

# PRICE PUZZLE E CANAL DE CUSTO DA POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Fernando Genta dos Santos<sup>1</sup>  
Fabio Kanczuk<sup>2</sup>

Resumo: Neste trabalho, estimou-se a importância do canal de custo da política monetária por meio de um modelo novo-keynesiano dinâmico e estocástico de equilíbrio geral. Para tanto, alteramos o modelo convencional, assumindo que uma parcela das firmas precise contrair empréstimos para pagar sua folha salarial. Desta forma, a elevação da taxa nominal de juro impacta positivamente o custo unitário do trabalho efetivo, podendo acarretar em aumento da inflação. Este artigo analisa as condições necessárias para que o modelo gere esta resposta positiva da inflação ao aperto monetário, fenômeno esse que ficou conhecido como *price puzzle*. Devido ao uso da metodologia DSGE-VAR, os resultados aqui encontrados podem ser comparados tanto com a literatura que trata o puzzle como um problema de identificação dos modelos VAR como com a literatura que avalia o canal de custo por meio de modelos novo-keynesianos.

Palavras-chave: Política Monetária, Macroeconomia, Econometria Bayesiana.  
Códigos JEL: E37, E47, E5, E52.

Abstract: *This paper estimates the importance of the cost-push channel of monetary policy through a new Keynesian dynamic stochastic general equilibrium model. To this end, we changed the conventional model, assuming now that a share of firms needs to borrow to pay its payroll. Thus, an increase in the nominal interest rate positively impacts the effective unit labor cost and may result in an inflation hike. This article analyzes the necessary conditions for the model to exhibit a positive response of inflation to a monetary tightening, a phenomenon that became known as the price puzzle. Because I use the DSGE-VAR methodology, the present results can be compared both with the empirical literature dealing with the puzzle as an identification problem of VAR models and with the theoretical literature that evaluates the cost-push channel through new Keynesian models.*

Keywords: *Monetary policy, Macroeconomics, Bayesian econometrics*  
JEL Codes: *E37, E47, E5, E52.*

**Classificação Anpec: Área 3 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças**

---

<sup>1</sup> MCM Consultores Associados.

<sup>2</sup> Professor Titular da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP).

# PRICE PUZZLE E CANAL DE CUSTO DA POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

## 1. Introdução

Desde o seminal trabalho de Sims (1980), os Vetores Autorregressivos (VAR) têm sido amplamente utilizados na literatura empírica macroeconômica. Os modelos VAR têm especial destaque na análise dos impactos da política monetária nas demais variáveis econômicas, como, por exemplo, em Christiano et al. (1999). No entanto, estudos baseados nestes modelos não raramente se deparam com um resultado controverso e gerador de desconforto em boa parte dos economistas, qual seja, que um choque contracionista de política monetária seria sucedido por uma elevação inicial dos preços. Como pioneiramente identificado por Sims (1992), este resultado é robusto a diferentes países e momentos da história.

Dada à dissonância do fenômeno supracitado com a teoria econômica tradicional, a correlação positiva entre o nível geral de preços (ou, no caso de estudos *posteriores*, a taxa de inflação) e a taxa nominal de juros ficou conhecida na literatura como *price puzzle*<sup>3</sup>. Tal resultado geralmente não é afetado pela permuta entre inflação e índice de preços no VAR estimado. Desta forma, neste artigo, utilizaremos indiscriminadamente o termo *price puzzle*, a despeito de boa parte dos trabalhos revisitados na revisão da literatura e de todas as estimações aqui realizadas utilizarem a taxa de inflação, e não o nível de preços.

Nas últimas duas décadas, diversos artigos foram feitos em busca de uma “solução” para o *price puzzle*. No geral, é possível classificá-los em dois grupos distintos. O primeiro aborda a relação não convencional entre inflação e taxa de juros como uma questão puramente estatística. Basicamente, o *price puzzle* seria fruto de problemas de identificação na estimação dos modelos VAR. Sendo assim, caso fossem incorporadas variáveis adicionais e/ou utilizadas diferentes restrições na matriz que “recupera” os choques estruturais a partir dos resíduos do modelo em sua forma reduzida, o *price puzzle* simplesmente desapareceria, fazendo com que as simulações realizadas a partir de funções de resposta ao impulso necessariamente gerassem o comportamento convencional da inflação frente a um choque exógeno de política monetária.

O segundo grupo, por sua vez, questiona a teoria convencional no que toca os efeitos de uma contração monetária não antecipada pelos agentes econômicos. Assim, a elevação dos preços em resposta à contração monetária inesperada seria fruto da existência de outro canal de transmissão da política monetária, que, ao contrário do canal tradicional de demanda, operaria através da oferta agregada. Este canal de custo (*cost-push channel*) da política monetária poderia se manifestar de inúmeras formas. Uma das mais populares, utilizada inclusive neste artigo, se refere ao impacto do aumento dos juros nas despesas financeiras das empresas. Desta forma, ao invés de mero problema de identificação estatística, a relação positiva entre juros e inflação seria clara evidência de que, ao menos no curto prazo, o canal de custo seria predominante sobre o tradicional canal de demanda.

Como veremos adiante, um aspecto crucial na literatura do *price puzzle* (ou do canal de custo, dependendo do grupo em questão) é que as duas linhas de pesquisa supracitadas muito raramente dialogam entre si, o que reduz significativamente a robustez dos resultados encontrados. Isso porque as conclusões tomadas por cada um dos lados não é capaz de, isoladamente, responder às perguntas feitas pelo grupo de pesquisa alternativo.

Por exemplo, analisemos os possíveis resultados obtidos pela literatura que estuda o *price puzzle* por meio de modelos VAR. Por um lado, caso a inclusão de outras variáveis no modelo, tais como o preço de *commodities* ou de índices de preços ao produtor, seja suficiente para fazer com que um choque contracionista de política monetária seja sucedido por redução imediata dos preços, pode-se inferir que o comportamento antes observado (elevação dos preços após contração monetária) era fruto de um problema de identificação. No entanto, ainda assim não seria possível descartar a existência do canal de custo, que poderia sim existir e ser relevante, embora dominado pelo canal de demanda tradicional. Por

---

<sup>3</sup> O termo “*price puzzle*” foi cunhado pioneiramente por Eichenbaum (1992).

outro lado, a não eliminação do *puzzle* mesmo após a inclusão das variáveis tampouco seria suficiente para tirar substanciais conclusões sobre o canal de custo, dado que este não é diretamente modelado no VAR. Desta forma, o comportamento atípico continuaria sendo enigmático e o canal de custo seria apenas uma das possíveis explicações para responder a esta questão.

Por sua vez, os artigos que modelam explicitamente o canal de custo não são capazes de justificar o comportamento (teoricamente) atípico dos preços reproduzido regularmente pelos modelos VAR. Por um lado, a esmagadora maioria dos artigos que estuda diretamente o canal de custo o faz única e exclusivamente por meio da estimação de uma versão da curva de Phillips que inclui também a taxa nominal de juros no conjunto de variáveis explicativas. A análise da existência/relevância do canal direto da política monetária na oferta agregada se faz por meio da análise do coeficiente referente ao juro nominal. Contudo, como não há um sistema completo de equações, tal estratégia não permite, por si só, dizer que tal efeito seria superior à queda de preços ocasionada pela contração da demanda, gerando assim o comportamento atípico dos preços em resposta ao choque monetário.

Para solucionar o problema apontado no parágrafo acima, seria natural utilizar modelos mais completos, como é o caso dos modelos de equilíbrio geral. No entanto, é importante ressaltar que, como veremos na próxima seção, mesmo aqueles trabalhos que direta ou indiretamente analisam o canal de custo por meio destes modelos, tornando viável a comparação entre a magnitude do canal de custo e do canal tradicional de demanda, possuem aspectos críticos que acabam por reduzir a robustez dos resultados obtidos. As estratégias de estimação utilizadas são basicamente duas: a primeira delas consiste em escolher os valores dos parâmetros estruturais de forma que o modelo “imite” o máximo possível o comportamento do VAR (mais precisamente, das funções de resposta ao impulso geradas pelo VAR). Desta forma, caso o VAR de referência produza o *price puzzle*, o processo de estimação utilizado faz com que os parâmetros referentes ao canal de custo sejam direcionados de forma que o modelo estrutural imite este comportamento do vetor autorregressivo. No entanto, neste caso a relevância do canal de custo terá sido diretamente determinada pela presença do *puzzle* no VAR, ficando assim exposta às mesmas críticas que se faz ao uso direto dos vetores autorregressivos na análise do *cost-push channel*.

Neste artigo, buscamos preencher esta lacuna na literatura, contornando os problemas supracitados através de uma única metodologia para analisar, simultaneamente, a existência do canal de custo da política monetária e os determinantes do *price puzzle*. A estratégia utilizada foi estimar, através da metodologia DSGE-VAR, um modelo novo-keynesiano para a economia brasileira, ampliado de forma a existir um canal de custo da política monetária. O grande mérito do uso desta metodologia no estudo do *price puzzle* e do canal de custo reside em sua capacidade de, simultaneamente, estimar um modelo de equilíbrio geral e um VAR estrutural. Como veremos mais detalhadamente à frente, com base nesta estratégia, é possível não apenas eliminar o *price puzzle* do VAR, como também concluir, condicionado no modelo utilizado, que o canal de custo não se mostra relevante na economia brasileira.

## 2. Revisão da Literatura

A discussão sobre possíveis impactos da política monetária na oferta agregada não é recente. Em 1844, a *Banking School*, liderada por Thomas Tooke, já defendia uma redução da taxa nominal de juros como forma de reduzir os preços vigentes, alegando que juros mais baixos proporcionariam custos financeiros menores. No entanto, a literatura empírica moderna referente à dinâmica entre juros e inflação tem suas origens ligadas à disseminação do uso dos modelos VAR como ferramenta de análise da dinâmica das séries macroeconômicas. Especificamente no que se refere ao *price puzzle*, o ponto de partida é o artigo de Sims (1992)<sup>4</sup>, onde, a partir de um VAR composto por dados mensais<sup>5</sup> referentes à produção industrial, taxa nominal de juros, M1 e Índice de Preços ao Consumidor, observa-se o comportamento pouco convencional da inflação em todos os cinco países analisados. O autor observa que tal resultado

---

<sup>4</sup> Embora, a rigor, como descrito na nota de rodapé número 1, o termo *price puzzle* só tenha sido cunhado posteriormente, em Eichenbaum (1992), em comentário ao artigo de Sims.

<sup>5</sup> Sims (1992) faz uma análise para Estados Unidos, Japão, Reino Unido, França e Alemanha. As amostras utilizadas têm início entre janeiro de 1957 e 1964 e terminam entre 1990 e 1991, com exceção da Alemanha, onde a amostra foi truncada em 1989 para evitar eventuais distorções provenientes do processo de unificação.

não se altera em função de diferentes ordenações de Choleski.

De acordo com Sims (1992), o motivo para o comportamento contraintuitivo da inflação frente ao choque monetário seria a incapacidade do modelo estimado captar o amplo conjunto de informação do Banco Central, principalmente quanto às previsões realizadas pela autoridade monetária. Segue do argumento que o Banco Central, com base em seus modelos de previsão, eleva a taxa básica de juros quando crê que a inflação subirá em decorrência de algum choque, sem necessariamente esperar até que o efeito deste se materialize nos preços. Logo, um modelo que não levasse em conta o comportamento *forward looking* da política monetária inferiria, de forma errônea, que a inflação teria subido em decorrência do aumento dos juros, quando, na verdade, a taxa de juros é que teria sido elevada para garantir a estabilidade dos preços. Desta forma, o *price puzzle* nada mais seria do que um problema de identificação, decorrente de variáveis omitidas. Para contornar este problema, Sims (1992) inclui nos modelos estimados uma série referente à cotação internacional de *commodities* e outra referente à taxa nominal de câmbio. Com isso, observa-se uma redução substancial do *price puzzle*<sup>6</sup>. Ainda assim, o autor não faz qualquer menção a um possível canal de custo da política monetária<sup>7</sup>.

Em relação à economia brasileira, há uma série de trabalhos baseados em modelos VAR que se deparam (ou testam a existência) com o *price puzzle* por meio da inclusão de outras variáveis, em linha com a hipótese que tal fenômeno seria fruto de falhas de identificação oriundas da omissão de variáveis. Minella (2003), baseado em um conjunto de Vetores Autorregressivos, se depara com o *price puzzle* quando restringe seu exercício ao período de elevada inflação (1985-1994)<sup>8</sup>. A estratégia para contornar o problema foi o uso de uma série de inflação centrada, visto que o Banco Central dava grande atenção a esta medida de inflação. Luppomini (2008) estende a análise de Minella (2003), incluindo em suas estimações a taxa nominal de câmbio<sup>9</sup>. Todos os modelos estimados reproduzem o *price puzzle*. Este resultado não se altera mesmo após a inclusão de uma série de outras variáveis, como, por exemplo, preço de *commodities* e razão dívida/PIB. Mesmo assim, o artigo não faz qualquer referência a um possível canal de custo da política monetária, implicitamente assumindo que a resposta positiva da inflação frente ao choque monetário seria fruto da incapacidade da análise econométrica em recuperar os choques ortogonais. Por fim, Rabi Junior (2008) também encontra o *price puzzle* após estimar um VAR com dados mensais do índice de produção industrial, da taxa Selic anualizada, do IPCA e do estoque de M1. Como *proxy* para o comportamento *forward looking* da política monetária, o autor utiliza o IPA-DI Matérias Primas, o que se mostra eficaz em eliminar o *puzzle*<sup>10</sup>.

Por sua vez, como destacado no início deste artigo, a relação não convencional entre preços e juros gerada pelos modelos VAR também estimulou o desenvolvimento de outra linha de pesquisa, onde a correlação positiva entre inflação e taxa de juros após a realização um choque monetário poderia ser fruto de canais de transmissão da política monetária alternativos, com foco na oferta agregada. Um dos pioneiros na análise empírica do canal de custo foi o trabalho de Barth e Ramey (2001), que analisa a eventual influência da taxa de juros na oferta agregada com base em dados mensais de 21 setores da indústria americana entre 1959 e 2001<sup>11</sup>. Os autores encontram que o canal de custo da política monetária é

---

<sup>6</sup> Com exceção dos modelos estimados para França e Japão, onde a inflação não apenas se eleva como permanece em patamar elevado frente ao choque monetário.

<sup>7</sup> Desde então, tornou-se usual a inclusão do preço das *commodities* em modelos VAR, como, por exemplo, em Sims e Zha (1998) e Christiano et. al. (1999). Estes dois artigos também buscam refinar as restrições impostas na matriz que recupera os choques estruturais a partir dos resíduos do modelo na forma reduzida.

<sup>8</sup> Estimados a partir de dados mensais referentes à produção industrial, taxa de inflação (e também nível de preços, como exercício de robustez), taxa Selic e M1.

<sup>9</sup> Além disso, Luppomini trabalha com as séries em primeira diferença, ignorando possíveis relações de co-integração entre as mesmas.

<sup>10</sup> Um ponto comum entre Rabi Junior (2008) e Minella (2003) é que ambos encontram uma substancial redução do *price puzzle* ao limitarem suas estimações a períodos mais recentes. O curioso é que, tanto no caso americano como no brasileiro, a redução do *price puzzle* em períodos mais recentes é contraintuitiva. Isso porque, seja no Brasil pós-Plano Real ou nos EUA pós-Volcker, a política monetária não apenas se tornou menos permissiva quanto à inflação, como também intensificou o seu caráter *forward looking*.

<sup>11</sup> Para cada um dos 21 setores, estes autores estimaram um vetor autorregressivo que incluía, além da produção industrial e da razão preço-salário específicas, a produção industrial agregada, a fed fund rate, M2, CPI e um índice de preços de matérias primas, além de dummies utilizadas para controlar os efeitos sazonais e os choques de petróleo.

extremamente relevante, dado que em boa parte dos setores analisados encontrou-se que choques monetários são frequentemente sucedidos por elevação dos preços e queda do produto. Tal resultado se mantém robusto a inclusão de índices alternativos de preços de *commodities*.

Gaiotti e Secchi (2004) analisam o canal de custo com base em um painel desbalanceado composto por 2192 empresas italianas entre 1988 e 2001, totalizando 9751 observações. A base de dados utilizada é especialmente rica por conter, a nível empresarial, informações tanto sobre os preços dos produtos comercializados quanto os gastos com o pagamento de juros. Gaiotti e Secchi (2004) obtêm resultados extremamente favoráveis à importância do canal de custo. Além disso, o artigo encontra que o efeito das taxas de juros nos preços é proporcional à razão entre *working capital* – definido como estoques menos dívida comercial líquida – e vendas, o que dá suporte à visão que liga o canal de custo ao papel do *working capital* no processo produtivo das firmas.

No entanto, a grande maioria dos trabalhos empíricos recentes referentes ao canal de custo da política monetária tem se desenvolvido com base em modelos da tradição novo-keynesiana, modificados de forma a possibilitar a existência deste canal. Esta modificação é necessária porque, ao menos em seu formato original, o modelo novo-keynesiano básico não contempla a possibilidade de canal de custo da política monetária. Isto porque, neste modelo, o determinante da dinâmica inflacionária é o custo marginal real de produção das firmas intermediárias que, por sua vez, é função do salário real e da taxa de retorno do capital. Como estas duas variáveis sempre se retraem após uma contração monetária, devido à redução da demanda por trabalho e dos investimentos, um choque monetário contracionista sempre será sucedido por imediata queda dos custos de produção e, conseqüentemente, dos preços.

Para contornar esta questão e incluir o canal de custo no modelo, a solução frequentemente utilizada tem sido a introdução da hipótese de *working capital*, sob a qual as firmas deveriam contrair empréstimos (à taxa livre de risco) no início de cada período para pagar antecipadamente os salários. Com isso, a taxa nominal de juros afeta diretamente o custo unitário do trabalho, o que faz com que a política monetária possua um canal direto com a oferta agregada.

Christiano et. al. (2005) é uma das principais referências quanto à estimação de modelos novo-keynesianos com o canal de custo. Enquanto parte dos parâmetros é calibrado com base em valores já usuais na literatura de *Real Business Cycles* (RBC), a outra parte é estimada de forma a minimizar a distância entre as funções de resposta ao impulso (FRI) estimadas (por meio de um VAR) e as FRI produzidas pelo modelo em relação a um choque de política monetária. Como o VAR utilizado pelos autores reproduz o *price puzzle*, os parâmetros estimados fazem com que o modelo também gere uma correlação positiva entre a taxa nominal de juros e a taxa de inflação em resposta a um choque de política monetária. A calibragem de alguns parâmetros também contribui para que o modelo seja capaz de produzir tais resultados. Inicialmente, os autores admitem que todas as empresas estão sujeitas à restrição de *working capital*, gerando elevada elasticidade do custo marginal real em relação à taxa nominal de juros. Além disso, os autores introduzem a indexação total de preços e salários, além de atribuírem um valor relativamente elevado (quando comparado à literatura existente) para a elasticidade da utilização do estoque de capital em relação à taxa de retorno do mesmo.

Ravenna e Walsh (2006) analisam a relevância do canal de custos a partir de uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) microfundamentada, em que a inflação é função da inflação esperada para o próximo período e do custo marginal real, sendo este último determinado pela taxa de retorno do capital, pelo salário real e pela taxa nominal de juros. A relevância do canal de custo é medida pela elasticidade do custo marginal real à taxa nominal de juros. A estimação dos parâmetros da CPNK é feita pelo Método Generalizado dos Momentos, a partir de dados trimestrais da economia norte-americana entre 1960 e 2001. Os autores encontram que esta elasticidade não é estatisticamente diferente de um, concluindo assim que o canal de custo é relevante e tem conseqüências diretas na política monetária ótima. No entanto, por estimar apenas uma equação do modelo, o procedimento adotado não permite simular o impacto de choques monetários na inflação, tendo em vista que para tal necessitaria ao menos uma equação descrevendo o comportamento do mercado de bens (Curva IS) e uma equação referente à função de reação do Banco Central.

Em linha com Christiano et. al. (2005), Rabanal (2007) estima a maior parte dos parâmetros estruturais, não se limitando aqueles referentes à CPNK. No entanto, a estimação é baseada na função de

verossimilhança do modelo, que leva em consideração todos os segundos momentos contidos nos dados, não se limitando a funções de resposta ao impulso em relação a choques de política monetária. Para tanto, Rabanal (2007) inclui, além do choque de política monetária, outros três choques exógenos: um choque de produtividade, um choque do gasto exógeno do governo e um choque no markup das empresas intermediárias<sup>12</sup>.

Ao contrário de Ravenna e Walsh (2006), o artigo encontra uma baixa elasticidade do custo marginal referente ao juro nominal (a média da distribuição *a posteriori* é 0.15), o que faz com que a probabilidade da inflação subir após um choque monetário seja zero. Mais ainda, a probabilidade do modelo reproduzir o *price puzzle* é nula mesmo no caso em que se imponha a restrição de *working capital* a todas as empresas. Isso porque, neste caso, o valor estimado para os demais parâmetros também se altera, compensando a restrição imposta. Por fim, adicionando outras restrições em linha com Christiano et. al. (2005), tais como indexação total de salários e maior rigidez salarial, o modelo acaba por reproduzir o *price puzzle*. No entanto, o modelo estimado na forma mais restrita apresenta uma verossimilhança marginal substancialmente inferior àquela produzida pelo modelo não restrito, mostrando que tais restrições são largamente rejeitadas pelos dados.

Para a economia brasileira, o primeiro a analisar o canal de custo por meio da estimação de modelos estruturais foi Rabi Junior (2008). Assim como Ravenna e Walsh (2006), Rabi Junior (2008) faz a análise da relevância do canal de custo com base na estimação de uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana aumentada, de forma a conter a taxa nominal de juros. No entanto, em linha com Christiano et. al. (2005), Rabi Junior (2008) inclui a inflação defasada em sua estimação. Utilizando dados mensais, entre 1994 e 2007, da taxa selic, do IPCA e da participação dos salários no produto, o autor não encontra indícios da relevância do canal de custo na economia brasileira. Ao restringir a amostra ao período referente ao regime de metas para a inflação, o canal de custo perde inclusive sua significância estatística. Este resultado segue em linha com o encontrado no mesmo trabalho por meio de Vetores Autorregressivos, onde o *price puzzle* desaparece ao se restringir a amostra a dados somente a partir do ano 2000.

Neste artigo, também analisaremos a questão do canal de custo por meio de modelos novo-keynesianos, aumentados com a hipótese de *working capital*. No entanto, ao contrário dos demais estudos referentes à literatura nacional e internacional, o estudo aqui realizado não se limitará à análise dos parâmetros estimados. Isso porque, além disso, a metodologia aqui proposta terá duas funções adicionais: (i) gerar simulações que serão utilizadas como *prior* na estimação de um VAR bayesiano (BVAR); e (ii) auxiliar, por meio de sua estrutura, na recuperação dos choques estruturais do BVAR, permitindo contornar possíveis problemas de identificação que gerem o *price puzzle*. Desta forma, o método aqui utilizado (DSGE-VAR) permite, simultaneamente, obter um modelo estrutural para analisar a relevância do canal de custo e estimar um BVAR estrutural, capaz de mostrar se o *puzzle* seria fruto meramente de problemas de identificação dos choques estruturais. Além disso, a metodologia DSGE-VAR é mais robusta em relação às demais já utilizadas na análise do canal de custo por, no processo de estimação, levar em consideração que o modelo não condiz totalmente com a realidade, sendo meramente uma aproximação do mundo real. Como veremos, os resultados sugerem que o *price puzzle* obtido nos modelos VAR nada mais é do que um problema de identificação dos choques estruturais. Além disso, os parâmetros do modelo keynesiano estimado sugerem que o canal de custo é irrelevante no Brasil.

Na próxima seção, apresentamos o modelo DSGE ampliado com a restrição de *working capital*, de forma a tornar possível (teoricamente) a resposta positiva dos preços frente a uma contração monetária inesperada. Na sequência, calibramos uma versão do modelo obtido, de forma a reproduzir o comportamento contra intuitivo dos preços já mencionado neste parágrafo. O objetivo desta simulação é entender melhor quais restrições são importantes para que o modelo gere o *price puzzle*. Posteriormente, estimamos o modelo DSGE-VAR, obtendo, simultaneamente, um VAR estrutural para analisar o *price puzzle* e um modelo estrutural para analisar a importância do canal de custo. A última seção sintetiza as conclusões deste artigo.

---

<sup>12</sup> Para a estimação do modelo, são utilizados dados trimestrais da fed fund rate, do Deflator do PIB, do PIB, do número de horas trabalhadas e do salário nominal médio (as duas últimas variáveis excluem o setor agrícola), em uma amostra que vai do primeiro trimestre de 1959 ao último trimestre de 2004.

### 3. Introduzindo o Canal de Custo em Modelos Novo-Keynesianos

#### 3.1 A restrição de *working capital*

A introdução do canal de custo é feita de forma análoga a Christiano et. al. (2005). Para uma fração  $(1 - \theta)$  das empresas produtoras de bens intermediários, o processo de produção é feito em linha com os modelos convencionais: a cada período, empresas contratam serviços de capital e trabalho, efetuando o pagamento destes imediatamente, com recursos próprios. No entanto, uma fração  $\theta$  deve contrair empréstimos no início de cada período – à taxa nominal livre de risco – para pagar suas despesas com salários<sup>13</sup>. Neste grupo, o problema de minimização de custos da empresa  $i$  no instante  $t$  é dado por:

$$\begin{aligned} & \underset{L_t(i), K_t(i)}{\text{Min}} \quad R_t^n W_t^n L_t(i) + R_t^{k(n)} K_t(i) \\ \text{st.} \quad & Y_t(i) = \varepsilon_t^a K_t^s(i)^\alpha \left[ \gamma^t L_t(i) \right]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi \end{aligned}$$

Onde,  $L_t(i)$  e  $K_t(i)$  correspondem à quantidade de horas contratadas e de capital alugado,  $R_t^n$ ,  $R_t^{k(n)}$  e  $W_t^n$  correspondem à taxa nominal (bruta) de juros livre de risco, à taxa nominal de retorno do capital e ao salário nominal,  $Y_t(i)$ ,  $\gamma$ ,  $\Phi$  e  $\varepsilon_t^a$  são, respectivamente, a quantidade produzida pela empresa  $i$ , a taxa de crescimento da mão de obra, o custo fixo de produção e um choque de produtividade. Devido à restrição de *working capital*, o custo unitário do trabalho nominal agora é dado por  $R_t^n W_t^n$ , e não mais por apenas  $W_t^n$ .

As condições de primeira ordem do problema são dadas por:

$$L_t(i) : R_t^n W_t^n - \Theta_t(i) \varepsilon_t^a K_t^s(i)^\alpha (1-\alpha) \left[ \gamma^t L_t(i) \right]^{-\alpha} \gamma^t = 0 \quad (1)$$

$$K_t(i) : R_t^{k(n)} - \Theta_t(i) \varepsilon_t^a \alpha K_t^s(i)^{\alpha-1} \left[ \gamma^t L_t(i) \right]^{1-\alpha} = 0 \quad (2)$$

Onde  $\Theta_t(i)$  é o multiplicador de Lagrange. Dividindo (1) por (2),

$$\frac{R_t^n W_t^n}{R_t^{k(n)}} = \frac{(1-\alpha) K_t^s(i)^\alpha L_t(i)^{-\alpha}}{\alpha K_t^s(i)^{\alpha-1} L_t(i)^{1-\alpha}} \Rightarrow \frac{K_t^s(i)}{L_t(i)} = \frac{\alpha R_t^n W_t^n}{(1-\alpha) R_t^{k(n)}} \quad (3)$$

Em (3), vemos que a razão capital-trabalho é a mesma para todas as empresas, tendo em visto que o lado direito da equação não depende de  $i$ . Desta forma, temos que a quantidade de capital contratada pelas empresas sujeitas à restrição de *working capital* é dada por:

$$K_t^s = \frac{\alpha R_t^n W_t^n}{(1-\alpha) R_t^{k(n)}} L_t \quad (4)$$

Substituindo (4) na função de produção das firmas, temos que:

$$Y_t(i) = \varepsilon_t^a \left[ \frac{\alpha R_t^n W_t^n}{(1-\alpha) R_t^{k(n)}} L_t \right]^\alpha \left[ \gamma^t L_t(i) \right]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi$$

Rearranjando os termos em função de  $L_t(i)$ , temos que:

$$L_t(i) = \frac{Y_t(i) + \gamma^t \Phi}{\varepsilon_t^a} \left( \frac{\alpha R_t^n W_t^n}{1-\alpha R_t^{k(n)}} \right)^{-\alpha} \gamma^{t(\alpha-1)} \quad (5)$$

Substituindo-se (4) e (5) na expressão do custo nominal total  $CT_t^n$  e derivando a expressão resultante em relação à  $Y_t(i)$ , chegamos à expressão do custo marginal nominal  $MC_t^n$  para as empresas sujeitas à restrição de *working capital*:

<sup>13</sup> De forma alternativa, poderíamos desenvolver um modelo em que todas as firmas estivessem sujeitas à restrição de *working capital*, mas que tivessem que antecipar somente uma fração  $\theta$  da folha de salários, obtendo exatamente os mesmos resultados.

$$MC_t^n = \frac{\partial CT_t^n}{\partial Y_t} = \frac{(R_t^n W_t^n)^{1-\alpha} (R_t^k)^{\alpha}}{\alpha (1-\alpha) \gamma^{t(1-\alpha)} \varepsilon_t^a} \quad (6)$$

Por fim, o custo marginal real é dado por:

$$MC_t = \frac{MC_t^n}{P_t} = \frac{(R_t^n W_t^n)^{1-\alpha} (R_t^k)^{\alpha}}{\alpha (1-\alpha) \gamma^{t(1-\alpha)} \varepsilon_t^a} \quad (7)$$

Onde  $W_t$  e  $R_t^k$  correspondem, respectivamente, ao salário real e à taxa real de retorno do capital. Sendo assim, com a inclusão da restrição de *working capital* a taxa nominal de juros passa a influenciar positivamente o custo marginal real, gerando um canal direto entre política monetária e oferta.

### 3.2 A versão log-linearizada

A seguir, apresentamos a versão log-linearizada do modelo novo-keynesiano que inclui a restrição de *working capital*<sup>14</sup>. No que se segue, utilizamos letras minúsculas para todas as variáveis que estão em suas versões log-linearizadas em torno da trajetória de crescimento balanceado de estado estacionário (S.S.). Como o foco aqui é estudar como a presença do canal de custo afeta a dinâmica inflacionária, primeiramente analisamos as implicações que este canal de transmissão da política monetária gera em comparação aos modelos novo-keynesianos tradicionais.

Começando pela Curva de Phillips Novo-Keynesiana, vemos que esta possui o mesmo formato que os modelos tradicionais, acrescida da hipótese de indexação.

$$\pi_t = \pi_1 \pi_{t-1} + \pi_2 E_t \pi_{t+1} + \pi_3 m c_t + \varepsilon_t^p \quad (8)$$

$$\text{Onde } \pi_1 = \frac{\iota_p}{1 + \beta \gamma^{1-\sigma_c} \iota_p}, \quad \pi_2 = \frac{\beta \gamma^{1-\sigma_c}}{1 + \beta \gamma^{1-\sigma_c} \iota_p} \text{ e } \pi_3 = \frac{1}{\xi_p} \frac{(1 - \beta \gamma^{\sigma_c} \xi_p)(1 - \xi_p)}{[\phi_p - 1] \varepsilon_p + 1}.$$

Dessa forma, a inflação  $\pi_t$  é determinada pela inflação passada, pela expectativa de inflação e pelo custo marginal real das firmas  $m c_t$ . Logo, quanto maior for o grau de indexação de preços ( $\iota_p$ ), maior será a persistência da resposta da inflação a choques exógenos. Por outro lado, um maior grau de rigidez nominal, medido por uma maior probabilidade de as firmas não poderem reotimizar seus preços ( $\xi_p$ ),

acarretará em menor resposta da inflação a mudanças no custo marginal real, dado que  $\frac{\partial \pi_3}{\partial \xi_p} < 0$ . Mesmo

assim, vemos que os parâmetros  $\iota_p$  e  $\xi_p$  afetam diretamente a amplitude e a persistência da resposta da inflação aos choques de política monetária, sem, no entanto, influenciar o sinal desta resposta.

Em (8), fica claro que o fator gerador da dinâmica inflacionária é o custo marginal real  $m c_t$ . Nos modelos tradicionais, esta variável é determinada apenas por choques de produtividade  $\varepsilon_t^a$ , pelo salário real  $w_t$  e pela taxa de retorno do capital  $r_t^k$ . No entanto, como vimos em (7), com a inclusão da hipótese de *working capital*, o custo marginal real também é influenciado pela taxa nominal de juros, como fica evidenciado na equação (9):

$$m c_t = \alpha (r_t^k) + (1 - \alpha) (w_t + \theta r_t^n) - \varepsilon_t^a \quad (9)$$

<sup>14</sup> O modelo em questão é o mesmo que o apresentado em Smets e Wouters (2007), adaptado de forma a incluir o canal de custo.



Em modelos que não possuem o canal de custo da política monetária ( $\theta = 0$ ), temos que o custo marginal real sempre cai após um aumento da taxa nominal de juros decorrente de um choque de política monetária, já que, neste caso, os salários se contrairão em virtude de uma menor demanda por trabalho e a taxa de retorno do capital cairá em função do recuo no investimento. Desta forma, a política monetária operaria somente pelo lado da demanda, gerando a tradicional correlação negativa entre preços e taxa de juros. Já no caso em que  $\theta \neq 0$ , há um canal direto entre política monetária e oferta agregada, já que a elevação da taxa de juros afeta diretamente os custos das firmas. No entanto, para que o custo marginal real – e, conseqüentemente, a taxa de inflação – se elevem após o aperto monetário, é preciso que o impacto do “choque de oferta” compense os tradicionais canais de demanda. Para tanto, é preciso que o modelo produza uma resposta suavizada tanto do salário real quanto da taxa de retorno do capital ao choque monetário. As duas próximas equações mostram como viabilizar tal suavização.

A equação (10) traz a relação entre a taxa de retorno do capital e a utilização do estoque de capital  $z_t$ .

$$z_t = z_1 r_t^k \quad (10)$$

Onde  $z_1 = \frac{1-\psi}{\psi}$  e  $\psi$  é uma função positiva da elasticidade do custo de ajustamento da utilização do capital, normalizada de forma que seus valores estejam contidos no intervalo  $[0,1]$ . Quando  $\psi = 1$ , é extremamente custoso mudar a utilização do capital, o que faz com que esta última se mantenha constante. No outro extremo, quando  $\psi = 0$ , mudanças na utilização do capital virtualmente não acrescem novos custos, o que torna esta variável extremamente volátil, fazendo com que a taxa de retorno do capital se mantenha inalterada. Desta forma, para que o modelo reproduza o *price puzzle* é necessário um baixo valor de  $\psi$ , fazendo com que, em resposta ao choque monetário, as famílias prontamente mudassem a utilização do capital, mantendo assim estável a taxa de retorno do capital.

Além da taxa de retorno do capital, também é necessário uma grande rigidez do salário real, cuja dinâmica é dada pela equação (11).

$$w_t = w_1 w_{t-1} + (1 - w_1)(E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}) - w_2 \pi_t + w_3 \pi_{t-1} + w_4 \mu_t^w + \varepsilon_t^w \quad (11)$$

onde  $w_1 = \frac{1}{1 + \beta \gamma^{1-\sigma_c}}$ ,  $w_2 = (1 + \beta \gamma^{1-\sigma_c} \iota_w) w_1$ ,  $w_3 = \iota_w w_1$ ,  $w_4 = \frac{(1 - \beta \gamma^{1-\sigma_c} \xi_w)(1 - \xi_w)}{\xi_w ((\phi_w - 1) \varepsilon_w + 1)} w_1$  e  $\mu_t^w$  é o markup do salário real em relação à taxa marginal de substituição consumo-lazer. Como vemos em (11), o salário real será mais inelástico à política monetária quão maior for sua rigidez  $\xi_w$  e seu grau de indexação  $\iota_w$ .

A última equação afetada pelo canal de custo envolve a razão ótima capital-trabalho, sendo esta última obtida a partir do problema de minimização de custos das firmas intermediárias. Como a política monetária, por meio da taxa nominal de juros  $r_t^n$ , passa a afetar o custo unitário do trabalho, a razão ótima capital-trabalho passa a ser dada por:

$$k_t^s - l_t = w_t + \theta r_t^n - r_t^k \quad (12)$$

Completam o lado da oferta as seguintes equações:

$$y_t = \phi_p (\alpha k_t^s + (1 - \alpha) l_t + \varepsilon_t^a) \quad (13)$$

$$k_t^s = k_{t-1} + z_t \quad (14)$$

$$k_t = k_1 k_{t-1} + (1 - k_1) i_t + k_2 \varepsilon_t^i \quad (15)$$

$$\mu_t^w = w_t - mrs_t = w_t - \left( \sigma_l l_t + \frac{1}{1 - \lambda} (c_t - \lambda_t c_{t-1}) \right) \quad (16)$$

Onde (13) representa a versão log-linearizada da função de produção, que combina capital  $k_t$  e trabalho

$l_t$ , (14) representa a relação de equilíbrio entre o capital utilizado na produção e a utilização do estoque de capital por parte das famílias, (15) representa a lei de movimento do capital e (16) mostra a relação entre o markup do salário real  $\mu_t^w$  e a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer  $mrs_t$ . Nas equações (15) e (16),  $c_t$  e  $i_t$  são, respectivamente, desvios percentuais do consumo das famílias e do investimento em relação a seus valores de estado estacionário.

Do lado da demanda, a versão log-linearizada do modelo é composta pelas seguintes equações:

$$y_t = c_y c_t + i_y i_t + z_y z_t + \varepsilon_t^g \quad (17)$$

$$c_t = c_1 c_{t-1} + (1 - c_1) E_t c_{t+1} + c_2 (l_t - E_t l_{t+1}) - c_3 (r_t^n - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b) \quad (18)$$

$$i_t = i_1 i_{t-1} + (1 - i_1) E_t i_{t+1} + i_2 q_t + \varepsilon_t^i \quad (19)$$

$$q_t = q_1 E_t q_{t+1} + (1 - q_1) E_t r_{t+1}^k - (r_t^n - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b) \quad (20)$$

Onde (17) representa a restrição agregada de recursos, (18) a equação de Euler do consumo, (19) a equação de Euler do investimento e (20) representa a equação do valor do estoque de capital  $q_t$ .

A política monetária se dá por meio de uma regra de Taylor na qual o Banco Central responde a desvios da inflação e do produto em relação à trajetória de crescimento balanceado de estado estacionário:

$$r_t^n = \rho r_{t-1}^n + (1 - \rho) (r_\pi \pi_t + r_y y_t) + \varepsilon_t^r \quad (21)$$

A maioria dos choques exógenos é modelada de acordo com um AR(1). As exceções são o choque de gasto exógeno, correlacionado com o choque de produtividade em virtude da inclusão da balança comercial no componente exógeno do PIB e os choques dos markups de preços e salários, que são modelados de acordo com um ARMA(1,1) para captar as oscilações de alta frequência.

### 3.3 Price puzzle: uma versão calibrada

Nesta seção, calibramos o modelo acima de forma que este reproduza o *price puzzle*. Para isso, impomos a restrição de *working capital* a todas as empresas intermediárias da economia ( $\theta = 1$ ), além de indexação completa de preços e salários ( $\iota_w = \iota_p = 1$ ), elevada rigidez salarial acompanhada de moderada rigidez de preços ( $\xi_p = 0.6$  e  $\xi_w = 0.85$ ) e baixo custo de variação da utilização do capital ( $\psi = 0.01$ ). Os demais parâmetros correspondem à média das distribuições *a priori* que serão utilizadas no exercício de estimação, expressos na tabela 1.

O gráfico 1 mostra a resposta da inflação a um choque de política monetária que se manifesta na forma de uma elevação inesperada da taxa nominal de juros em 0,25 ponto percentual. Na calibragem padrão (modelo base), vemos que a inflação inicialmente se eleva, demorando sete trimestres para atingir nível inferior ao de estado estacionário. Este comportamento é resultado de da combinação de uma série de fatores. De um lado, tanto a elevada rigidez salarial quanto a elástica utilização do capital induzidas pela calibragem fazem com que o salário real e a taxa de retorno do capital se mantenham praticamente estáveis após o choque monetário.

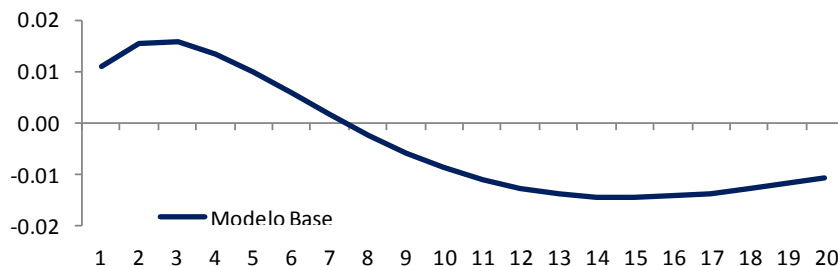
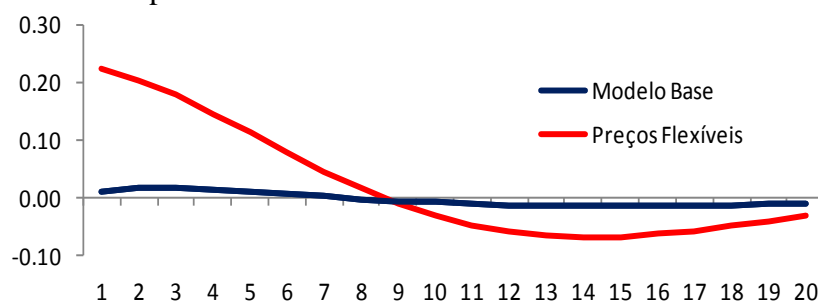


Gráfico 1- Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros

Por outro lado, o fato de todas as firmas estarem sujeitas à restrição de *working capital* faz com que o impacto da elevação da taxa nominal de juros seja imediato e fortemente repassado ao custo marginal real agregado. Dada a relativa estabilidade inicial dos demais componentes do custo marginal real (salário real e taxa de retorno do capital), a inflação se eleva durante os primeiros três trimestres que sucedem o choque, para que, somente então, o canal de demanda (efeito das quedas do salário real e da taxa de retorno do capital no custo marginal) passe a ter efeito preponderante. Ainda assim, a supremacia inicial do canal de custo faz com que o efeito do choque monetário na inflação se mantenha no campo positivo por quase dois anos.

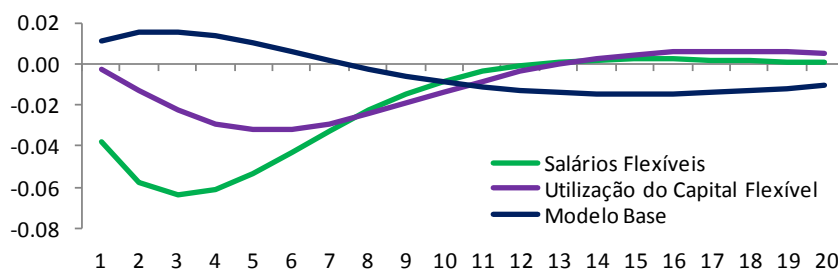
Com o intuito de compreender melhor a forma com a qual as rigidezes aqui impostas afeta a relação entre inflação e juros nominal, vamos excluí-las por partes do modelo base e analisar o impacto destas exclusões nas funções de resposta ao impulso da inflação. Primeiramente, analisamos o caso em que há maior flexibilidade de preços. Como mostra o gráfico 2, quando o modelo se aproxima do caso em que os preços são totalmente flexíveis ( $\xi_p = 0.000001$ ) e não indexados ( $\iota_p = 0$ ), o aumento da resposta inflacionária ao choque monetário cresce significativamente (na comparação com o modelo base). Ainda assim, a nova parametrização não afeta a duração do período em que o efeito do choque monetário na inflação se mantém positivo. Este fato já era esperado, dado que, como vimos anteriormente na equação (8), os parâmetros em questão afetam somente a amplitude da elasticidade da inflação ao juros nominal, sem, contudo, afetar o sinal desta resposta.



**Gráfico 2 - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros**

Por outro lado, é possível notar que a elevada elasticidade do custo marginal real em relação à taxa nominal de juros ( $\theta = 1$ ) não é suficiente para garantir que a inflação se eleve após o choque monetário positivo. Como vemos no gráfico 3, mesmo com  $\theta = 1$ , no caso em que os salários sejam flexíveis ( $\xi_w = 0.000001$ ) e não indexados ( $\iota_w = 0$ ), o modelo gera uma queda imediata da inflação após o choque monetário positivo. Como mostra o mesmo gráfico, comportamento similar pode ser obtido no caso limite em que não há variação na utilização do capital, embora a queda seja menos acentuada que no caso de ausência de rigidez salarial.

Assim, é importante ressaltar que a presença do canal de custo não é suficiente para que o modelo produza resposta positiva da inflação frente a uma contração monetária. Além de elevada elasticidade da taxa nominal de juros no custo marginal real, também são necessárias as presenças de elevada rigidez (e inércia) do salário nominal (e, conseqüentemente, do salário real) e/ou flexibilidade da utilização do capital, reduzindo a volatilidade da taxa de retorno do mesmo.



**Gráfico 3 - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros**

#### 4. Abordagem Econométrica<sup>15</sup>

Um dos pontos fracos existentes nos modelos VAR reside na falta de parcimônia dos mesmos no que diz respeito ao número de parâmetros a ser estimado. Dessa forma, geralmente o tamanho da amostra acaba restringindo o número de variáveis endógenas que podem ser efetivamente utilizadas no processo de estimação, assim como o número de defasagens do modelo. Uma das consequências desta “sobreparametrização” se dá no baixo poder preditivo dos modelos VAR tradicionais.

Uma solução utilizada para contornar este problema consiste na redução do espaço paramétrico para regiões em torno de alguns pontos específicos. Por exemplo, Doan et. al. (1984) propõe “encolher” o espaço paramétrico de vetores autorregressivos formados por séries macroeconômicas em torno de representações de passeios aleatórios univariados. A justificativa para tal é puramente estatística: segundo os autores, modelos de passeio aleatório costumam prever razoavelmente bem o comportamento de séries macroeconômicas.

A abordagem utilizada neste artigo, cuja literatura convencionou chamar de DSGE-VAR, possui a mesma estratégia de redução do espaço paramétrico. No entanto, ao contrário de fazê-lo com base em critérios puramente estatísticos, as restrições aqui impostas são obtidas a partir do modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico descrito acima, sem, no entanto, impô-las de maneira dogmática. Mais do que isso, o método aqui utilizado permite que os choques estruturais sejam recuperados da forma reduzida do VAR a partir da estrutura do modelo DSGE, criando assim um VAR estrutural (SVAR) cujas restrições estão diretamente fundamentadas na teoria econômica.

Os estimadores obtidos a partir do espaço paramétrico restrito podem ser interpretados como estimadores bayesianos derivados de distribuições que concentram boa parte de sua densidade em torno das restrições desejadas. Afinal, as *priors* nada mais são do que uma forma sistemática de acrescentar informações ao processo de estimação. É comum a incorporação de *priors* no processo de estimação por meio de “observações *dummy*” (*dummy observations*): *grosso modo*, a *prior* do modelo DSGE é introduzida através da expansão dos dados, incluindo observações obtidas a partir de simulações deste modelo. A razão entre os dados simulados e os dados reais – que aqui será representada pelo parâmetro  $\lambda$  – mede exatamente a importância da *prior* em relação aos dados amostrais no processo de estimação.

Assim, seja o modelo VAR representado por:

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + u_t$$

Onde  $y_t$  e  $u_t$  são vetores (nx1), sendo que o primeiro representa as séries observadas e o segundo traz os erros de previsão um passo a frente. As matrizes  $\Phi_k$ ,  $k=0, 1, \dots, p$  são matrizes (kxn) de coeficientes.

Por sua vez, indexamos o modelo DSGE pelo vetor  $\theta$ , que concatena todos os seus parâmetros estruturais. Assim, a estratégia de estimação da abordagem DSGE-VAR consiste na construção de uma *prior* hierárquica, formada pela distribuição marginal de  $\theta$ , pela distribuição marginal de  $\lambda$  e pela distribuição dos parâmetros do VAR, esta última condicionada tanto em  $\theta$  como em  $\lambda$ . Como veremos adiante, esta condicionalidade decorre do fato da *prior* dos parâmetros do VAR ser obtida a partir de dados simulados do modelo DSGE. Com base na regra de Bayes, é possível obter a distribuição conjunta dos parâmetros do VAR e do modelo DSGE.

Para obtenção da distribuição *posteriori* dos parâmetros do VAR e do modelo DSGE, começamos definindo a função de verossimilhança do modelo VAR. Para tal, assumimos que  $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$ , condicionado nas informações passadas de  $y_t$ , o que é usual na literatura. Definimos  $Y$  como uma matriz (Txn) cuja t-ésima linha corresponda a  $y_t'$ . Para  $k = 1 + np$ , tem-se que  $X$  é uma matriz (TxK), cuja t-ésima linha é dada por  $x_t' = [1, y_{t-1}', \dots, y_{t-p}']$ . Seja  $U$  a matriz (Txn) cuja t-ésima linha é dada por  $u_t'$  e  $\Phi = [\Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_p]$ . Assim, a representação matricial do VAR é dada por:

$$Y = X \Phi + U$$

<sup>15</sup> O procedimento aqui descrito pode ser encontrado de forma mais detalhada em Del Negro e Schorfheide (2004). Para uma avaliação crítica sobre a análise do canal de custo por meio de outras abordagens econométricas, ver Santos (2012).

E, por sua vez, a função de verossimilhança, condicional em  $y_{1-p}, \dots, y_0$ , é dada por:

$$p(Y|\Phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-\frac{T}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \text{tr} \left[ \Sigma_u^{-1} (Y'Y - \Phi'X'Y - Y'X\Phi + \Phi'X'X\Phi) \right] \right\}$$

Embora os modelos DSGE não possuam representação na forma de um vetor autorregressivo de ordem finita, o VAR acima pode ser interpretado como uma aproximação da representação VMA infinita dos modelos estruturais de equilíbrio geral.

A magnitude do erro de aproximação será menor quanto maior for o número de defasagens utilizadas. Como a dimensão do vetor de parâmetros  $\theta$  do modelo DSGE é menor do que a do vetor de parâmetros do VAR, a estrutura hierárquica aqui utilizada impõe restrições na representação aproximada do vetor autorregressivo em  $y_t$ .

Para obtenção das *priors*, partimos do pressuposto que a amostra é ampliada com  $T^* = \lambda T$  observações  $(Y^*, X^*)$  geradas a partir de simulações do modelo DSGE cujos parâmetros estruturais são concatenados no vetor  $\theta$ . A função de verossimilhança  $p(Y^*(\theta)|\Phi, \Sigma_u)$ , por sua vez, é dada por:

$$p(Y^*(\theta)|\Phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-\frac{T^*}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \text{tr} \left[ \Sigma_u^{-1} (Y^*Y^* - \Phi'X^*Y^* - Y^*X^*\Phi + \Phi'X^*X^*\Phi) \right] \right\}$$

No caso em que de fato fossem gerados sorteios aleatórios a partir do modelo DSGE, a realização repetitiva de tal procedimento adicionaria um termo estocástico à *prior*, algo evidentemente indesejado. No entanto, há uma forma simples de remover o componente estocástico de  $p(Y^*(\theta)|\Phi, \Sigma_u)$ : substituir os momentos simulados  $Y^*Y^*$ ,  $Y^*X^*$  e  $X^*X^*$  por seus valores esperados incondicionais. Afinal, de acordo com o modelo DSGE, o vetor  $y_t$  é estacionário, garantindo que o valor esperado dos momentos amostrais possa ser obtido a partir dos momentos populacionais reponderados  $\lambda T \Gamma_{yy}^*(\theta)$ ,  $\lambda T \Gamma_{yx}^*(\theta)$  e  $\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta)$ , onde, por exemplo,  $\Gamma_{yy}^*(\theta) = E_\theta [y_t y_t']$ . O fato de os momentos populacionais serem computados de forma analítica torna o procedimento extremamente eficiente do ponto de vista computacional. Desta forma, substituindo os momentos amostrais da equação acima pelos populacionais, tem-se que:

$$p(Y^*(\theta)|\Phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-\frac{T^*}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \text{tr} \left[ \lambda T \Sigma_u^{-1} (\Gamma_{yy}^*(\theta) - \Phi' \Gamma_{xy}^*(\theta) - \Gamma_{yx}^*(\theta) \Phi + \Phi' \Gamma_{xx}^*(\theta)) \right] \right\}$$

Para obter a distribuição a *priori* dos parâmetros do  $\text{VAR}(\Phi, \Sigma_u)$ , condicionada nos parâmetros estruturais  $\theta$ , combinamos a distribuição  $p(Y^*(\theta)|\Phi, \Sigma_u)$  acima com a *prior* de Jeffrey

$p(\Phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-(n+1)/2}$ . Assim, tem-se que:

$$p(\Phi, \Sigma_u | \theta) = c^{-1}(\theta) |\Sigma_u|^{-\frac{\lambda T + n + 1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \text{tr} \left[ \lambda T \Sigma_u^{-1} (\Gamma_{yy}^*(\theta) - \Phi' \Gamma_{xy}^*(\theta) - \Gamma_{yx}^*(\theta) \Phi + \Phi' \Gamma_{xx}^*(\theta)) \right] \right\}$$

Dado que  $\lambda T > k + n$  e que  $\Gamma_{xx}^*(\theta)$  é inversível (o que é garantido pelo fato do número de choques estruturais ser igual ao número de variáveis observadas no modelo DSGE), tem-se que a *prior* acima é própria e não degenerada. Neste caso,  $c^{-1}(\theta)$  é apenas um fator de normalização que garanta que

$$\int p(\Phi, \Sigma_u | \theta) d(\Phi, \Sigma_u) = 1.$$

Definindo as funções:

$$\Phi^*(\theta) = \Gamma_{xx}^{*-1}(\theta) \Gamma_{xy}^*(\theta)$$

$$\Sigma_u^* = \Gamma_{yy}^*(\theta) - \Gamma_{yx}^*(\theta) \Gamma_{xx}^{*-1}(\theta) \Gamma_{xy}^*(\theta)$$

Temos que, condicionado em  $\theta$  e em  $\lambda$ , a distribuição *a priori* dos parâmetros do VAR é tal que:

$$\Sigma_u | \theta, \lambda \sim IW \left( \lambda T \Sigma_u^* (\theta), \lambda T - k, n \right)$$

$$\Phi | \Sigma_u, \theta, \lambda \sim N \left( \Phi^* (\theta), \Sigma_u \otimes \left( \lambda T \Gamma_{xx}^* (\theta) \right)^{-1} \right)$$

A distribuição *a priori* conjunta é completa com a inclusão da distribuição  $p(\theta)$  referente aos parâmetros do modelo DSGE e da distribuição  $p(\lambda)$  referente ao peso do modelo no processo de estimação. Assim, a estrutura hierárquica da *prior* conjunta é dada por:

$$p(\Phi, \Sigma_u, \theta, \lambda) = p(\Phi, \Sigma_u | \theta, \lambda) p(\theta) p(\lambda)$$

Logo, as funções  $\Phi^* (\theta)$  e  $\Sigma_u^* (\theta)$  delimitam um subespaço no espaço paramétrico do modelo VAR cuja intuição se dá da seguinte forma: no caso em que os dados fossem gerados a partir de um modelo DSGE com parâmetros  $\theta$ , o VAR com matriz de coeficientes  $\Phi^* (\theta)$  seria aquele que minimizaria o erro quadrático médio da estimação. Além disso, a matriz de variância-covariância dos respectivos erros de previsão seria dada por  $\Sigma_u^* (\theta)$ . É importante ressaltar que a *prior* desenvolvida acima atribui massa de probabilidade fora do subespaço delimitado por  $\Phi^* (\theta)$  e  $\Sigma_u^* (\theta)$ . Afinal, a matriz de variância-covariância  $\Sigma_u \otimes \left( \lambda T \Gamma_{xx}^* (\theta) \right)^{-1}$  distribui massa de probabilidade em torno de  $\Phi^* (\theta)$ , além, é claro, da variância contida nas *priors*  $p(\theta)$  e  $p(\lambda)$ .

Tendo a função verossimilhança e a distribuição *a priori*, podemos obter a *posterior* conjunta dos parâmetros do VAR e do modelo DSGE. Para tal, é útil decompor a distribuição de sorte que:

$$p(\Phi, \Sigma_u, \theta, \lambda | Y) = p(\Phi, \Sigma_u | \theta, \lambda, Y) p(\theta, \lambda | Y)$$

Definindo  $\bar{\Phi}(\theta)$  e  $\bar{\Sigma}_u(\theta)$  como os estimadores de máxima verossimilhança de  $(\Phi, \Sigma_u)$  obtidos da amostra ampliada pelos dados artificiais, tem-se que:

$$\bar{\Phi}(\theta) = \left( \lambda T \Gamma_{xx}^* (\theta) + X'X \right)^{-1} \left( \lambda T \Gamma_{xy}^* (\theta) + X'Y \right)$$

$$\bar{\Sigma}_u(\theta) = \frac{1}{T(\lambda + 1)} \left[ \left( \lambda T \Gamma_{yy}^* (\theta) + Y'Y \right) - \left( \lambda T \Gamma_{yx}^* (\theta) + Y'X \right) \left( \lambda T \Gamma_{xx}^* (\theta) + X'X \right)^{-1} \left( \lambda T \Gamma_{xy}^* (\theta) + X'Y \right) \right]$$

Como mostrado em Zellner (1971), a distribuição *posteriori* de  $\Phi$  e  $\Sigma_u$  também segue uma distribuição Normal – Wishart Invertida na forma:

$$\Sigma_u | \theta, \lambda, Y \sim IW \left( (\lambda + 1) T \bar{\Sigma}_u(\theta), (\lambda + 1) T - k, n \right)$$

$$\Phi | \Sigma_u, \theta, \lambda, Y \sim N \left( \bar{\Phi}(\theta), \Sigma_u \otimes \left( \lambda T \Gamma_{xx}^* (\theta) + X'X \right)^{-1} \right)$$

Desta forma, tem-se que a distribuição *posteriori* de  $\Phi$  consiste em uma combinação convexa entre sua *prior*  $\Phi^* (\theta)$  e o estimador de mínimos quadrados  $\Phi^{OLS} = \left( X'X \right)^{-1} X'Y$ , obtido na estimação realizada a partir da amostra que contém apenas dados reais. O peso de cada um destes dois componentes é dado pelo parâmetro  $\lambda$ . Quando  $\lambda$  tende ao infinito, a média da *posterior* converge para a média da *prior*, isto é, para a projeção do modelo DSGE no VAR(p). Por outro lado, quando  $\lambda$  converge para zero, a média da *posterior* converge para os parâmetros obtidos por meio da regressão de mínimos quadrados dos dados originais.

Ao contrário de  $p(\Phi, \Sigma_u | \theta, \lambda, Y)$ , não possuímos uma forma fechada para a *posterior*  $p(\theta, \lambda | Y)$ . No entanto, este ponto é facilmente contornado por meio do uso do algoritmo Markov-Chains Metropolis-

Hastings.

Além de estimarmos os parâmetros do VAR, a metodologia DSGE-VAR nos permite recuperar choques estruturais de forma a obter funções de resposta ao impulso confiáveis. Para tal, o mapeamento entre os choques de forma reduzida  $u_t$  do VAR e os choques estruturais é feito de acordo com as restrições impostas pela estrutura de choques do modelo DSGE.

Seja  $\Sigma_{rr}$  a decomposição de Choleski de  $\Sigma_u$ . Como se sabe, em qualquer VAR estrutural onde haja exata identificação, a relação entre  $u_t$  e os choques estruturais  $\varepsilon_t$  pode ser caracterizada da seguinte forma:

$$u_t = \Sigma_{rr} \Omega \varepsilon_t$$

Onde  $\Omega$  é uma matriz ortonormal e os choques estruturais são normalizados de forma que  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$ .

Assim, temos que o impacto inicial de um choque de  $\varepsilon_t$  em  $y_t$  é dado por:

$$\left( \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_t} \right)_{VAR} = \left( \frac{\partial y_t}{\partial u_t} \right)_{VAR} \left( \frac{\partial u_t}{\partial \varepsilon_t} \right) = \Sigma_{rr} \Omega$$

O problema de identificação reside no fato de os dados não conterem quaisquer informações sobre a escolha da matriz de rotação  $\Omega$ . Mais especificamente, como  $\Sigma_{rr} \Omega \Omega' \Sigma_{rr}' = \Sigma_{rr} \Sigma_{rr}' = \Sigma_u$ , temos que a função de verossimilhança é invariante a  $\Omega$ . Na literatura tradicional de modelos VAR, a obtenção das FRIs por meio unicamente da decomposição de Choleski nada mais é do que assumir que  $\Omega = I$ .

Macroeconomistas geralmente impõe restrições em  $\Omega$  que possuam alguma justificativa *ex-ante*, produzindo funções de resposta ao impulso com comportamento razoável *ex-post*, isto é, em linha com uma ou mais dimensões derivadas a partir de modelos teóricos. Dada à ausência de consenso sobre quais dimensões devem ser consideradas, foram propostas inúmeras estratégias de identificação. Como aqui utilizamos o modelo DSGE para derivar as *priors* para os parâmetros da forma reduzida do VAR, é natural aproveitar o mesmo modelo estrutural no processo de identificação do VAR. Assim, a metodologia DSGE-VAR constrói a matriz de rotação  $\Omega$  com base no modelo DSGE.

O modelo DSGE é identificado no sentido em que para cada valor de  $\theta$  há uma única matriz  $A_0(\theta)$ , obtida a partir da representação de espaço de estado do modelo, que determina o efeito contemporâneo de  $\varepsilon_t$  em  $y_t$ . A partir de uma fatorização QR de  $A_0(\theta)$ , a resposta inicial de  $y_t$  aos choques estruturais pode ser decomposta unicamente em:

$$\left( \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_t} \right)_{DSGE} = A_0(\theta) = \Sigma_{rr}^*(\theta) \Omega^*(\theta),$$

Onde  $\Sigma_{rr}^*(\theta)$  é uma matriz triangular inferior e  $\Omega^*(\theta)$  é ortonormal. Para identificar o VAR, mantemos o uso de  $\Sigma_{rr}$ , matriz triangular que representa a decomposição de Choleski de  $\Sigma_u$ . No entanto, utilizamos a matriz de rotação  $\Omega^*(\theta)$  do modelo DSGE. Assim, temos que a resposta imediata de  $y_t$  aos choques estruturais  $\varepsilon_t$  é dada por:

$$\left( \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_t} \right)_{VAR} = \Sigma_{rr} \Omega^*(\theta)$$

A adoção desta estratégia é trivial. Em função da capacidade de realizar sorteios da *posterior* conjunta de  $\Phi$ ,  $\Sigma_u$  e  $\theta$ , conforme o procedimento descrito acima, podemos utilizar cada sorteio para (i) utilizar  $\Phi$  para construir uma representação MA de  $y_t$  em termos dos choques na forma reduzida  $u_t$ ; (ii) computar a decomposição de Choleski de  $\Sigma_u$ ; e (iii) calcular  $\Omega = \Omega^*(\theta)$  para obter a representação MA em termos dos choques estruturais  $\varepsilon_t$ . Desta forma, obtemos uma estratégia de identificação dos choques estruturais cujas hipóteses estão completamente enraizadas na teoria econômica.

Mais que a criação de um VAR com elevado poder de previsão e cujos choques estruturais podem ser facilmente recuperados, a abordagem DSGE-VAR possui uma motivação alternativa, descrita em Del

Negro et. al. (2007). Como mostramos, os parâmetros do VAR são estimados simultaneamente com os parâmetros do modelo DSGE. Dessa forma, é possível dizer que os parâmetros do modelo DSGE são estimados levando em conta o fato de o modelo impor fortes restrições ao processo gerador das séries, restrições estas que por muitas vezes não são condizentes com aquilo que se observa nos dados. Assim, pode-se afirmar, *grosso modo*, que os parâmetros do modelo DSGE aqui estimados seriam de certa forma mais robustos aqueles obtidos por meio da estimação bayesiana direta, dado que levam em conta possíveis erros de especificação do modelo.

Especificamente para a questão da análise do canal de custo, o uso da metodologia DSGE-VAR se faz frutífera por dois aspectos. O primeiro deles reside na possibilidade de se obter um VAR estrutural cujo processo de estimação é robusto à presença de pequenas amostras e cujos choques estruturais podem ser recuperados a partir de hipóteses diretamente baseadas na teoria econômica, com base em um modelo onde famílias maximizam sua utilidade, firmas maximizam lucros, etc. Desta forma, a metodologia DSGE-VAR cria um modelo robusto para analisar até que ponto o *price puzzle* se trata realmente de um *puzzle* ou de apenas um problema de identificação do modelo.

Além disso, o segundo aspecto favorável do uso da metodologia DSGE-VAR na análise do canal de custo, como já mencionamos acima, é a possibilidade de que, simultaneamente à estimação do VAR, obtenhamos os parâmetros do modelo DSGE, de forma a flexibilizar as rígidas restrições que o modelo impõe nos momentos condicionais dos dados. Mais do que isso, os parâmetros do modelo estrutural são estimados de forma mais robusta a possíveis erros de especificação do modelo do que no caso em que fosse estimada por meio da abordagem bayesiana tradicional.

Em suma, o uso do método de estimação DSGE-VAR possui três vantagens sobre os três procedimentos supracitados. Primeiramente, tal procedimento tem como resultado um modelo estrutural microfundamentado cujo processo de estimação leva em consideração que algumas das restrições impostas não correspondem à realidade. Com isso, o modelo estrutural estimado com base no DSGE-VAR é mais robusto do que aquele estimado pelo método bayesiano tradicional.

Em segundo lugar, a metodologia DSGE-VAR fornece outra forma de analisar diferentes modelos que não a comparação das funções de verossimilhança resultantes. Esta consiste na análise da distribuição do parâmetro  $\lambda$ , que, como se sabe, nos fornece o peso dado ao modelo DSGE na estimação do VAR estrutural. Sendo assim, valores maiores de  $\lambda$  são outro indício que o modelo se ajusta bem aos dados.

Por fim, o DSGE-VAR também produz um VAR estrutural cujas restrições estão profundamente enraizadas em princípios da teoria econômica. Dessa forma, podemos analisar o *price puzzle* sem a necessidade de incluir variáveis estranhas ao modelo microfundamentado, como, por exemplo, o preço de *commodities*.

## 5. Resultados

Em nossas estimações, utilizamos sete séries macroeconômicas tradicionalmente empregadas na estimação de modelos DSGE: PIB, Consumo das Famílias e Formação Bruta de Capital Fixo, Taxa de Inflação do IPCA, Rendimento Médio Real (RMR), Horas Trabalhadas, e taxa de juros (Selic). A amostra vai do primeiro trimestre de 2002 até o quarto trimestre de 2010<sup>16</sup>.

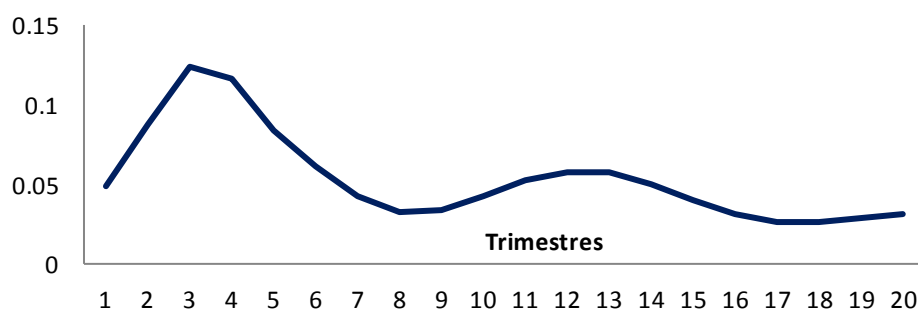
Como destacamos na revisão da literatura, inúmeros estudos se depararam com o *price puzzle* após a estimação de modelos VAR para dados referentes à economia brasileira. No entanto, como destacado, dentre outros, por Rabi Junior (2008), este fenômeno se atenua substancialmente quando a amostra utilizada na estimação se limita ao período de vigência do regime de metas para a inflação. No nosso caso, a amostra utilizada não apenas se limita a este período, como é composta por dados trimestrais, restringindo ainda mais os graus de liberdade da estimação. Para contornar este problema, motivamos nossa análise com base em um VAR bayesiano, fazendo uso da *prior* Sims-Zha. O gráfico 4 traz a resposta da inflação a um choque positivo na taxa nominal de juros. Como podemos observar, o BVAR estimado reproduz o *price puzzle* de forma extremamente acentuada: um choque positivo na Selic elevaria

---

<sup>16</sup> As três primeiras séries foram obtidas das Contas Nacionais Trimestrais do IBGE. As duas séries referentes ao mercado de trabalho foram extraídas da Pesquisa Mensal do Emprego, também do IBGE. Exceção feita à série de juros, todas as demais foram utilizadas na estimação em suas versões dessazonalizadas.



a inflação e permaneceria no campo positivo mesmo após 20 trimestres<sup>17</sup>.

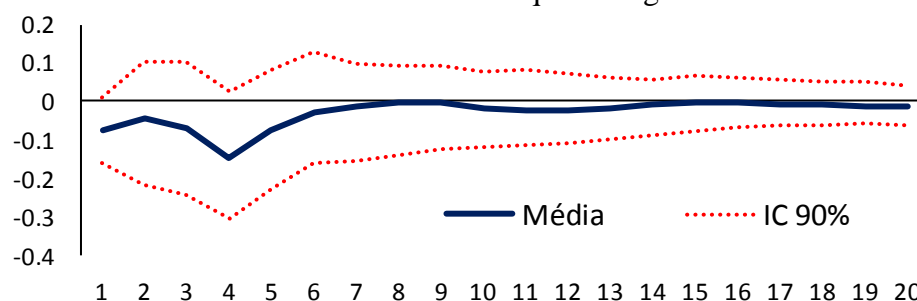


**Gráfico 4 - BVAR com prior à la Sims-Zha - Resposta da inflação a um choque monetário positivo**

No entanto, pelos motivos já destacados, o gráfico 4 não é suficiente para garantir que choques monetários contracionistas tenham efeito inflacionista na economia. Afinal, o procedimento utilizado para a recuperação dos choques estruturais (decomposição de Choleski), mesmo quando sujeito a análise de robustez, possui limitada ligação com a teoria econômica. A inclusão de outras variáveis na estimação do VAR, como, por exemplo, algum índice de preços de *commodities*, também não é de todo confortante, dado que os modelos estruturais econômicos geralmente não possuem esta variável.

Buscando contornar estas limitações na identificação dos choques estruturais, usamos a metodologia DSGE-VAR para obter um VAR bayesiano estrutural cujas restrições utilizadas na recuperação dos parâmetros estruturais se dão por meio de hipóteses diretamente enraizadas na teoria econômica moderna, obtidas a partir de um modelo de equilíbrio geral onde famílias maximizam sua função utilidade, empresas maximizam lucro, o governo segue a política fiscal com base em um orçamento equilibrado e o banco central segue uma regra de Taylor. Obtida a *posterior* conjunta dos parâmetros do VAR e do modelo DSGE, simulamos 500.000 funções de resposta ao impulso da taxa de inflação frente a um choque monetário. Como vemos no gráfico 5, com base nos resultados obtidos em nosso VAR estrutural, é possível afirmar que o *price puzzle* retratado no gráfico 4 é fruto de problemas de identificação dos choques estruturais. Em resposta a um choque exógeno de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros, a inflação se contrai imediatamente, sendo o efeito do aperto monetário contracionista após vinte trimestres. Analisando o intervalo de confiança de 90%, vemos que o zero está contido dentro de todo o intervalo. Ainda assim, principalmente no instante do choque, o gráfico 5 mostra que a grande massa de probabilidade da distribuição da IRF se encontra no campo negativo.

Contudo, como já mencionado, o fato do *price puzzle* ser fruto de problemas de identificação do VAR não implica na ausência de significância do canal de custo da política monetária, mas apenas que este não predomina sobre o canal tradicional de demanda. Para analisar a relevância do canal de custo, fazemos uso do modelo estrutural estimado de forma conjunta ao VAR utilizado na análise acima. Como já dissemos, esta é uma das grandes vantagens da metodologia DSGE-VAR frente às demais até então utilizadas: permitir analisar, no mesmo arcabouço, a questão do *price puzzle* e da relevância do canal de custo, este último tendo como base um modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico.

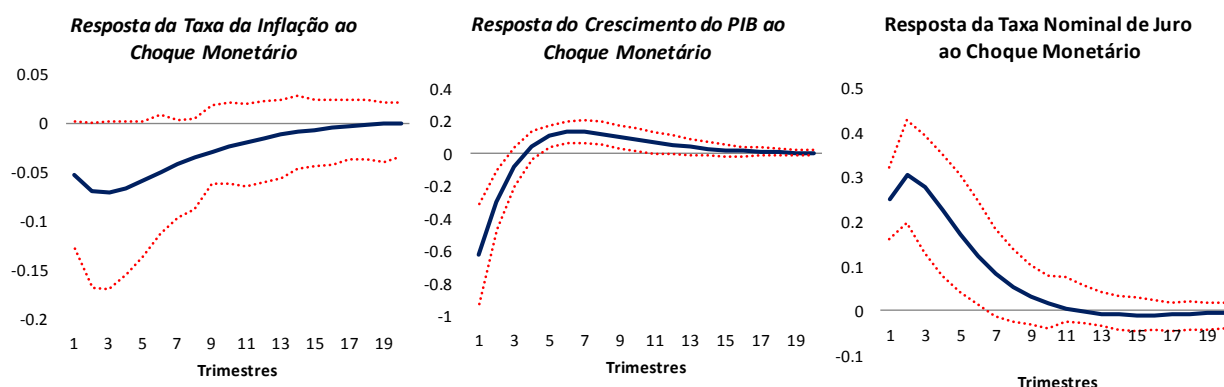


**Gráfico 5 - BVAR Estrutural - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros**

Inicialmente, analisamos as funções de resposta ao impulso geradas pelo modelo DSGE. Como mostra o gráfico 6, o modelo estrutural descarta a possibilidade de uma resposta positiva dos preços ao choque

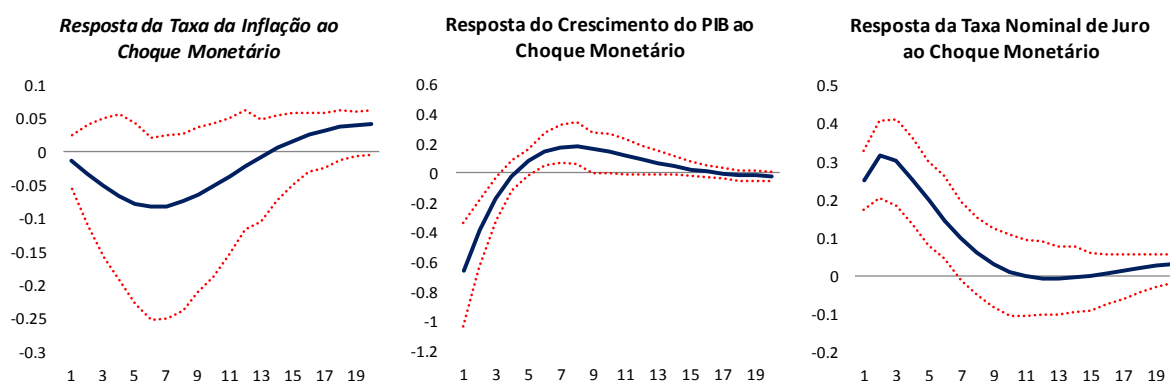
<sup>17</sup> Este resultado é robusto a quaisquer ordenamentos alternativos da decomposição de Choleski.

monetário, até mesmo de forma mais enfática do que no caso do VAR estrutural, onde o intervalo de confiança contém valores positivos desde o início, embora com massa de probabilidade mais concentrada na parte negativa da distribuição.



**Gráfico 6 - Resposta a um choque de 0.25 ponto percentual na taxa nominal de juros: Modelo DSGE Irrestrito**

De toda forma, o principal é que o modelo DSGE também não endossa a hipótese que o *price puzzle* seja explicado pela presença do canal de custo da política monetária. A elevação da taxa nominal de juros provoca o efeito esperado, reduzindo tanto a taxa de crescimento do produto como a taxa de inflação. Dessa forma, a inclusão deste canal não é suficiente para fazer com que o modelo reproduza um comportamento típico do *puzzle*, dado que o modelo sugere amplo domínio do canal de demanda. Este efeito já era esperado, pois, como mostra a análise baseada no VAR estrutural, o *price puzzle* pode ser considerado como simples problema de identificação dos choques estruturais.



**Gráfico 7 - Resposta a um choque de 0.25 ponto percentual na taxa nominal de juros: Modelo DSGE Restrito**

A análise da distribuição *posterior* dos coeficientes estimados é frutífera para clarificar os motivos pelos quais a presença do canal de custo não foi suficiente para que o modelo reproduzisse o *price puzzle*. A tabela 1 traz a média e os valores extremos da distribuição dos parâmetros estruturais. Como podemos notar, a média da elasticidade-juros do custo marginal real<sup>18</sup> ( $\theta = 0,42$ ) é sensivelmente inferior ao valor utilizado no exercício de calibragem ( $\theta = 1$ ). Pelo limite superior da distribuição (0,78), é possível afirmar que a probabilidade de observar-se uma elasticidade-juros unitária é virtualmente nula.

O modelo estimado também apresenta rigidez e indexação salarial bem abaixo dos utilizados na versão calibrada do modelo. Como vemos na tabela 1, a média da distribuição *posteriori* ( $\xi_w = 0,6520$ ) é inferior ao valor calibrado (0,85), sendo este último próximo ao limite superior da distribuição simulada. O mesmo se observa quanto à indexação dos salários, em que o valor estimado ( $t_w = 0,3398$ ) está substancialmente abaixo do valor calibrado ( $t_w = 1$ ). Como vimos em nossa simulação, tanto a indexação como a rigidez salarial são fundamentais na obtenção do *price puzzle*.

O mesmo ocorre em respeito à utilização do capital. O baixo valor calibrado ( $\psi = 0,01$ ) está

<sup>18</sup> Que também representa a parcela de firmas sujeitas à restrição de *working capital*.

completamente fora do intervalo da distribuição obtida [0,44; 0,87]. Desta forma, a taxa de retorno do capital também responde de forma mais rápida à política monetária, mitigando os efeitos do canal de custo.

**Tabela 1: Resultados da Estimação do Modelo com Canal de Custo**

Parâmetros	Distribuição <i>Prior</i>			Distribuição <i>Posterior</i>		
	Distribuição	Média	Desvio-padrão	Média	IC 90%	
<b>Desvio-padrão dos choques exógenos</b>						
Choque de produtividade	Gama Invertida	0.10	infinito	0.5591	0.3695	0.7464
Choque de prêmio de risco	Gama Invertida	0.10	infinito	0.1264	0.0516	0.2103
Choque de gasto exógeno	Gama Invertida	0.10	infinito	0.5267	0.349	0.7029
Choque de investimento	Gama Invertida	0.10	infinito	0.8624	0.4775	1.22
Choque monetário	Gama Invertida	0.10	infinito	0.1268	0.0888	0.1648
Choque de markup - preços	Gama Invertida	0.10	infinito	0.2226	0.1338	0.3032
Choque de markup - salários	Gama Invertida	0.10	infinito	0.4304	0.2509	0.6003
<b>Coefficientes AR(1) e MA(1) dos processos exógenos</b>						
AR(1) choque de produtividade	Beta	0.50	0.20	0.66	0.44	0.88
AR(1) choque de prêmio de risco	Beta	0.50	0.20	0.72	0.41	0.96
AR(1) choque de gasto exógeno	Beta	0.50	0.20	0.63	0.37	0.90
AR(1) choque de investimento	Beta	0.50	0.20	0.45	0.19	0.70
AR(1) choque monetário	Beta	0.50	0.20	0.51	0.29	0.70
AR(1) choque de markup - preços	Beta	0.50	0.20	0.44	0.17	0.71
AR(1) choque de markup - salários	Beta	0.50	0.20	0.49	0.24	0.76
MA(1) choque de markup - preços	Beta	0.50	0.20	0.51	0.20	0.83
MA(1) choque de markup - salários	Beta	0.50	0.20	0.41	0.14	0.70
Coef. choque de produtividade no processo exógeno do gasto exógeno	Normal	0.50	0.25	0.20	0.01	0.37
<b>Parâmetro Lambda DSGE-VAR</b>						
Peso do modelo na prior do BVAR	Uniforme	5.00	2.89	3.16	2.08	4.18
<b>Parâmetros Estruturais</b>						
<b>Mercado de trabalho</b>						
Parâmetro de Calvo - Salários	Beta	0.50	0.10	0.65	0.43	0.88
Indexador de Salários	Beta	0.50	0.15	0.34	0.05	0.62
Inversa da elasticidade de Frisch	Normal	2.00	0.75	2.29	0.89	3.58
<b>Curva de Phillips - Preços</b>						
Parâmetro de Calvo - Preços	Beta	0.50	0.10	0.73	0.56	0.92
Indexador de preços	Beta	0.50	0.15	0.34	0.05	0.62
(1 + Markup de Preços)	Normal	1.25	0.13	1.47	1.31	1.65
<b>Regra de Taylor</b>						
Juro defasado	Beta	0.75	0.10	0.82	0.75	0.88
Inflação	Normal	1.50	0.25	1.50	1.10	1.86
Hiato do Produto	Normal	0.13	0.05	0.16	0.09	0.24
<b>Demais parâmetros estruturais</b>						
Canal de Custo	Uniforme	0.50	0.29	0.42	0.10	0.78
Participação do capital no produto	Normal	0.30	0.05	0.30	0.23	0.37
Custo de ajuste do investimento	Normal	4.00	1.50	4.56	2.33	6.58
Custo de ajuste da utilização do capital	Beta	0.50	0.15	0.65	0.44	0.87
<i>Habit Persistence</i>	Beta	0.70	0.10	0.77	0.60	0.95
1/(elasticidade de substituição intertemporal)	Normal	1.50	0.38	0.69	0.37	0.98

Paralelamente, estimamos um modelo em que foram impostas as seguintes restrições: (i) todas as firmas estão sujeitas à restrição de *working capital* ( $\theta = 1$ ), (ii) forte rigidez salarial e moderada rigidez de preços ( $\xi_w = 1$  e  $\xi_p = 0,5$ ) e (iii) elevado grau de indexação ( $t_w = t_p = 1$ ). Como podemos observar no gráfico 7, tais restrições não são suficientes para que o modelo estimado produza o *price puzzle*.

Mais do que isso, as restrições impostas não encontram respaldo nos dados. Como vemos na tabela 2, a inclusão destas restrições é acompanhada por substancial piora na capacidade preditiva do modelo. Na comparação com o modelo irrestrito, o modelo com canal de custo restrito gera uma log-verossimilhança marginal substancialmente inferior (-348.88 ante -339,55 do modelo irrestrito). Além disso, a estimação do modelo DSGE-VAR dá um maior peso aos dados gerados pelo modelo irrestrito, como vemos na comparação do parâmetro  $\lambda$ .

Assim, os resultados acima mostram que nem mesmo no caso mais favorável (em termos de parâmetros), o canal de custo se mostra suficiente para gerar justificar o *price puzzle*. Ainda assim, como já mencionado, isto não reduz a importância de seu estudo. Como discutido em Ravenna e Walsh (2006), a simples presença deste canal já produz consequências diretas no desenho da política monetária ótima. Dessa forma, também é interessante testar diretamente a hipótese de existência do canal de custo na esfera macroeconômica. Para isso, comparamos o desempenho entre o modelo com e sem o canal de custo, sendo este último obtido simplesmente restringindo o parâmetro referente à fração de firmas sujeitas a restrição de *working capital* à zero ( $\theta = 0$ ).

Como vemos na tabela 2, os critérios da log-verossimilhança marginal e do tamanho da proporção de dados artificiais, medidos pelo parâmetro  $\lambda$ , são unânimes em afirmar que a inclusão da restrição de *working capital* (e, conseqüentemente, do canal de custo) não traz ganho ao modelo, ao menos no que diz respeito ao ajustamento do mesmo aos dados. Dessa forma, em linha com os resultados obtidos em Rabi Junior (2008), nossos resultados não são favoráveis à observância do canal de custo da política monetária na economia brasileira.

**Tabela 2: Comparação de Modelos**

Modelo	Canal de Custo	Canal de Custo Restrito	Sem Canal de Custo
<b>Log Verossimilhança</b>	-339.55	-348.88	-339.07
$\lambda^{DSGE-VAR}$	3.16	2.62	3.24

## 6. Conclusões

Neste artigo, analisamos a relevância do canal de custo da política monetária no Brasil, testando a hipótese de que este serviria para explicar, ao menos parcialmente, o fenômeno conhecido como *price puzzle*, onde um choque monetário contracionista seria sucedido pelo aumento do nível de preços (ou da taxa de inflação).

Ao contrário do usual na literatura, utilizamos uma só abordagem (e um só conjunto de dados) para analisar estas duas questões. O instrumental DSGE-VAR é extremamente útil neste caso. Por um lado, tal instrumental permite a estimação de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) com o qual podemos testar a existência e relevância do canal de custo para a dinâmica das principais séries macroeconômicas da economia brasileira. Por outro lado, a metodologia utilizada também produz um VAR estrutural cujas restrições estão profundamente ligadas aos princípios básicos da teoria econômica neoclássica, o que nos permite identificar choques monetários sem a necessidade de variáveis estranhas aos modelos microfundamentados, como é o caso, por exemplo, do índice de preços de *commodities*, utilizado na literatura convencional de VAR.

Os resultados sugerem que o *price puzzle* encontrado em boa parte da literatura VAR é resultado de um problema de identificação dos modelos utilizados. Desta forma, fica claro que o canal de custo é dominado pelo canal de demanda. Adicionalmente, encontramos que a inclusão da restrição de *working capital* nos modelos não parece relevante para a obtenção de um melhor ajustamento aos dados.

Sendo assim, não se pode atribuir ao canal de custo o fenômeno conhecido como *price puzzle*, mas sim a dificuldades de identificação dos choques na forma reduzida do VAR. Na verdade, o canal de custo não traz ganhos para explicar nenhuma das séries macroeconômicas analisadas. Esta conclusão se baseia na comparação entre dois modelos, um com e o outro sem o canal de custo introduzido pela hipótese de *working capital*. Tanto o teste da razão de Bayes quanto o parâmetro  $\lambda$ , referente ao peso ótimo dado ao

modelo estrutural na estimação do VAR, indicam que o modelo sem a restrição de *working capital* se ajusta melhor aos dados.

## 7. Referências Bibliográficas

- BARTH III, Marvin J.; RAMEY, Valerie A. *The cost channel of monetary transmission*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 7675, 2001.
- CANOVA, Fabio. *Methods for Applied Macroeconomic Research*. ICREA, Princeton University Press, 2007.
- CHRISTIANO, Lawrence J.; DEN HAAN, Wouter. *Small-Sample Properties of GMM for Business-Cycle Analysis*. **Journal of Business & Economic Statistics**, 14, 309-327, 1996.
- CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L.. *Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In: TAYLOR, John B.; WOODFORD, Michael. Handbook of Macroeconomics*, 1A, 65-148, 1999.
- \_\_\_\_\_. *Nominal Rigidities and the Dynamic Effect of a Shock to Monetary Policy*. **Journal of Political Economy**, 113, 1-45, 2005.
- DEL NEGRO, Marco; SCHORFHEIDE, Frank. *Monetary Policy Analysis with Potentially Misspecified Models*. **American Economic Review**, 99, 1415-1450, 2009.
- DEL NEGRO, Marco; SCHORFHEIDE, Frank; SMETS, Frank; WOUTERS, Raf. *On the Fit of New Keynesian Models*. **Journal of Business & Economic Statistics**, 25, 123-143, 2007.
- DOAN, Tom; LITTELMAN, Robert; SIMS, Christopher. *Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions*. **Econometric Review**, 3, 1-100, 1983.
- EICHENBAUM, Martin. *Comment on 'Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy' by C. A. Sims*. **European Economic Review**, 36, 1001-1011, 1992.
- GAIOTTI, Eugenio; SECCHI, Alessandro. *Is there a cost channel of monetary policy transmission? An investigation into the pricing behavior of 2,000 firms*. Bank of Italy, **Economic Research Department** (mimeo), 2004.
- LUPPORINI, Viviane. *The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Analysis*. **Revista Estudos Econômicos**, 38, 7-30, 2008.
- MINELLA, André. *Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation*. **Revista Brasileira de Economia**. v. 57, p. 605-635, 2003.
- RABANAL, Paul. *Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model*. **Journal of Economic Dynamics and Control**. v. 31, p. 906-937, 2007.
- RABI JUNIOR, Luiz A.. **Três ensaios sobre macroeconometria aplicada**. São Paulo, 2008. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Universidade de São Paulo.
- RAVENNA, Federico; WALSH, Carl. *Optimal monetary policy with the cost channel*. **Journal of Monetary Economics**. v. 53, p. 199-216, 2006.
- SANTOS, Fernando Genta dos. **Ensaio sobre macroeconometria bayesiana aplicada**. São Paulo, 2012. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Universidade de São Paulo.
- SIMS, Christopher. *Macroeconomics and Reality*. **Econometrica**, 48, 1-48, 1980.
- \_\_\_\_\_. *Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy*. **European Economic Review**. v. 36, p. 975-1000, 1992.
- SIMS, Christopher; ZHA, Tao. *Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models*. **International Economic Review**, 39, 949-968, 1998.
- SMETS, Frank; WOUTERS, Rafael. *Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach*. **American Economic Review**, 97, 586-606, 2007.
- TOOKE, Thomas. *A History of Prices, and the State of Circulation, from 1793 to 1837*. Longman, 1838.
- ZELLNER, Arnold. *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. John Wiley & Sons, 1971.