

3

Uma Abordagem Não Linear da Interdependência entre a Política Monetária dos Estados Unidos e o Mercado de Ações

3.1

Introdução

Os bancos centrais, em geral, têm como objetivo estabilizar a inflação e, simultaneamente, garantir a manutenção da taxa de crescimento da atividade real. No entanto, embora o discurso dos *policymakers* dê enfoque a essas duas variáveis macroeconômicas, o mercado financeiro representa papel relevante no sistema, estando diretamente relacionado ao comportamento dessas variáveis.

De fato, a crise financeira de 2008 deixou claro que a economia real e o mercado financeiro interagem entre si, bem como demonstrou a preocupação dos *policymakers* em evitar o contágio dessa crise financeira na economia real dos Estados Unidos, uma vez que as taxas de juros norte-americanas foram reduzidas a níveis históricos à época.

Essa interação vem sendo analisada por meio de diferentes abordagens no meio acadêmico, tanto teóricas quanto empíricas. No plano teórico, por exemplo, Bernanke et al. (1999), Araújo (2008) e Castelnuovo e Nistico (2010) trabalham com modelos DSGE nos quais há interação entre política monetária e preços de ativos. Por outro lado, a abordagem empírica amplamente encontrada na literatura trabalha com modelos de vetor autorregressivos (VARs), os quais buscam analisar as relações existentes entre choques nos preços de ativos, oscilações no ambiente macroeconômico e conseqüente alterações nas taxas de juros definidas pelo comitê de política monetária do banco central. Nesse arcabouço citam-se, exemplificativamente, Thorbecke (1997), Lee (1992) e Bjornland e Leitemo (2009).

No entanto, embora a relação entre o estouro da crise financeira de 2008 e a queda abrupta das taxas de juros norte-americanas (*Fed funds*) tenha sido visível, a reação dos *policymakers* a oscilações nos preços de ações norte-americanas não é tão evidente em situações em que inexiste uma crise financeira bem caracterizada. Nesse contexto, torna-se válida a seguinte indagação: em situações em que o ambiente econômico e financeiro apresenta comportamento normal, sem fortes oscilações nos índices financeiros, que tendem a gerar maior contágio no comportamento de outros fatores econômicos, os *policymakers* também respondem a choques exógenos na economia da mesma forma que o fazem em momentos de crise econômica, tal como evidenciado em 2008?

Considerando essa abordagem, o presente estudo busca estudar a relação entre oscilações nos preços de ações e as decisões dos *policymakers* quanto aos níveis das taxas de juros – *Fed funds*, sendo que, para investigar a potencial existência de comportamentos assimétricos de variáveis econômicas e financeiras, será estimado um vetor autorregressivo com limiar (TVAR), que permite investigar não apenas a provável interação entre essas variáveis, mas também se essa interação possui características diferentes quando o ambiente macroeconômico é afetado por choques exógenos em cenários normais e em cenários em que a economia já apresenta sintomas de uma potencial crise financeira (cenário de stress financeiro).

Certamente, a relação simultânea entre preços de ações e decisões de política monetária é de mão dupla. Por um lado, *policymakers* podem buscar aliviar os efeitos da instabilidade nos preços dos ativos sobre a economia alterando o nível de seu instrumento de política monetária. Por outro, choques de política monetária podem contribuir para oscilações no mercado financeiro. Portanto, é necessário levar em consideração essa relação de simultaneidade entre as variáveis no momento de estimar o VAR com limiar, a qual seria desconsiderada se utilizássemos Cholesky para sua identificação. Dessa forma, para lidar com essa simultaneidade, será utilizada a metodologia de identificação baseada em Bjornland e Leitemo (2009), que impõe uma combinação de restrições de curto e longo prazos nos multiplicadores dos choques exógenos, permitindo que a relação contemporânea entre os movimentos das taxas de juros e dos preços de ações se mantenha intacta.

O teste de linearidade baseado em Hansen (1996, 1997), aplicado às variáveis norte-americanas como ponto de partida para investigar se existe indício de mais de um regime guiando o comportamento das séries históricas, sugere a existência de um comportamento não linear norteando a relação entre decisões de política monetária e preços de ações nos Estados Unidos. A partir de exercícios de respostas a impulsos não lineares, é possível evidenciar que choques nos preços das ações (S&P 500) afetam a trajetória da taxa de juros norte-americana. Ainda, denota-se que choques de política monetária praticamente não afetam a trajetória do retorno do S&P 500 quando esse choque atinge a economia em um período de baixa volatilidade no mercado de ações. Por outro lado, a interdependência entre as duas variáveis torna-se visível quando o choque ocorre durante períodos de stress financeiro.

O restante desse artigo está organizado em outras quatro seções. A Seção 3.2 apresenta uma breve revisão bibliográfica sobre estudos que analisaram a interação entre política monetária e o mercado financeiro, teórica ou empiricamente. A Seção 3.3 apresenta os dados e a metodologia utilizada neste trabalho para estudar essa interação. Os principais resultados dos exercícios de respostas ao impulso não lineares são apresentados na Seção 3.4, enquanto a Seção 3.5 apresenta as considerações finais.

3.2 Política Monetária e Ativos Financeiros

Diversos estudos na literatura analisam a interação entre o mercado financeiro e a política monetária. Bernanke et al. (1999), Bernanke e Gertler (2000), Castelnuovo e Nisticò (2010), Milani (2008), Christensen e Dib (2008) e Nisticò (2012), por exemplo, incluem preços de ativos em seus modelos DSGE como forma de capturar essa interação, a qual costuma ser modelada utilizando um dos dois principais canais: o canal de efeito-riqueza e o canal de crédito. Milani (2008) e Nisticò (2012), por exemplo, argumentam que elevações nos preços de ações tendem a afetar a riqueza dos consumidores, ensejando elevação no consumo e alterações nas decisões dos agentes econômicos (canal de efeito-riqueza). Por outro lado, analisando a interação a partir do outro canal,

Castelnuovo e Nisticò (2010) e Christensen e Dib (2008) incluem o mercado financeiro em seus modelos por meio do efeito Q de Tobin: elevações no preço das ações geram elevação do valor da firma, que, por sua vez, eleva sua capacidade de captar empréstimos para elevar seus investimentos e, conseqüentemente, elevar seu valor de mercado. É o chamado *acelerador financeiro*, proposto e modelado por Bernanke et al. (1999).

Nos estudos empíricos, modelos de vetores autorregressivos (VARs) têm sido frequentemente utilizados para estudar a política monetária e seus efeitos sobre a atividade econômica e inflação, sendo que a inclusão de alguma medida de variável financeira no VAR costuma mostrar a existência de interação entre essas variáveis. A decomposição de Cholesky é a metodologia utilizada em grande parte dos estudos para identificar os choques que afetam a economia (Thorbecke (1997), Lee (1992), Galí e Gambetti (2014) e D'Agostino et al. (2005), por exemplo). No entanto, como essa decomposição implica escolher preliminarmente a ordem de endogeneidade das variáveis a serem incluídas no VAR, ela não permite trabalhar com a interdependência contemporânea existente entre as oscilações das taxas de juros e aquelas registradas nos preços de ações, vez que se torna necessário escolher qual delas responde contemporaneamente aos choques, enquanto a outra responde somente após um período, por construção.

Para resolver esse problema de simultaneidade, Rigobon e Sack (2003, 2004) trabalham com dados de alta frequência para analisar o link entre preços de ações e alterações nas taxas de juros de curto prazo. O procedimento de identificação, desenvolvido por Rigobon (2003), baseia-se na heterocedasticidade dos choques nos retornos do mercado de ações. Os resultados encontrados em seus estudos evidenciam que choques inesperados no mercado de ações geram impacto positivo significativo sobre as taxas de juros de curto prazo. Considerando que o modelo é simétrico, uma queda nos preços das ações gera, analogamente, impacto semelhante sobre as taxas de juros, dessa vez resultando em uma política monetária expansionista.

Mais recentemente, Bjornland e Leitemo (2009) sugeriram uma nova forma de analisar a relação entre preço de ações (mercado financeiro) e taxa de juros (política monetária) por meio de um VAR cuja identificação dos choques não exige desconsiderar a existência de simultaneidade na trajetória dessas variáveis. Sua identificação dos choques utiliza uma combinação de restrições de curto e

longo prazos sobre os multiplicadores dos choques, de forma que a relação contemporânea entre essas variáveis pode se manter intacta por ser introduzida uma nova restrição, baseada na hipótese de neutralidade de longo prazo sobre os multiplicadores dos choques: no equilíbrio de longo prazo, choques de política monetária não interferem na trajetória dos preços de ações. Dessa forma, não é preciso trabalhar com dados de alta frequência para contornar a questão da simultaneidade, permitindo trabalhar com VARs que englobam dados de política monetária, ativos financeiros e também variáveis macroeconômicas (atividade e inflação) para estudar as interações entre as variáveis.

Paralelamente, há também uma vertente de estudos que vêm buscando entender se os efeitos de oscilações do mercado financeiro sobre a política monetária (e vice-versa) apresentam padrão e magnitude diferentes quando essas oscilações ocorrem em períodos de instabilidade (ou, simplesmente, grandes alterações nas características) do mercado financeiro (regime de stress), em comparação àquela interação ocorrida em períodos ‘normais’ (regime normal). Para essa análise, VARs com limiar costumam ser utilizados, pois essa abordagem permite capturar assimetrias no comportamento das variáveis de interesse, ao mesmo tempo que fornece um arcabouço intuitivo para examinar as potenciais não linearidades presentes nos dados. Li e St-Amant (2010), por exemplo, estimam um modelo de VAR com limiar para dados canadenses. Usando o Índice de Stress Financeiro para o Canadá proposto por Illing e Liu (2006), encontram resultados que sugerem a existência de dois regimes diferentes, definidos com base no comportamento do mercado financeiro, afetando o comportamento das interações econômicas. Analogamente, Balke e Chang (1995) utilizam dados norte-americanos de crédito e D’Agostino et al. (2005) utilizam uma variável de volatilidade do índice S&P500 como medidas de stress financeiro, e também encontram evidências de dois regimes guiando o comportamento das variáveis macroeconômicas. Atanasova (2003), para dados do Reino Unido, também trabalha com uma medida de crédito como variável de limiar para construir um VAR de dois regimes. Da mesma forma que os outros trabalhos aqui citados, encontra evidências de assimetrias relacionadas a choques de crédito e ao comportamento da política monetária. No entanto, os trabalhos citados utilizam a decomposição de Cholesky para a identificação dos choques, impedindo que a

relação de simultaneidade entre mercado financeiro e política monetária seja mantida no modelo.

Em linha com a literatura aqui apresentada, esse trabalho busca analisar se a reação da política monetária norte-americana a choques no mercado financeiro é diferente em períodos em que a economia já apresenta sinais de stress financeiro, ou se as decisões de política monetária independem do cenário financeiro existente no momento em que choques exógenos afetam a economia. Para isso, será utilizado um modelo de VAR com limiar, similar à metodologia aplicada nos estudos anteriormente citados, sendo que neste artigo será utilizada a metodologia de identificação dos choques estruturais de Bjornland e Leitemo (2009), relevante para evitarmos a hipótese que elimina a simultaneidade entre as oscilações de política monetária e preços de ativos.

3.3 Metodologia

3.3.1 Dados

O VAR utilizado neste trabalho é composto de seis variáveis mensais: hiato do produto ajustado sazonalmente (y_t), *log* do índice de preços ao consumidor ajustado sazonalmente - CPI (π_t), *log* do índice de preços de *commodities* ($comm_t$), desvio padrão do índice de preços do S&P500, construído a partir dos dados diários do índice S&P500 ($stdev_t$), *log* do índice S&P500 (sp_t) e taxa de juros *Fed funds* (i_t). O índice de ações (S&P500) foi deflacionado pelo CPI.

A série de produto utilizada neste trabalho é a série mensal de produção industrial norte-americana dessazonalizada, extraída da base de dados da Bloomberg; o hiato do produto é, portanto, a diferença entre essa série e seu filtro HP.

À exceção do hiato do produto e do desvio-padrão do índice S&P500, foi calculada a primeira diferença das variáveis para evitar problemas de não estacionariedade. O teste de Dickey-Fuller aumentado foi realizado para cada uma das variáveis e rejeitou a hipótese nula de raiz unitária a 1% de significância

estatística em todos os casos. Os resultados do teste estão apresentados na Tabela 3.1.

O desvio padrão do índice S&P500 foi incluído no VAR com o intuito de medir a volatilidade do S&P. Dessa forma, a primeira diferença do *log* do índice S&P500 consegue capturar o retorno do mercado de ações, enquanto o desvio padrão representa sua volatilidade.

Tabela 3.1: Teste Dickey-Fuller Aumentado

	Include in test equation	t-Statistic	H0 rejected (level of significance)
Output gap	None	-3.9795	1%
Inflation	Trend and intercept	-9.0614	1%
Commodity prices	None	-8.8130	1%
S&P volatility	Trend and intercept	-5.7894	1%
S&P return	Trend and intercept	-12.7708	1%
Interest rate	None	-5.2877	1%

* Null hypothesis: the variable has a unit root

O índice de preços de *commodities* foi construído a partir da média ponderada das séries de Energia (35%) e de Não-Energia (65%), ambas disponibilizadas pelo Banco Mundial. Esses percentuais foram utilizados com o intuito de reproduzir a série de índice de preços de *commodities* divulgada pelo FMI.

A inclusão do índice de *commodities* tem a intenção de aliviar o efeito do *price puzzle* (Christiano et al. (1998)), definido na literatura como o aumento no nível de preços como resposta a um choque exógeno de política monetária contracionista. A explicação convencional é que se trata de um problema de má especificação (Sims (1992)), pois os bancos centrais reagem a expectativas de inflação, variável que não está devidamente incluída no modelo. Para contornar essa questão, é comum incluir um *leading indicator* de inflação no modelo, tal como o índice de *commodities*, dado o poder de previsão desses índices sobre a inflação futura. Autores como Bjornland e Leitimo (2009), Mandler (2010), Boivin e Giannoni (2002) e Wong (2000), por exemplo, incluem uma medida de preços de *commodities* em seus modelos de VARs como estratégia para mitigar o efeito de *price puzzle* detectado nos dados.

O período amostral abrange os meses de janeiro de 1988 a dezembro de 2008¹. Os dados foram obtidos nas seguintes instituições: Fundo Monetário Internacional – IFS (taxa de juros), *Bureau of Labor Statistics* (CPI), Banco Mundial (preços de commodities) e banco de dados da Bloomberg (produção industrial e índice S&P500).

O teste de critério de Schwarz sugere a inclusão de uma defasagem no VAR a ser estimado².

3.3.2

O Modelo de Vetor Autorregressivo com Limiar (*Threshold VAR*)

A forma estrutural do modelo de VAR com limiar de dois regimes pode ser escrita como

$$\begin{aligned} A^1 Z_t &= C_0^1 + C_1^1(L)Z_{t-1} + \epsilon_t^1 & \text{se } c_{t-d} < \gamma \\ A^2 Z_t &= C_0^2 + C_1^2(L)Z_{t-1} + \epsilon_t^2 & \text{se } c_{t-d} \geq \gamma, \end{aligned} \quad (3.1)$$

o que gera a seguinte representação da forma reduzida³:

$$\begin{aligned} Z_t &= B_0^1 + B_1^1(L)Z_{t-1} + u_t^1 & \text{se } c_{t-d} < \gamma \\ Z_t &= B_0^2 + B_1^2(L)Z_{t-1} + u_t^2 & \text{se } c_{t-d} \geq \gamma, \end{aligned} \quad (3.2)$$

onde $B_0^i = (A^i)^{-1}C_0^i$, $B_1^i(L) = (A^i)^{-1}C_1^i(L)$ e $u_t^i = (A^i)^{-1}\epsilon_t^i$, $i = 1, 2$.

O vetor Z_t é composto por variáveis endógenas, ϵ_t^i é um vetor de resíduos estruturais e u_t^i é um vetor de resíduos da forma reduzida.

Supondo que existam dois regimes determinando a dinâmica de Z_t , é o valor da variável de limiar γ quem define em qual dos dois regimes a economia se encontra em determinada data. Quando a variável de limiar c_{t-d} excede o valor de

¹ As taxas de juros norte-americanas atingiram o *zero lower bound* em 2008. Portanto, a partir desse momento, torna-se inadequado analisar a interdependência entre preços de ativos e a política monetária com base no comportamento das taxas de juros Fed funds, motivo pelo qual optou-se por não expandir nossa amostra para além de 2008. Para lidar com esse cenário pós-2008, autores vêm utilizando diferentes estratégias para analisar os efeitos de política monetária sobre preços de ativos e variáveis macroeconômicas. Ver, por exemplo, Wright (2011).

² O critério de Schwarz atribui maior penalidade ao número de coeficientes estimados nos modelos, o que resultou na sugestão de trabalhar com uma defasagem. Por outro lado, o critério de Hannan-Quinn sugere a inclusão de dois *lags* no modelo. Como essa estrutura do VAR resultaria em menos graus de liberdade (especialmente relevante quando trabalharmos na estimação do VAR do regime 2 – regime de stress financeiro, que representa apenas 20% da amostra total), optou-se por trabalhar com o modelo de 1 *lag*. Não obstante, os resultados referentes à estimação do VAR com a inclusão de 2 *lags* estão apresentados na Seção 3.4.

³ Todas as variáveis são estacionárias, o que garante a existência da representação em forma reduzida.

limiar γ na data t , os coeficientes de B_0^2 e $B_1^2(L)$ representam a dinâmica do VAR. Por outro lado, quando c_{t-d} é menor do que γ , as matrizes B_0^2 e $B_1^2(L)$ não afetam a dinâmica do VAR, a qual se torna representada pelo vetor de constantes B_0^1 e pelos coeficientes da matriz de polinômios defasados $B_1^1(L)$.

No entanto, essa forma de representar o VAR só é válida se realmente existirem indícios de que a economia é regida por duas dinâmicas diferentes, a depender do comportamento de determinado(s) fator(es) ou variável(eis) que possa(m) caracterizar essa mudança de regime. Portanto, antes de estimar o VAR de limiar, um teste de não linearidade precisa ser implementado para garantir a existência de duas dinâmicas diferentes do VAR. A dificuldade dessa etapa reside no fato de que o parâmetro de limiar c_{t-d} não é identificável sob a hipótese nula de linearidade (não limiar), o que exige o uso de inferência estatística não padrão.

Portanto, para testar a linearidade, o procedimento adotado segue o proposto por Hansen (1996, 1997). Primeiro, o modelo é estimado por mínimos quadrados para todos os possíveis valores de limiar, dado uma escolha prévia da variável que poderia bem representar os dois regimes de interesse. No presente trabalho, como o interesse recai em examinarmos possíveis dinâmicas diferenciadas da política monetária em momentos de maior ou menor crise no mundo financeiro, uma medida de stress financeiro pode cumprir esse papel.

Para cada possível valor de limiar, é calculada a estatística de Wald, sendo utilizado o teste de sup-Wald para testar a hipótese de não haver diferença entre os coeficientes dos dois regimes. A inferência não padrão para a distribuição dessas estatísticas segue a metodologia de Hansen (1996, 1997)⁴.

Aplicado o teste, se a linearidade do modelo for rejeitada, indicando a presença de dois regimes guiando o comportamento das variáveis de interesse, há motivos para se estimar o VAR de limiar.

3.3.2.1 Teste de Linearidade e Variável de Limiar

Como citado anteriormente, a intenção é analisar a interdependência entre a política monetária dos Estados Unidos e as oscilações nos preços das ações desse

⁴ Para detalhes sobre o teste de linearidade, ver Apêndice C1.

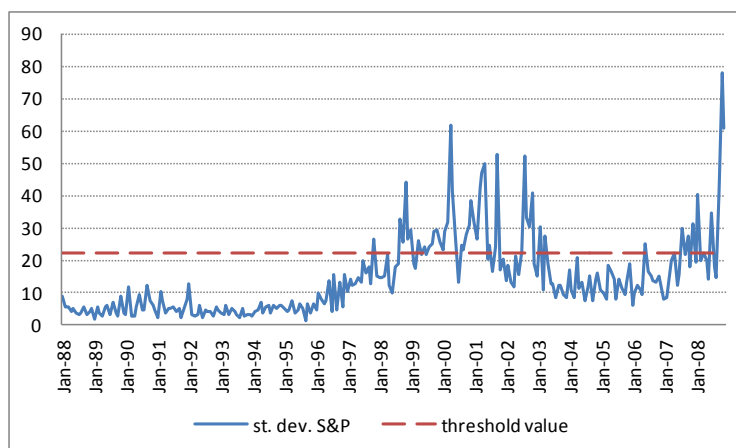
país, além de investigar se essa potencial interdependência apresenta diferentes comportamentos a depender do grau de instabilidade financeira na qual a economia se encontra.

Portanto, para investigar a existência desse comportamento assimétrico, a variável de limiar escolhida para dividir a amostra em dois regimes precisa ser capaz de capturar flutuações no mercado financeiro. Nesse contexto, optou-se por testar o comportamento da volatilidade do S&P500 como potencial variável de limiar, construída a partir de dados diários do índice S&P500 (a série mede o desvio padrão mensal a partir de dados diários do S&P500), por ser uma medida que representa volatilidade no mercado de ações norte-americano⁵. Essa variável de limiar também foi utilizada por D'Agostino et al. (2005) para capturar mudanças de regime.

Ao ser utilizada a volatilidade do S&P500 como variável de limiar, o teste de linearidade proposto por Hansen (1996) rejeitou a hipótese nula de linearidade no modelo VAR a 5% de significância.

Dessa forma, em havendo evidências de não linearidade no modelo de interesse, a etapa seguinte é encontrar o valor de limiar. Utilizando a metodologia anteriormente citada, o valor de limiar encontrado foi $\gamma = 22.01$, gerando subamostras de 80%-20% nos regimes 1 e 2, respectivamente.

Figura 3.1: Variável de Limiar



⁵ Outra variável capaz de representar a volatilidade do mercado de ações seria o índice VIX, que mede a volatilidade implícita das opções sobre o índice S&P500 e representa uma medida de expectativa do mercado em relação à volatilidade dos próximos 30 dias. A título ilustrativo, informa-se que a correlação entre essas duas medidas de volatilidade é de 72,3% (dados mensais de 1990 a 2008). No entanto, optou-se por trabalhar com a série de volatilidade do S&P500 por permitir expandirmos a base de dados para janeiro de 1988, vez que o índice VIX começou a ser divulgado somente na década de 1990.

A Figura 3.1 apresenta a variável de limiar, bem como seu valor de limiar. A variável de limiar considerada foi a medida de volatilidade do S&P500 defasada em um período, para evitar problemas de endogeneidade.

3.3.3 Identificação Estrutural do Modelo

A abordagem utilizada neste trabalho para identificar os choques estruturais é similar àquela proposta por Bjornland e Leitemo (2009). Eles estudam a interação entre política monetária e preços de ações a partir de um modelo VAR, resolvendo o problema da simultaneidade das variáveis ao impor uma combinação de restrições de curto prazo – decomposição de Cholesky – e longo prazo – hipótese de neutralidade de longo prazo proposta por Blanchard e Quah (1989) – na identificação dos choques estruturais. Dessa forma, em vez de suporem uma ordem de endogeneidade entre política monetária e movimentos no mercado financeiro, definem uma restrição, baseada na hipótese de neutralidade de longo prazo utilizada na literatura, que impõe que os choques de política monetária não apresentam efeitos sobre os preços reais de ativos no longo prazo. Ao estabelecerem essa nova restrição, evitam ter que estabelecer qual das duas variáveis afeta contemporaneamente a outra, vez que não há consenso na literatura acerca da ordem mais correta e tampouco se é possível estabelecer uma ordem.

No modelo VAR com limiar, Z_t é um vetor (6×1) de variáveis macroeconômicas na seguinte ordenação: hiato do produto, inflação CPI, inflação de *commodities*, desvio padrão do S&P500, retorno do S&P500 em termos reais e taxa de juros *Fed funds*.

Considerando o VAR estrutural apresentado na equação (3.1), Z_t é, portanto, um vetor (6×1) ; A^1 , A^2 , $C_1^1(L)$ e $C_1^2(L)$ são matrizes (6×6) de parâmetros; C_0^1 e C_0^2 são vetores (6×1) de termos determinísticos e ϵ_t^1 e ϵ_t^2 são vetores (6×1) de resíduos estruturais.

Tendo em vista que as variáveis utilizadas neste trabalho são todas estacionárias, existe uma representação em forma reduzida para cada regime do modelo, tal como apresentado na equação (3.2). Como VARs estáveis podem ser

representados por modelos de médias móveis (MA), *para cada regime* a seguinte equação se aplica:

$$Z_t = B_0 \sum_{j=0}^{\infty} B_1^j(L) + \sum_{j=0}^{\infty} B_1^j(L) u_{t-j}.$$

Usando notação simplificada, temos:

$$\begin{aligned} Z_t &= D_0 + B(L)u_t \\ Z_t &= D_0 + D(L)\epsilon_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

onde $B(L) = \sum_{j=0}^{\infty} B_1^j(L)$, $D_0 = B_0 \sum_{j=0}^{\infty} B_1^j(L)$ e $D(L) = B(L)A^{-1}$.

Como frequentemente adotado na literatura, neste trabalho será considerado que variáveis macroeconômicas não reagem simultaneamente à variável de política monetária, enquanto o inverso é permitido. Portanto, para cada regime, alguns coeficientes de A^{-1} são previamente estipulados como zero, similarmente às restrições impostas via identificação de Cholesky:

$$u_t = A^{-1}\epsilon_t = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ A_{21} & A_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & 0 & 0 & 0 \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} & A_{45} & A_{46} \\ A_{51} & A_{52} & A_{53} & A_{54} & A_{55} & A_{56} \\ A_{61} & A_{62} & A_{63} & A_{64} & A_{65} & A_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^1 \\ \epsilon_t^2 \\ \epsilon_t^3 \\ \epsilon_t^4 \\ \epsilon_t^5 \\ \epsilon_t^6 \end{bmatrix}$$

o que implica

$$Z_t = D_0 + B(L) \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ A_{21} & A_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & 0 & 0 & 0 \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} & A_{45} & A_{46} \\ A_{51} & A_{52} & A_{53} & A_{54} & A_{55} & A_{56} \\ A_{61} & A_{62} & A_{63} & A_{64} & A_{65} & A_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^1 \\ \epsilon_t^2 \\ \epsilon_t^3 \\ \epsilon_t^4 \\ \epsilon_t^5 \\ \epsilon_t^6 \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

Diferentemente de Cholesky, esse método admite que os coeficientes A_{45} , A_{46} e A_{56} sejam diferentes de zero, permitindo que a possível existência de interdependência entre o mercado financeiro (aqui representado pelo retorno e volatilidade do S&P500) e a política monetária não seja eliminada *ex ante*. Para que tenhamos a quantidade de restrições necessária para identificar os choques, Bjornland e Leitemo (2009) propõem utilizar o esquema de identificação de Blanchard-Quah relacionado a restrições de longo prazo que, combinadas à equação (3.4), proporcionam o número exato de restrições que permite identificar o modelo⁶.

⁶ Ver Enders (2010) para maiores detalhes.

3.3.3.1 Equilíbrio de Longo Prazo

Bjornland e Leitemo (2009) impõem em seu modelo a restrição de que choques de política monetária não têm efeitos de longo prazo sobre as variáveis que representam o mercado financeiro. Ou seja, *em um modelo de apenas um regime*, em se considerando que há equilíbrio de longo prazo, teríamos

$$Z_t = Z_{t-1} = \dots = Z$$

$$\epsilon_t = \epsilon_{t-1} = \dots = \epsilon$$

e seria possível representar o modelo no longo prazo como

$$Z = D_0 + B(1)u$$

$$Z = D_0 + D(1)\epsilon$$

onde $D(1) = B(1)A^{-1}$ é uma matriz (6x6) e representa o longo prazo de $D(L)$, com $B(1) = \sum_{j=0}^{\infty} B^j$ e $D(1) = \sum_{j=0}^{\infty} D^j$. Nesse cenário de longo prazo com *um regime*, as seguintes restrições seriam válidas: $D_{45}(1) = 0$, $D_{46}(1) = 0$ e $D_{56}(1) = 0$.

Como estamos trabalhando com um modelo de VAR com limiar, visto que o teste de linearidade acusou a presença de duas dinâmicas diferentes guiando os movimentos das variáveis econômicas, a depender do estado de normalidade ou stress em que se encontra o mercado financeiro no período, é necessário adaptar essa restrição para um mundo de dois regimes. Portanto, nossa hipótese mantém-se análoga à de Bjornland e Leitemo (2009), com a diferença que, *para o mundo de dois regimes*, definimos que choques de política monetária não têm efeitos de longo prazo sobre o *valor esperado* das variáveis que representam o mercado financeiro no modelo.

Dessa forma, e considerando que os percentuais que representam a divisão da amostra nos dois regimes (80%-20%) pode ser uma boa *proxy* para definir a probabilidade de estarmos no regime 1 (períodos de relativa normalidade no mercado financeiro; $p = 0,8$) ou 2 (períodos de alta volatilidade nos índices do mercado financeiro; $1 - p = 0,2$), podemos caracterizar as restrições de longo prazo da seguinte forma:

$$pD_{45}^{reg1}(1) + (1 - p)D_{45}^{reg2}(1) = 0$$

$$pD_{46}^{reg1}(1) + (1 - p)D_{46}^{reg2}(1) = 0$$

$$pD_{56}^{reg1}(1) + (1 - p)D_{56}^{reg2}(1) = 0$$

Lembrando que $D(1) = B(1)A^{-1}$, as equações acima podem ser reescritas como

$$\begin{aligned}
 & p(B_{44}^{reg1}(1)A_{45}^{reg1} + B_{45}^{reg1}(1)A_{55}^{reg1} + B_{46}^{reg1}(1)A_{65}^{reg1}) \\
 & \quad + (1-p)(B_{44}^{reg2}(1)A_{45}^{reg2} + B_{45}^{reg2}(1)A_{55}^{reg2} + B_{46}^{reg2}(1)A_{65}^{reg2}) \\
 & = 0 \\
 & p(B_{44}^{reg1}(1)A_{46}^{reg1} + B_{45}^{reg1}(1)A_{56}^{reg1} + B_{46}^{reg1}(1)A_{66}^{reg1}) \\
 & \quad + (1-p)(B_{44}^{reg2}(1)A_{46}^{reg2} + B_{45}^{reg2}(1)A_{56}^{reg2} + B_{46}^{reg2}(1)A_{66}^{reg2}) \\
 & = 0 \\
 & p(B_{54}^{reg1}(1)A_{46}^{reg1} + B_{55}^{reg1}(1)A_{56}^{reg1} + B_{56}^{reg1}(1)A_{66}^{reg1}) \\
 & \quad + (1-p)(B_{54}^{reg2}(1)A_{46}^{reg2} + B_{55}^{reg2}(1)A_{56}^{reg2} + B_{56}^{reg2}(1)A_{66}^{reg2}) \\
 & = 0
 \end{aligned}$$

Portanto, usando as restrições acima descritas combinadas àquelas ao estilo Cholesky, definidas na equação (3.4), o modelo se torna exatamente identificado.

3.3.4 Respostas ao Impulso Não Lineares

Em um modelo linear, os resultados de respostas ao impulso podem ser derivados diretamente dos coeficientes estimados, e as respostas estimadas são simétricas em termos de sinal e magnitude dos choques estruturais. Ainda, essas respostas lineares a choques são constantes ao longo do tempo, na medida em que a estrutura de covariância não se altera.

Por outro lado, em casos não lineares, a representação de média móvel é não linear nos choques na medida em que alguns dos impulsos-respostas podem gerar alternâncias entre os dois regimes. Como consequência, as funções de impulso-resposta para modelos não lineares são sensíveis às condições iniciais e à magnitude do choque que afeta a economia.

Para lidar com essas questões, Koop et al. (1996) propuseram a seguinte metodologia para encontrar funções de impulso-resposta não lineares: eles consideraram que essa função pode ser encontrada a partir da diferença entre a expectativa na trajetória de Z_{t+n} em um cenário em que inexistente choque exógeno e aquela trajetória de Z_{t+n} resultante de um choque estrutural conhecido δ em

determinada data. Formalmente, a função de impulso-resposta pode ser escrita como

$$\begin{aligned} NIRF(n, \delta, \omega_{t-1}) &= E[Z_{t+n} | v_t = \delta, v_{t+n} = 0, n > 0, \omega_{t-1}] \\ &\quad - E[Z_{t+n} | v_{t+n} = 0, n \geq 0, \omega_{t-1}] \end{aligned}$$

onde ω_{t-1} é o conjunto de informação em $(t - 1)$ e $\omega_t \equiv Z_t$.

Operacionalmente, as funções de resposta ao impulso não lineares (NIRFs) exigem que o sinal e a magnitude do choque, bem como a condição inicial ω_{t-1} , sejam especificados. Implica, também, calcular por simulação as expectativas condicionais para que se obtenha informação completa sobre a dinâmica do modelo. Portanto, a função de impulso-resposta pode ser encontrada a partir do seguinte método⁷:

1. Escolha uma história ω_{t-1} . A história é composta pelos valores defasados das variáveis endógenas do modelo em uma determinada data t .
2. Escolha uma sequência de choques para os períodos 0 a q , ϵ_{t+n} , $n = 1, 2, \dots, q$. A sequência é feita por sorteio com reposição dos resíduos estruturais do VAR de limiar. Supõe-se que os choques são distribuídos conjuntamente, de forma que resíduos da data escolhida são coletados para todas as variáveis endógenas do modelo. Optou-se por utilizar *bootstrap* em blocos para controlar o problema de heterocedasticidade presente no modelo.
3. Com ω_{t-1} e ϵ_{t+n} , simule $Z_{t+n}(\omega_{t-1}, \epsilon_{t+n})$. Use a mesma história e a mesma sequência de resíduos para simular $Z_{t+n}(\omega_{t-1}, \epsilon_{t+n}, \delta)$. A diferença entre as duas trajetórias simuladas é o impulso-resposta.
4. Repita os passos 2 e 3 N vezes e calcule a mediana da NIRF.
5. Repita os passos 1 a 4 M vezes, sendo M a quantidade de observações em cada regime. Calcule a mediana da NIRF.

Neste trabalho, utilizamos $N=100$. Todas as observações foram usadas como história inicial. A mediana da NIRF foi utilizada com o intuito de eliminar possíveis *outliers* simulados. Os choques nas variáveis de interesse na data t são

⁷ Ver Koop et al. (1996) e o apêndice de Weise (1999) para maiores detalhes.

definidos em -10% nos preços reais das ações e -25 p.p. na taxa de juros norte-americana.

Essa estratégia de simulação permite que Z_{t+n} seja construído levando em consideração possíveis mudanças de regime, a depender da dinâmica das variáveis em decorrência dos diferentes choques exógenos. Além das matrizes de parâmetros (B_1^1 ou B_1^2) e dos vetores de constantes (B_0^1 ou B_0^2), a matriz de variância-covariância dos resíduos também muda conforme o regime.

3.4 Resultados Empíricos

3.4.1 Respostas a Impulsos Não Lineares (NIRFs) – TVAR com uma Defasagem

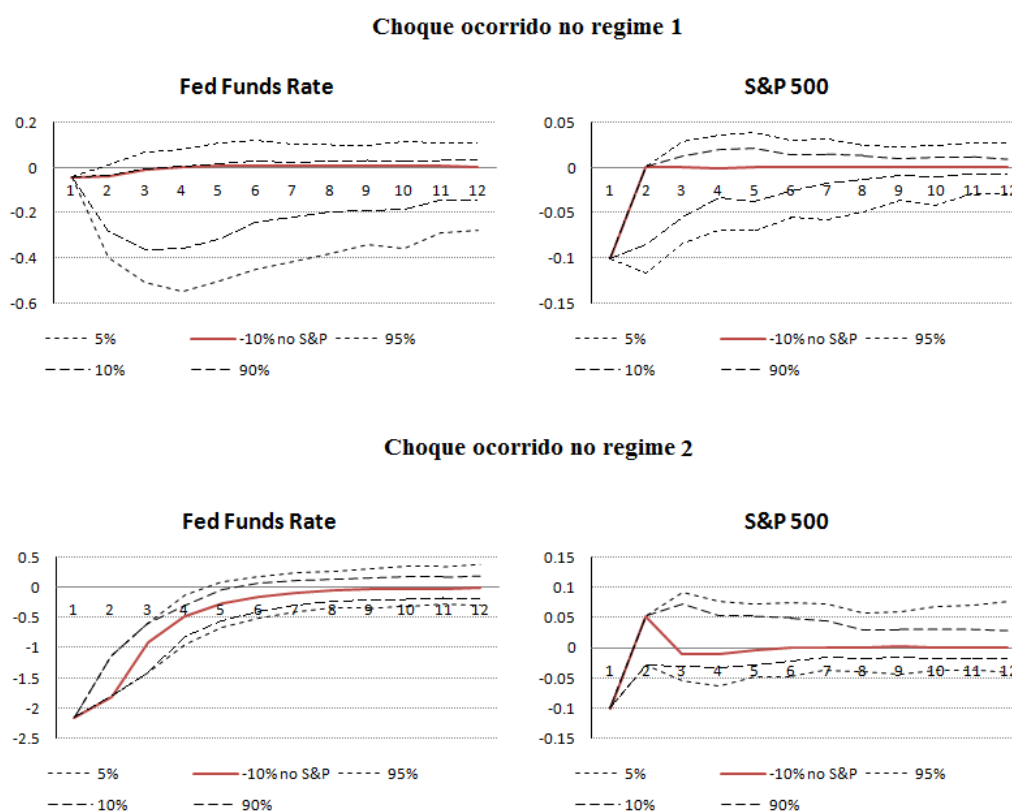
Como já citado na Seção 3.3, supõe-se que choques de política monetária não afetam inflação (CPI e de *commodities*) e produto no mesmo mês; por outro lado, os *policymakers* têm acesso a informação contemporânea sobre as variáveis macroeconômicas. Essa hipótese é comumente utilizada na literatura, podendo ser encontrada em estudos de Christiano et al. (1998), Wong (2000), Mandler (2010), dentre outros. Outra hipótese utilizada é a de que choques na volatilidade do índice de ações S&P500 afetam a atividade econômica e a inflação com uma defasagem, enquanto taxas de juros e preços de ações conseguem reagir contemporaneamente a tais choques. Portanto, a identificação de Cholesky é utilizada nas primeiras três variáveis, deixando intacta a potencial interdependência contemporânea existente entre a política monetária e o mercado de ações.

Respostas a impulsos não lineares são encontrados a partir de choques nos preços reais das ações e na taxa de juros. Condicional a cada regime, o choque do mundo financeiro está representado como -10% no preço das ações, enquanto o choque de política monetária é caracterizado como -25 p.p..⁸

⁸ O Apêndice C2 apresenta choques de diferentes magnitudes e sinais, além do choque de -10% sobre o preço das ações e -25 p.p. na taxa de juros. Os exercícios de resposta ao impulso

A Figura 3.2 apresenta as funções de resposta ao impulso das variáveis de interesse após o choque no preço das ações. Os resultados sugerem que a política monetária é afetada por choques que representam instabilidade no mercado financeiro, sendo que a resposta é maior quando o choque atinge a economia durante um período de stress financeiro (regime 2).

Figura 3.2: Resposta da Taxa de Juros e do S&P500 ao Choque nos Preços Reais das Ações (-10% no retorno do S&P 500)

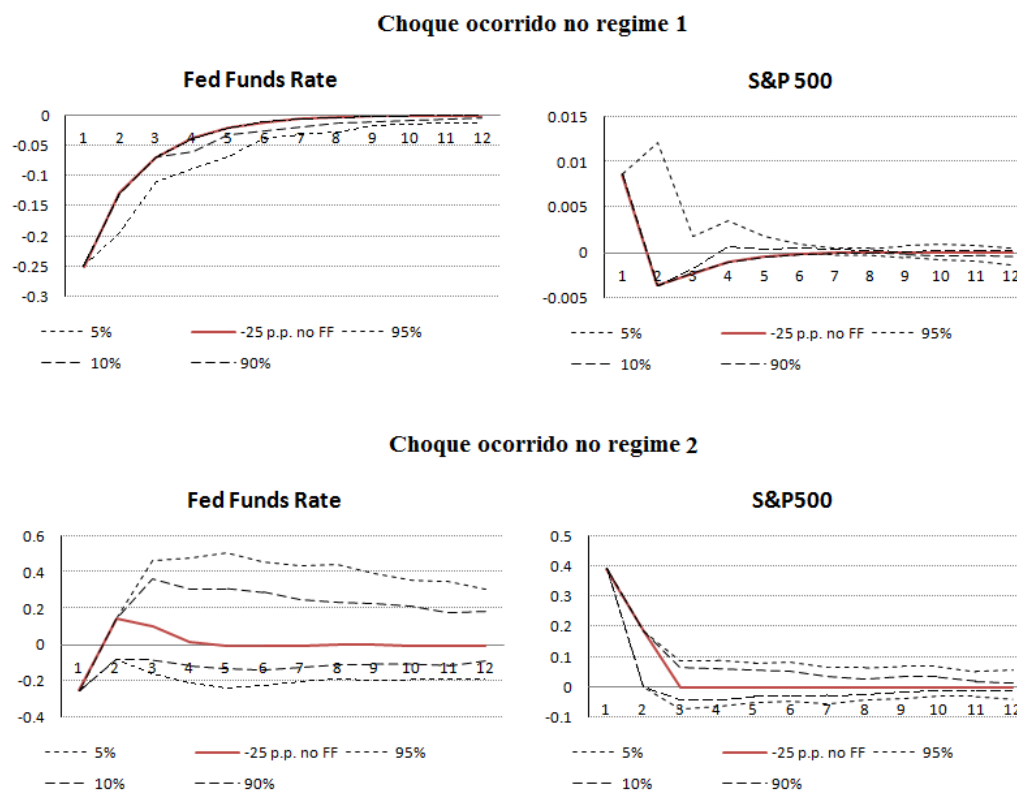


Quando a economia é atingida por um choque durante o regime normal (regime 1), evidencia-se que o choque sobre o retorno do S&P500 de -10% gera uma queda na taxa de juros de menos de 10 p.p. nos primeiros três meses, voltando à sua trajetória pré-choque após um trimestre. Por outro lado, quando a economia é atingida por um choque de -10% em um momento em que já se encontra no regime 2, ou seja, em um momento de maior instabilidade no mercado financeiro, a taxa de juros apresenta uma queda mais abrupta, o que sugere preocupação dos *policymakers* em relação ao possível contágio do stress financeiro sobre as variáveis macroeconômicas. Esses resultados mostram-se em

apresentados permitem reconhecer a existência de possíveis assimetrias advindas da natureza dos choques.

linha com aqueles de Bjornland e Leitemo (2009), que analisam essa relação por meio de um arcabouço linear (apenas um regime) e também encontram que choques em preços de ações interferem no comportamento das taxas de juros.

Figura 3.3: Resposta da Taxa de Juros e do S&P500 ao Choque de Política Monetária (-25 p.p. na Taxa de Juros)



As respostas da taxa de juros e do retorno do S&P 500 a choques de política monetária estão apresentadas na Figura 3.3. Quando a economia encontra-se em um momento em que há instabilidade financeira (regime 2), um choque de política monetária expansionista de 25 p.p. gera efeitos substancialmente diferentes (e maiores) nos preços de ações em comparação à oscilação que ocorre nos preços de ações se esse choque tivesse atingido a economia em momentos normais (regime 1). No primeiro cenário, os preços reais das ações aumentam cerca de 40% imediatamente após o choque; por outro lado, no outro contexto o mesmo choque praticamente não gera alterações na trajetória dos preços de ativos.

As funções de resposta ao impulso da Figura 3.3 sugerem, portanto, relação diferente entre os preços das ações e decisões dos *policymakers* quanto à trajetória da taxa de juros em momentos mais e menos instáveis do mercado financeiro,

resultado que não consegue ser visualizado quando o modelo supõe apenas um regime, como em Bjornland e Leitemo (2009).

3.4.2

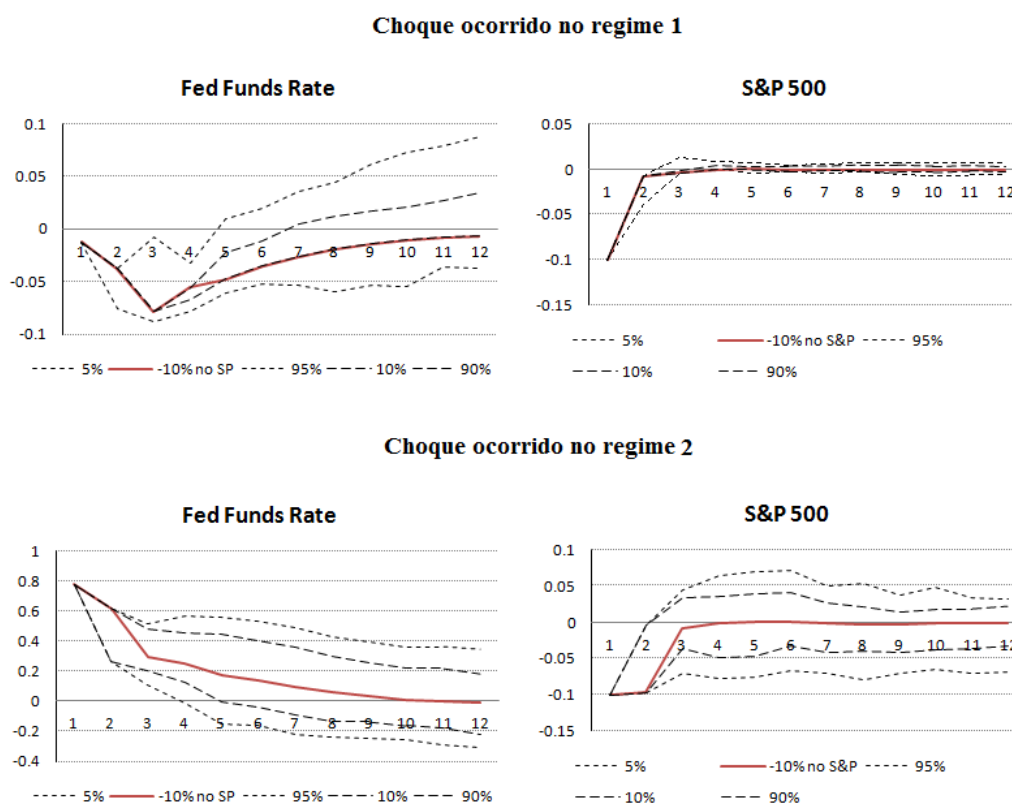
O Modelo VAR com Limiar com duas Defasagens

Como comentado na Seção 3.3, outra possível especificação, dessa vez com base no critério de Hannan-Quinn, seria a de um VAR com limiar com duas defasagens. A partir desse modelo, observa-se que as respostas a impulsos não lineares das taxas de juros e preços de ações a ambos os choques de política monetária e no retorno do S&P500, quando esses ocorrem no regime normal (regime 1), apresentam comportamentos similares àqueles apresentados na Seção 3.4.1 (especificação do modelo com apenas uma defasagem). De acordo com os resultados, quando a economia encontra-se em seu regime normal (regime 1) e é atingida por um choque negativo nos preços das ações, ocorre diminuição nas taxas de juros, sugerindo que os *policymakers* buscam adequar suas decisões de política monetária a choques no mercado financeiro como forma de evitar possível impacto negativo desses movimentos sobre a atividade real da economia.

Também similar ao comportamento encontrado no modelo com uma defasagem, um choque de política monetária expansionista praticamente não altera a trajetória dos preços das ações quando a economia apresenta pouca volatilidade no mercado de ações. Os resultados das funções de resposta ao impulso estão apresentados nas Figuras 3.4 e 3.5.

Por outro lado, quando choques atingem a economia no período de stress financeiro, os efeitos sobre a taxa de juros (de um choque nos preços de ações) e sobre os preços de ações (de um choque na política monetária) apresentaram dinâmica diferente daquelas encontradas nos gráficos das Figuras 3.2 e 3.3 (funções de resposta ao impulso no modelo de uma defasagem): no modelo de duas defasagens, um choque negativo nos preços reais de ações gera elevação nas taxas de juros. Ainda, um choque expansionista nos juros enseja queda nos preços das ações.

Figura 3.4: Resposta da Taxa de Juros e do S&P500 ao Choque nos Preços Reais das Ações (-10% no retorno do S&P 500)

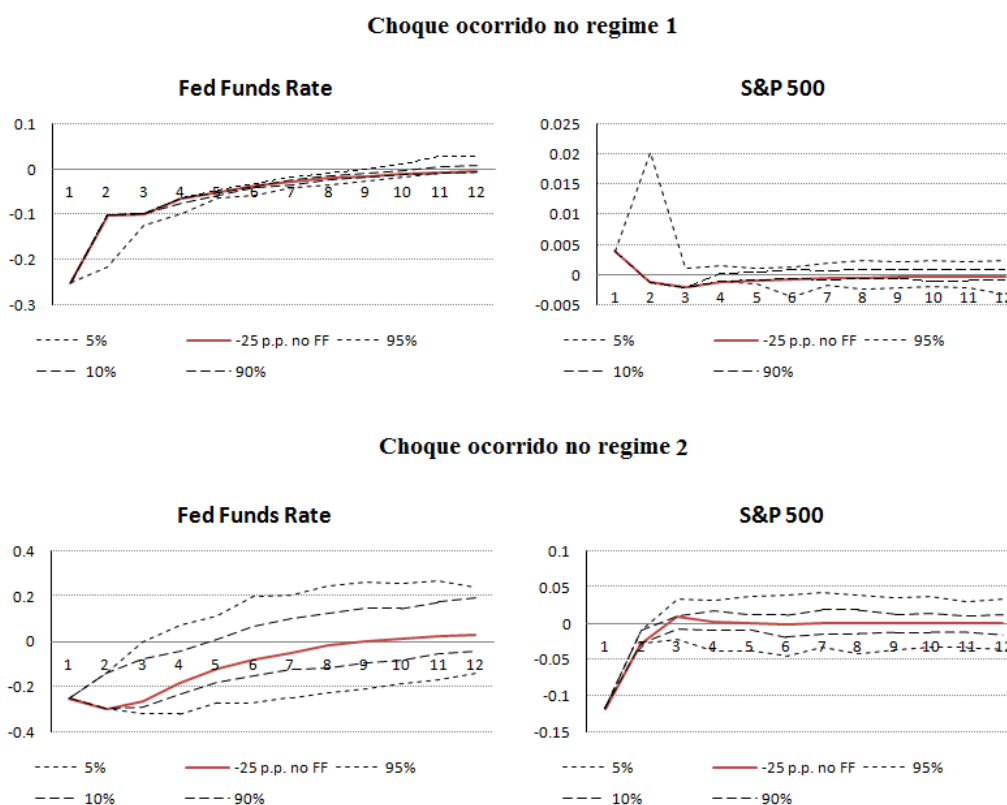


Esses resultados contraintuitivos podem estar associados à deficiência na estimação com duas defasagens para o regime 2, dada a existência de poucas observações (apenas 15% da amostra total⁹) e muitos coeficientes a serem estimados (total de 13).

Inobstante a dificuldade de comparar os resultados para o regime 2 estimados a partir de modelos de uma ou duas defasagens, o exercício permitiu confirmar o comportamento das variáveis de interesse pós-choques ocorridos no regime 1, vez que, em ambas as estimações, as funções de resposta aos impulsos gerados apresentaram trajetórias parecidas.

⁹ Para o modelo de dois regimes, o valor de limiar que minimiza o determinante do log da matriz de variância-covariância dos resíduos é $\gamma = 25.57$, o que gera 85%-15% na divisão da amostra.

Figura 3.5: Resposta da Taxa de Juros e do S&P500 ao Choque de Política Monetária (-25 p.p. na Taxa de Juros)



3.5 Considerações Finais

Neste trabalho, buscou-se analisar a interdependência entre os movimentos de política monetária e do mercado financeiro, este representado por oscilações no retorno e na volatilidade do índice de preços S&P500. Para esse fim, foi estimado um modelo de vetor autorregressivo com limiar, no qual os dados foram subdivididos em regimes de baixa e alta volatilidade no mercado financeiro, com o intuito de capturar dinâmicas diferentes dessas variáveis em períodos de maior ou menor instabilidade financeira e, conseqüentemente, estudar se a relação entre oscilações nos preços de ações e decisões de política monetária é diferente quando a possibilidade de contágio da crise financeira sobre as variáveis macroeconômicas é mais evidente. A escolha pela abordagem de dois regimes encontrou respaldo no teste de linearidade de Hansen (1996, 1997), que acusou a presença de não linearidade na base de dados utilizada neste artigo.

A metodologia para identificação dos choques estruturais seguiu aquela proposta por Bjornland e Leitemo (2009), que impõe uma combinação de restrições de curto e longo prazos nos multiplicadores dos choques, evitando, dessa forma, que a relação contemporânea entre os movimentos do instrumento de política monetária e dos preços de ações seja eliminada *ex ante*.

Os resultados sugerem que existe relação entre essas duas variáveis, sendo que essa interdependência possui características assimétricas, pois a dinâmica de suas trajetórias depende do tipo de choque (choque expansionista/contracionista de política monetária; choque positivo/negativo nos preços do S&P500), de sua magnitude e do grau de instabilidade financeira em que a economia se encontra no momento desse choque.

Os resultados também indicam que choques nos preços das ações alteram a trajetória da taxa de juros norte-americana, sendo que a trajetória dessa taxa é afetada com mais intensidade quando o choque atinge a economia em períodos de maior instabilidade financeira, em linha com a ideia de que *policymakers* buscam evitar que as oscilações do mercado de ações afetem as variáveis macroeconômicas de interesse, tais como inflação e atividade real, principalmente quando o cenário indica maior possibilidade de contágio da crise financeira. Por outro lado, os resultados de respostas ao impulso de um choque na política monetária indicam que os preços de ações sofrem oscilação quando esse choque afeta a economia no regime 2, sendo praticamente inexistente a alteração do preço das ações quando a taxa de juros é alterada em momentos de baixa volatilidade no mercado de ações norte-americano.

Por fim, ressalta-se haver espaço para aprofundar a análise sobre o comportamento dos *policymakers* e dos preços das ações nos períodos de crises financeiras, vez que os resultados de respostas a impulsos deste trabalho apresentaram comportamentos diversos a depender da quantidade de defasagens incluída no modelo estrutural.