significante a 5 %

APÊNDICE 3

Figura 15: IGP-DI: Resposta da inflação aos choques (sem excluir os primeiros 12 meses)

Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a choque unitário baseadas na especificação da seção 3. 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%.

Figura 16: IPCA: Resposta da inflação aos choques (sem excluir os primeiros 12 meses)

Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses. Funções resposta a choque unitário baseadas na especificação da seção 3. 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%.

Figura 17: 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%.

Figura 18: 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%.

Figura 19: 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%.

Figura 20: 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%.

Figura 21: 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%.

Figura 22: 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%.

Figura 23: 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%.

Figura 24: 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%.

Figura 25: 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%.

APÊNDICE 4

Experimentos com VAR em uma única etapa

Neste apêndice, reportamos os resultados obtidos quando identificamos os choques e recuperamos a resposta condicional do erro de previsão na mesma etapa, ao inserir essa variável no VAR.

Para os choques monetários, incluímos o IGP-DI acumulado em 12 meses e o erro de previsão médio do IGP-DI no VAR descrito na seção 4.1.4. Para corrigir a autocorrelação dos resíduos, usamos 4 defasagens. A figura abaixo mostra a resposta do erro de previsão (IGP-DI) a um choque monetário, excluindo os 12 primeiros períodos. Reduzimos o intervalo de confiança para 1 erro-padrão. Ainda assim, não somos capazes de rejeitar que o erro de previsão seja zero.

Figura 26: One-Step VAR: choques monetários

Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses.

Para os choques de petróleo(demanda preventiva), inserimos o IPCA acumulado em 12 meses e o erro de previsão do IPCA. Mantivemos 2 defasagens e inserimos dummies para resolver o problema de autocorrelação do VAR. No caso dos choques de confiança (FGV), mantivemos duas defasagens no VAR, inserindo de igual forma o IPCA acumulado em 12 meses e o erro de previsão do IPCA. Para os dois choques, tampouco há evidência de rigidez de informação.

Figura 27: One-Step VAR: choques de petróleo (demanda preventiva

Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses.

Figura 28: One-Step VAR: choques de confiança (FGV)

Nota. Os eixos horizontais mostram o tempo em meses.