

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

GIAN BARBOSA DA SILVA

PADRÃO DE FIXAÇÃO DOS SALÁRIOS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

São Paulo
2013

GIAN BARBOSA DA SILVA

PADRÃO DE FIXAÇÃO DOS SALÁRIOS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre.

Campo de conhecimento:
Economia Monetária

Orientador: Prof. Dr. Bernardo de Vasconcellos Guimarães

São Paulo
2013

Silva, Gian Barbosa.

Padrão de Fixação dos Salários e Política Monetária no Brasil/Gian Barbosa da Silva. – 2013

53 f.

Orientador: Bernardo de Vasconcellos Guimarães

Dissertação (mestrado) – Escola de Economia de São Paulo.

1. Política monetária. 2. Política monetária - Brasil. 3. Salários. 4. Reajuste salarial. I. Guimarães, Bernardo de Vasconcellos. II. Dissertação (mestrado) – Escola de Economia de São Paulo. III. Título

CDU 336.74

GIAN BARBOSA DA SILVA

PADRÃO DE FIXAÇÃO DOS SALÁRIOS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getulio Vargas, como requisito para
obtenção do título de Mestre.

Campo de conhecimento: Economia
Monetária

Data de aprovação:

__/__/__

Banca examinadora:

Prof. Dr. Bernardo de Vasconcellos
Guimarães (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Vladimir Kuhl Teles
FGV-EESP

Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito
Insper

Dedico esta dissertação aos maiores presentes enviados de Deus para mim: minha esposa Deyse e os meus pais, João e Elvira.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, que nunca me deixou sozinho em nenhum instante.

Ao meu orientador, Bernardo Guimarães, pela paciência, pelos preciosos ensinamentos e pelas fundamentais contribuições neste trabalho.

Aos demais membros da banca, professores Ricardo Brito e Vladimir Teles.

À minha amiga Clara Setoguchi, pela importante ajuda na revisão deste trabalho.

Aos grandes amigos da Tendência Consultoria Integrada, pelos ensinamentos que também foram utilizados neste trabalho.

Finalmente à Capes – Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – pelo imprescindível auxílio financeiro.

RESUMO

Este estudo buscou incluir mais um ponto de dados às evidências que se acumulam a partir do trabalho de Olivei e Tenreyro (2007, 2010), que encontrou evidências empíricas sobre a importância da rigidez dos salários nominais sobre os efeitos reais da política monetária, explorando a ligação entre os diferentes padrões dos reajustes salariais encontrados nos países e o comportamento do produto e dos preços diante de choques de política monetária. Para o Brasil, inovações na política monetária que ocorrem no segundo trimestre ou no quarto trimestre provocariam uma resposta mais intensa do PIB do ponto de vista da significância estatística. Por outro lado, os choques monetários que ocorrem no primeiro ou no terceiro trimestre são associados a reações do produto com pouca significância estatística. Para a inflação, não foram conseguidas respostas estatisticamente significantes para nenhum tipo de trimestre. Incentivado por informações concretas sobre o calendário dos reajustes salariais, que sugerem a redefinição de uma grande fração dos salários entre março e maio e entre outubro e novembro, propomos uma possível explicação para as respostas diferenciadas baseadas em alteração concentrada dos contratos dos salários.

Palavras-chave: Brasil. Rigidez Nominal. Rigidez dos Salários. Política Monetária.

ABSTRACT

The aim of this study was to add another data point to evidence that accumulates from the work of Olivei and Tenreyro (2007, 2010), who found empirical evidence about the importance of nominal wage rigidity on the real effects of monetary policy, exploring the links between different patterns of wage adjustments found in the countries and behavior of the output and prices after monetary policy shocks. For Brazil, monetary policy innovations that occur in the second quarter or in the fourth quarter would cause a more intense response from GDP statistically. In contrast, monetary shocks that occur in first or in third quarter are associated with little reaction from GDP statistically. For inflation, the responses were not statistically significant for any kind of quarter. Based on specific information about the timing of wage changes, suggesting a redefinition of a large fraction of wages between March and May and between October and November, we propose a possible explanation for the different responses based on concentrated modification of contractual wages.

Keywords: Brazil. Nominal Rigidity. Wage rigidity. Monetary Policy.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 EVIDÊNCIA INTERNACIONAL	11
3 FUNDAMENTOS TEÓRICOS PARA A SINCRONIZAÇÃO DOS SALÁRIOS	13
4 RIGIDEZ DOS SALÁRIOS NO BRASIL	16
5 DADOS	21
6 METODOLOGIA	23
7 ESTIMAÇÃO.....	29
7.1 Resultados	32
7.2 Testes de Robustez e Teste F	38
8 CONCLUSÕES	46
REFERÊNCIAS.....	48

1 INTRODUÇÃO

Uma extensa literatura em macroeconomia postula que a rigidez nominal é importante para explicar a conexão entre as variáveis nominais e reais nas frequências dos ciclos de negócios.

Embora a rigidez de salários tenha ocupado um papel importante na macroeconomia depois da publicação da Teoria Geral de Keynes, é muito escassa a evidência empírica sobre a importância da rigidez dos salários nominais sobre os efeitos reais da política monetária.

O estudo de Olivei e Tenreyro (2007, 2010) encontrou evidências empíricas sobre a importância da rigidez dos salários nominais sobre os efeitos reais da política monetária, explorando a ligação entre os diferentes padrões dos reajustes salariais encontrados nos países e o comportamento do produto e dos preços diante de choques de política monetária nestes países. Tal estudo corrobora a visão de Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), segundo a qual, a rigidez salarial – ao invés de rigidez de preços – é crucial para que os modelos padrões de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE) sejam compatíveis com as principais características dos dados macroeconômicos.

Adicionalmente, os modelos padrões DSGE normalmente postulam que a rigidez nominal ou real é constante ao longo do tempo. Por exemplo, assume-se que as revisões contratuais de salários são distribuídas uniformemente ao longo do tempo ou sujeitas a alterações, com uma probabilidade constante em cada ponto no tempo (Taylor 1980 e Calvo 1983)¹. O estudo de Olivei e Tenreyro (2007, 2010) aponta que, embora esta simplificação seja conveniente, esta discrepância entre a simplificação dos modelos e a realidade pode esconder aspectos importantes da transmissão da política monetária.

A idéia de Olivei e Tenreyro (2007, 2010) é a seguinte: Se, em dado país, a distribuição das renegociações dos contratos salariais não é uniforme, a política

¹ Versões dependentes do estado de comportamento de preços e fixação de salários têm sido desenvolvidas na literatura (ver Dotsey, King e Wolman, 1999). No entanto, como afirmamos no texto, a probabilidade de mudança de preços e salários ao longo do tempo pode mudar por razões que não são capturadas por mudanças no estado da economia.

monetária, em princípio, pode ter efeitos diferentes sobre a atividade real em diferentes pontos no tempo. Especificamente, a política monetária deve ter, mantendo outras coisas iguais, um menor impacto em períodos de menor rigidez - ou seja, quando os salários estão sendo redefinidos.

Ou seja, em um mundo onde a rigidez dos salários é importante para explicar os efeitos reais da moeda, se a maioria dos salários é definida em dezembro em um determinado país, choques monetários em janeiro devem ter um grande efeito real, mas os choques monetários em outubro devem afetar principalmente os salários nominais e os preços. Por outro lado, nos países onde as decisões de fixação dos salários são uniformemente distribuídas ao longo do ano, os efeitos dos choques de política monetária não devem depender do período em que ocorrem.

Além disso, uma vez que as decisões de fixação de preços são mais uniformemente distribuídas ao longo do ano, é difícil racionalizar essa diferença temporal dos efeitos da política monetária com o modelo baseado na rigidez dos preços. Até existem evidências de alguma sazonalidade na evolução dos preços, mas as diferenças não seriam grandes o suficiente para explicar diferenças na transmissão da política monetária ao longo do ano (ver Klenow e Malin, 2010 para um *survey* dessa literatura e Barros et al (2009) por evidências com dados brasileiros).

Para formalizar tal ideia, o artigo de Olivei e Tenreyro (2007) utilizou um modelo com uma configuração de equilíbrio geral estocástico dinâmico (DSGE) que permite uma distribuição desigual dos reajustes dos contratos salariais ao longo do ano. A rigidez contratual baseou-se em uma variante do mecanismo proposto por Calvo (1983), permitindo que a probabilidade de alteração dos salários seja diferente para cada trimestre do ano calendário. Tal mecanismo foi, então, incorporado a um modelo macroeconômico de equilíbrio geral que segue Christiano et al (2005).

O modelo foi calibrado para os Estados Unidos e mostrou que uma distribuição modestamente desigual nos reajustes salariais é capaz de gerar diferenças nas respostas dos produtos semelhantes às encontradas nos dados para este país. Ou seja, o modelo apontou que choques monetários no período de maior rigidez causam maior impacto sobre o produto. Quanto à inflação, o modelo calibrado para os Estados Unidos produz impulso de respostas que não são

notavelmente diferentes entre trimestres. No entanto, após o choque, os preços aumentam um pouco mais rápido quando o choque ocorre no período de menor rigidez, uma característica também observada nos dados para os Estados Unidos.

Até agora, o trabalho sobre a relação entre o padrão de fixação dos salários e a política monetária só foi feito para poucos países. Olivei e Tenreyro (2010) apontaram que a sincronização nas decisões de fixação dos salários é predominante no Japão e nos Estados Unidos², mas não na França, Alemanha e Reino Unido. Explorando a variação das decisões de fixação ao longo do ano dos salários nessas economias, Olivei e Tenreyro (2010) encontram suporte para a visão de que a rigidez dos salários desempenha um papel importante na transmissão da política monetária.

Embora isto seja uma evidência importante, são cinco pontos de dados, e relações mais conclusivas dependeriam de encontrar evidências consistentes em muitos outros países. Com nosso trabalho, buscamos adicionar mais um ponto de dados, e, com base no melhor de nosso conhecimento, este é o primeiro estudo para uma economia emergente.

Portanto, este estudo examina os efeitos de choques monetários sobre o produto e sobre os preços no Brasil, e se eles dependem do seu período de ocorrência, além disso, o estudo verifica se este momento de ocorrência do choque é consistente com o padrão de fixação dos salários no Brasil.

Desta forma, este trabalho busca contribuir para a literatura de duas maneiras:

- a) acrescentando um ponto de dados para o corpo da literatura recente preocupada com a relação entre os padrões de fixação dos salários e a política monetária;

² Evidências para o padrão de fixação dos salários não são conclusivas ainda. Barattieri, Basu e Gottschalk (2010) acham que a frequência das alterações salariais nos EUA é maior na segunda metade do ano, mas a magnitude da diferença não é tão grande quanto Olivei e Tenreyro (2007) assumem.

- b) apresentando evidências sobre as características dos efeitos da política monetária no Brasil, que é relevante para a formulação de políticas econômicas para o Brasil.

2 EVIDÊNCIA INTERNACIONAL

Conforme vimos, teorias da transmissão dos impulsos monetários para as variáveis reais com base na rigidez salarial deveriam prever que, mantidas outras coisas iguais, as inovações de política monetária em períodos de maior rigidez dos salários causariam maiores impactos sobre o produto. O objetivo do estudo de Olivei, Tenreyro (2010) foi testar se estas previsões encontrariam suporte nos dados em cinco países grandes e altamente desenvolvidos: Japão, Estados Unidos, Alemanha, França e Reino Unido.

Mais precisamente, o estudo buscou avaliar se a resposta da economia a choques de política monetária difere de acordo com a época do ano em que o choque ocorre e se esta diferença pode ser conciliada com a variação observada no calendário das decisões de definição de salários nestes países. Para este fim, o estudo introduziu a dependência por trimestre em um modelo VAR recursivo padrão e analisou o conjunto empírico de impulso-respostas de variáveis agregadas às inovações da política monetária.

Olivei, Tenreyro (2010) começou observando que a sincronização de decisões na fixação dos salários varia significativamente no Japão, nos Estados Unidos, na Alemanha, na França e no Reino Unido. Em seguida, o estudo testou, para cada um destes países, as possíveis diferenças no efeito da política monetária em cada tipo de trimestre ao longo do ano-calendário (primeiro, segundo, terceiro e quarto trimestre). Depois, o estudo relacionou as descobertas com o grau de rigidez dos salários de cada país ao longo do ano-calendário.

Além de replicar os resultados obtidos para os Estados Unidos em Olivei e Tenreyro (2007), o artigo estende sua análise empírica para testar se o grau de sincronização na decisão de fixação dos salários também é importante para a transmissão de impulsos monetários no Japão, na Alemanha, na Inglaterra e na França. No geral, os resultados complementaram e reforçaram a conclusão de que a rigidez salarial pode desempenhar um papel importante na transmissão da política monetária.

No Japão, o exemplo mais conhecido de sincronização de decisões de fixação salarial, a maioria das empresas estabelece salários durante os primeiro e

segundo trimestres do ano civil, período que é conhecido como *Shunto* (ou ofensiva de primavera), e os salários permanecem fixos até o ano seguinte.

Nos Estados Unidos, uma grande fração das firmas estabelece salários uma vez por ano, normalmente no fim do ano. Em contraste, as negociações para a fixação salarial na Alemanha ocorrem durante todo o ano, e os contratos tendem a durar de um a três anos. Para a França e a Inglaterra, o estudo também apontou que as renegociações salariais são mais escalonadas ao longo do ano.

Ao observar as reações aos choques da política monetária, o artigo apontou que, para o Japão e os Estados Unidos, há, de fato, importantes diferenças na resposta da economia a choques de política monetária que dependem do tempo da inovação da política monetária.

No Japão, quando ocorre uma inovação na política monetária durante o primeiro ou o segundo trimestre - ou seja, durante o período de redefinição dos salários - observa-se um efeito relativamente pequeno sobre a produção, enquanto que uma inovação no terceiro trimestre - ou seja, imediatamente após o *Shunto* - é acompanhada por um efeito notavelmente grande.

O padrão é invertido nos Estados Unidos: Uma inovação da política monetária no primeiro semestre do ano civil tem um efeito significativamente maior no produto, enquanto uma inovação no segundo semestre tem um efeito relativamente pequeno. Mais uma vez, este padrão está em conformidade com o grau de rigidez dos salários nos Estados Unidos, que é de alta rigidez no primeiro semestre do ano e baixa rigidez no segundo semestre.

Em contraste, na Alemanha, França e Reino Unido, onde há um grau mais uniforme de rigidez salarial ao longo do ano, e também uma maior duração dos contratos, parece ser menos relevante o trimestre em que um choque de política monetária ocorre.

3 FUNDAMENTOS TEÓRICOS PARA A SINCRONIZAÇÃO DOS SALÁRIOS

Na literatura de fundação microeconômica que trata como endógena a decisão de escalonamento ou de sincronização dos reajustes salariais em uma economia descentralizada, uma condição necessária para que a sincronização não se torne um equilíbrio é a presença de choques específicos do setor.

Fethke e Policano (1984, 1986) desenvolvem um modelo em que os salários devem ser definidos com vários períodos de antecedência e, em seguida, são fixados sem contingências. A questão é se, em tal mundo, as definições salariais devem ser escalonadas ao longo do tempo ou ocorrem todas ao mesmo tempo.

Segundo Fethke e Policano (1984, 1986), contratos escalonados permitem a transmissão de um efeito no emprego, por meio do nível agregado de preços, do setor que assina um novo contrato para o setor que está com um nível fixo de salários. A externalidade é benéfica quando se consideram choques de produtividade relativa, mas adversa com choques agregados que afetam todos os setores de maneira uniforme.

Portanto, segundo Fethke e Policano (1984, 1986), contratos não sincronizados seriam o resultado de equilíbrio apenas quando o choque setorial é mais significativo. Além disso, segundo o estudo, o incentivo para as empresas escalonarem as datas de negociação salarial diminui quanto maior for o número de empresas em uma economia.

Parkin (1986) mostra também que o grau de escalonamento depende do tamanho relativo dos choques agregados contra os choques específicos do setor. A análise da política monetária neste tipo de modelo é considerada em Fethke e Policano (1987). Eles chegam a um equilíbrio de Nash em que o *timing* da intervenção da política monetária e a sincronização dos contratos são decididos simultaneamente.

Ball e Romer (1989) apontam que existe um ajuste mais rápido a choques setoriais (idiossincrático) quando há escalonamento das revisões contratuais. Como

mostrado por Ball (1987), estas vantagens microeconômicas são compensadas, pelo menos em parte, por desvantagens macroeconômicas do lento ajuste do nível agregado de preços.

Portanto, o escalonamento na fixação de preços tem uma vantagem natural ao permitir uma rápida adaptação aos choques específicos à firma. No entanto, associado ao escalonamento, existe a desvantagem da inércia do nível agregado dos preços.

Em Ball e Cecchetti (1988), há informação imperfeita – o preço desejado por cada firma depende de um choque específico à firma e de um choque de demanda agregada, mas a firma somente observa a soma dos choques. Com um padrão escalonado dos contratos, as empresas ganham informações observando os preços estabelecidos por outras empresas. Destaca-se, entretanto, que este resultado não é necessariamente abrangente, uma vez que depende da estrutura do mercado em que as empresas competem e de como as empresas fixam os preços por um período muito curto de tempo. Além disso, quando apenas o choque agregado é relevante, a informação é perfeita e o problema de extração de sinal desaparece. Assim, a sincronização contratual será o equilíbrio.

Deste modo, Ball e Cecchetti (1988) e Ball e Romer (1989) conjecturam que em modelos em que os agentes são idênticos e todos os choques são agregados, se a decisão do *timing* é endógena, a sincronização será o resultado de equilíbrio. Eles também demonstram formalmente para o modelo de Blanchard-Kiyotaki (Blanchard, 1986; Blanchard e Kiyotaki, 1987).

Bhaskar (2002) deriva a decisão endógena do escalonamento das revisões de preços em um modelo com firmas heterogêneas. Empresas pertencentes a uma indústria têm uma complementaridade estratégica mais forte do que as empresas que são de diferentes setores. Isso resulta em um equilíbrio no qual há a sincronização dentro de indústrias, mas não necessariamente para toda a economia. De Fraja (1993) também utiliza tais considerações estratégicas em um modelo no qual a fixação de preços escalonada pode ser endógena.

Lau (1996) estuda os benefícios da fixação de salários escalonada na redução de conflitos estratégicos. É mostrado que, quando os agentes que

determinam os salários interagem estrategicamente e de forma dinâmica, eles preferem se mover alternadamente, porque, ao fazer isso, eles são capazes de se comprometer temporariamente para contrabalançar os efeitos de cada ação do outro. Por outro lado, o estudo mostra também que a sincronização representa um arranjo melhor quando os agentes são capazes de coordenar.

Quanto ao tempo de fixação dos contratos salariais, Gray (1978) estudou o grau ótimo de indexação buscando explicar porque os contratos são fixados em termos nominais por longos períodos.

4 RIGIDEZ DOS SALÁRIOS NO BRASIL

Embora ainda não tenha sido feito um estudo rigoroso sobre o padrão de reajustes dos salários no Brasil ao longo do ano, o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese) realiza, desde 1996, uma publicação semestral que acompanha os detalhes de cerca de 700 negociações coletivas realizadas entre sindicatos e empresas ou entidades representativas das empresas de todo o Brasil.

A publicação é baseada nos resultados de um painel de base móvel chamado de Sistema de Acompanhamento dos Salários, no qual ao Dieese são enviados documentos relativos a acordos e convenções coletivas por algumas entidades sindicais. Além disso, o Dieese coleta informações das notícias da imprensa escrita e dos veículos impressos ou virtuais do meio sindical.

A composição do painel, assim, é variável, contemplando diferentes unidades de negociação em cada ano. Por unidade de negociação, entende-se cada núcleo de negociação coletiva entre representantes de trabalhadores e empresários, que resulta em um documento formalizado entre as partes.

Conforme o mostrado na Tabela 1, a publicação do Dieese não indica um mês exclusivo de reajustes dos salários no Brasil.

Apesar disso, é clara a concentração das redefinições dos salários em maio (em torno de 30%), e podemos ver que foram concluídas entre março e maio aproximadamente 45% das negociações coletadas pelo Dieese no período entre 2003 e 2011.

Tabela 1 – Distribuição das unidades de negociação por data-base – Brasil – período entre 2003 e 2011

Data-base	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Janeiro	7%	8%	9%	11%	9%	7%	7%	10%	11%
Fevereiro	5%	4%	3%	4%	3%	4%	5%	4%	3%
Março	11%	11%	13%	16%	13%	12%	12%	12%	12%
Abril	5%	5%	6%	7%	7%	7%	7%	7%	7%
Maio	31%	30%	33%	34%	32%	29%	28%	27%	26%
Junho	7%	7%	8%	7%	6%	6%	7%	6%	7%
Julho	5%	3%	4%	4%	4%	4%	5%	5%	4%
Agosto	4%	4%	2%	4%	4%	3%	4%	3%	3%
Setembro	7%	9%	7%	5%	6%	9%	9%	9%	9%
Outubro	4%	6%	5%	3%	5%	7%	6%	6%	6%
Novembro	9%	10%	8%	4%	8%	9%	9%	9%	9%
Dezembro	4%	4%	2%	1%	2%	2%	2%	1%	1%
Total de unidades pesquisadas	556	658	640	656	715	702	702	702	702

Fonte: Dieese, diversos anos.

Notas: Dados Trabalhados pelo autor.

Além deste estudo, no Relatório de Inflação de dezembro de 2011, o Banco Central do Brasil (BACEN) também divulgou uma pesquisa sobre os detalhes dos reajustes salariais que ocorreram no Estado de São Paulo entre janeiro de 2009 e outubro de 2011. Conforme mostra a Tabela 2, o trabalho também apontou, para 2009 e 2010, uma concentração de reajustes entre março e maio, mas incluiu um novo período de agrupamento das alterações salariais: entre setembro e novembro.

Este estudo (Banco Central do Brasil [2011]) utilizou os dados do Ministério do Trabalho e Emprego com início em 2009, já que, somente a partir deste ano, tornou-se obrigatório o registro por via eletrônica das Convenções Coletivas de Trabalho (CCTs). Embora seja limitado aos reajustes ocorridos no Estado de São

Paulo entre 2009 e 2010³, o recorte mostra que 41% das revisões salariais ocorreram entre março e maio, e 34% ocorreram entre setembro e novembro. Isto significa que 75% dos dissídios ocorreram neste período, restando apenas 25% para os demais meses.

Tabela 2 – Convenções coletivas de trabalho com abrangência no Estado de São Paulo – 2009 e 2010

Data-base	Número de reajustes		Proporção no ano	
	2009	2010	2009	2010
Janeiro	35	76	3%	6%
Fevereiro	41	41	3%	3%
Março	92	158	8%	12%
Abril	29	20	2%	2%
Maio	369	355	31%	27%
Junho	34	37	3%	3%
Julho	82	69	7%	5%
Agosto	86	81	7%	6%
Setembro	132	183	11%	14%
Outubro	166	172	14%	13%
Novembro	100	86	8%	7%
Dezembro	18	18	2%	1%
Total	1184	1296	100%	100%

Fonte: BACEN, 2011, p. 18.

Embora isto já indique alguma concentração dos períodos do reajuste salarial, seria necessário saber quanto estas negociações representam do total das revisões das remunerações do trabalho no Brasil.

Além da necessidade de considerar o número de trabalhadores abarcados em cada reajuste, uma parte dos reajustes dos salários pode não estar ocorrendo de forma coletiva, refletindo uma transação mais descentralizada entre trabalhadores e empregadores de forma individual ou no âmbito da empresa.

Sabe-se que, no Brasil, alguns sindicatos não representam de forma adequada os trabalhadores que deveriam ser supostamente representados. A legislação brasileira impede a concorrência entre os sindicatos na adesão de membros, institucionalizando o monopólio de representação por base territorial. Além disso, o imposto sindical compulsório também reduz a exigência sobre os

³ O trabalho do BACEN também incluiu o período entre janeiro de 2011 e outubro de 2011. Entretanto, preferimos utilizar apenas os anos completos. Além disso, é comum o atraso de alguns meses no envio dos documentos, de tal sorte que os números do segundo semestre de 2011 também refletem isto.

sindicatos de uma representação efetiva. Por ultimo, supomos que os outros benefícios concedidos ao trabalhador pelo empregador também sejam negociados juntamente com a revisão salarial.

Corroborando a tese de mais um período relevante das redefinições dos contratos salariais, sabe-se que, no Brasil, alguns sindicatos grandes e bem representativos fazem sua negociação coletiva entre setembro e novembro. Segundo o estudo do Dieese de 2011, sindicatos de categorias mais organizadas realizam suas negociações no segundo semestre. Como exemplo, temos os sindicatos dos bancários (dissídio em setembro), comerciários (dissídio em setembro), petroleiros (setembro), metalúrgicos (novembro) e químicos (novembro).

Em resumo, com base nestas evidências, há dois momentos importantes na negociação salarial no Brasil ao longo do ano. Entre março e maio, ocorre aproximadamente metade das negociações salariais, segundo as informações dos estudos do Dieese. Segundo as informações do trabalho do BACEN, 41% das revisões dos salários ocorreriam entre março e maio, e 34% ocorreriam entre setembro e novembro.

Corroborando tal visão, podemos observar, no Quadro 1, o calendário de datas-base dos dissídios na construção civil, um dos segmentos econômicos mais intensivos em mão de obra no Brasil e cujos reajustes são, na prática, estaduais⁴. Segundo a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o pessoal ocupado na construção civil representava, em 2009, algo em torno de 7,44% de toda a população ocupada (6,9 milhões de trabalhadores neste segmento econômico).

Mês	Capitais brasileiras
Janeiro	Salvador
Março	Fortaleza e Rio de Janeiro
Maio	São Paulo, Florianópolis, Brasília, Goiânia e Maceió
Junho	Curitiba e Porto Alegre
Julho	Manaus
Agosto	Belém
Outubro	Recife
Novembro	Aracaju, Vitória, Belo Horizonte, Campo Grande e João Pessoa

Quadro 1: Data-base dos reajustes de Construção Civil nas maiores capitais brasileiras – 2010.

Fonte: Tendências Consultoria Integrada

⁴ Quando existe mais de um sindicato no estado, as negociações salariais ocorrem juntamente com as negociações realizadas na capital.

Apesar de tais evidências, a ausência de um estudo mais detalhado e preciso sobre como ocorrem as redefinições salariais no Brasil impede afirmações categóricas sobre a concentração das negociações salariais em um determinado período do ano e também sobre a duração dos contratos salariais. Apesar disso, Olivei e Tenreyro (2007) mostram que uma quantidade modesta de distribuição irregular das revisões salariais já pode levar a respostas diferentes do produto.

5 DADOS

O artigo de Olivei e Tenreyro (2010) fornece um teste indireto para a presença e a importância da concentração ou distribuição irregular ao longo do ano dos reajustes dos contratos salariais, examinando o efeito de choques de política monetária em diferentes épocas do ano civil.

Para isso, é introduzida a dependência de trimestre em um modelo VAR. O objetivo é avaliar se o efeito de um choque de política monetária difere de acordo com o momento em que o choque ocorre e, em caso afirmativo, se tal diferença pode ser conciliada com o padrão da distribuição desigual dos reajustes salariais em um país.

Em virtude da instabilidade macroeconômica observada antes de 1995, há uma severa limitação na aplicação do estudo aos dados brasileiros. Deste modo, utilizaremos os dados observados entre o primeiro trimestre de 1995 e o terceiro trimestre de 2012.

A necessidade da inclusão das defasagens do VAR e a estimação de coeficientes para cada tipo de trimestre (primeiro, segundo, terceiro e quarto) reduzem significativamente o grau de liberdade na regressão do VAR. Ao utilizar dados trimestrais a partir de 1995, obteríamos apenas 70 observações (em torno de 17 observações para cada tipo de trimestre).

A solução encontrada foi aproveitar os padrões brasileiros na negociação das revisões salariais, classificando os dados conforme ocorrem no trimestre impar (primeiro ou terceiro) ou no trimestre par (segundo ou quarto). Conforme vimos, há certa simetria no ano quanto às definições dos reajustes salariais. Os estudos do Dieese e do BACEN apontam que, entre março e maio, ocorre a maior parte da negociação dos reajustes salariais, e a pesquisa do BACEN aponta que o período compreendido entre setembro e novembro também é relevante na redefinição da remuneração do trabalho no Brasil.

Além disso, em virtude da limitação do número de observações, preferiu-se uma atitude parcimoniosa na escolha do número de variáveis incluídas no modelo.

A preferência pelos dados em formato trimestral (e não mensal) decorre, sobretudo, da ausência de dados do PIB com frequência mensal, apenas trimestral.

Os dados mensais de PIB divulgados pelo BACEN são baseados nos dados anuais apurados pelo IBGE, utilizando-se uma metodologia específica para o cálculo dos valores mensais com objetivo do acompanhamento mensal da relação Dívida/PIB. Adicionalmente, evita-se uma maior quantidade de ruídos decorrentes da utilização dos dados mensais da produção industrial como Proxy do PIB mensal.

Para os dados de preços, utilizaremos o IPCA, Índice de Preços ao Consumidor Amplo, indicador de preços calculado pelo IBGE.

O IPCA busca captar a variação do custo de uma cesta consumida por famílias com renda de um a 40 salários mínimos. Tal escolha decorre, sobretudo, por que o indicador é aquele utilizado na fixação das metas de inflação perseguidas pelo BACEN, além de ser um grande referencial para a inflação enfrentada pelo consumidor. Como a frequência dos dados é mensal, utilizaremos a inflação acumulada no trimestre.

Além disso, utilizaremos a taxa de juros Selic, principal instrumento de política monetária no período. Esta é a taxa verificada no Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), calculada através da média ponderada das operações de financiamento por um dia, e que possuem o lastro em títulos públicos federais. Como variável na estimação do VAR, utilizaremos a taxa Selic média no trimestre e em termos anuais⁵.

Ressalta-se, entretanto, que, entre junho de 1994 e dezembro de 1998, o Brasil adotou o regime de câmbio fixo. Deste modo, sabemos que, neste período, a taxa de juros Selic não foi usada como instrumento no controle da inflação. Isto somente ocorreu a partir de 1999, quando foram adotados o regime de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação. Não optamos pela exclusão deste período, pois isto reduziria ainda mais os graus de liberdade na estimação do modelo (o que levaria a uma redução da precisão dos parâmetros e do conjunto de impulsos-respostas).

Por último, utilizaremos as Contas Nacionais Trimestrais publicadas pelo IBGE, que apura os valores correntes e os índices de volume trimestralmente para o Produto Interno Bruto. Utilizaremos os dados a preços de mercado e dessazonalizados pelo próprio IBGE. No teste de robustez, também utilizaremos os dados sem ajuste sazonal.

⁵ Também foi utilizada a taxa Selic do último dia do trimestre considerando um modelo com duas, três e quatro defasagens. Não houve alterações significativas das conclusões.

6 METODOLOGIA

O artigo de Olivei e Tenreyro (2010) fornece um teste indireto para a presença e a importância da concentração ou distribuição irregular ao longo do ano dos reajustes dos contratos, examinando o efeito de choques de política monetária em diferentes épocas do ano civil. Para isso, é introduzida a dependência de trimestre em um modelo VAR. O objetivo é avaliar se o efeito de um choque de política monetária difere de acordo com o momento em que o choque ocorre e, em caso afirmativo, se tal diferença pode ser conciliada com o padrão da distribuição desigual dos reajustes salariais em um país.

Além da dependência do trimestre, o modelo incorpora uma restrição-chave para identificar os efeitos dinâmicos dos choques exógenos de política sobre as várias variáveis macroeconômicas: choques de política monetária não afetam o produto e a inflação dentro do período corrente. Embora discutível esta suposição de identificação é padrão em várias análises VAR recentes.⁶

No modelo de Olivei e Tenreyro (2010), a análise empírica para medir o efeito dos choques de política monetária depende de um modelo linear dinâmico muito geral da macroeconomia cuja estrutura é dada pelo seguinte sistema de equações

$$Y_t = \sum_{s=0}^S B(q_t)_s Y_{t-s} + \sum_{s=1}^S C(q_t)_s p_{t-s} + A^y(q_t) v_t^y \quad (1)$$

$$p_t = \sum_{s=0}^S D_s Y_{t-s} + \sum_{s=1}^S g_s p_{t-s} + v_t^p. \quad (2)$$

Y_t é um vetor de variáveis macroeconômicas não controladas pelas políticas econômicas (produto e preços no nosso caso), e p_t é a variável escalar que resume a orientação da política econômica. $B(q_t)_s$ e $C(q_t)_s$ são matrizes de coeficientes em que se permite que os elementos, os coeficientes de cada defasagem, dependam do tipo do trimestre q_t que indexa a variável dependente.

⁶ Veja, entre outros, Bernanke e Blinder (1992), Boivin e Giannoni (2006), e Rotemberg e Woodford (1997).
⁶ Veja, entre outros, Bernanke e Blinder (1992), Boivin e Giannoni (2006), e Rotemberg e Woodford (1997).
 Be oi Carolina, tudo bem? vc já foi em algum dia na semana de economia? queria saber se está marcando presença na palestra, qual palestra vc está querendo ir? manke e Mihov (1998), Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) e (2005), Boivin e Giannoni (2006), e Rotemberg e Woodford (1997).

Tomamos a taxa de juros Selic como nossa medida de política, e usamos inovações na taxa de Selic como uma medida de choques de política monetária.

Choques de política monetária são assumidos como não correlacionados com os elementos do vetor v_y . A independência das condições econômicas contemporâneas é considerada parte da definição de um choque exógeno de política. A interpretação padrão da v_p é uma combinação de vários fatores aleatórios que podem afetar as decisões de política, incluindo erros de dados e revisões, as preferências da autoridade da política monetária, política, etc. (ver Bernanke e Mihov, 1998).

O modelo em equações (1) e (2) replica a especificação de Bernanke e Blinder (1992), com a diferença fundamental de que se permite a dependência do tempo nos coeficientes.

Conforme vimos, por causa da limitação na quantidade de dados disponíveis para o Brasil, teremos que aplicar o estudo classificando os dados conforme se refiram a um trimestre par ou a um trimestre ímpar. Deste modo, ampliamos o número de graus de liberdade aproveitando-se do padrão de reajustes dos salários ao longo do ano no Brasil.

No Brasil há certa simetria no ano quanto às definições dos reajustes salariais. Os estudos do Dieese e do BACEN apontam que, entre março e maio, ocorre a maior parte da negociação dos reajustes salariais, e a pesquisa do BACEN aponta que o período compreendido entre setembro e novembro também é relevante na redefinição da remuneração do trabalho no Brasil.

Deste modo, os efeitos da diferença do nível da taxa Selic de março comparado com o nível da taxa Selic de dezembro devem ser incorporados às negociações salariais que ocorrem entre março e maio, então, choques no primeiro trimestre teriam menos efeito.

Observaríamos o mesmo para o terceiro trimestre: choques no nível da taxa Selic de setembro comparado com o nível da taxa Selic de junho seriam incorporados rapidamente nos reajustes salariais que ocorrem entre setembro e novembro. Deste modo, choques no terceiro trimestre também teriam efeito reduzido.

Por outro lado, devem ser mais intensos os efeitos associados a um nível diferente da taxa Selic em junho em comparação ao nível da taxa Selic de março.

Também serão mais fortes os impactos de um nível diferente da taxa Selic de dezembro em comparação com o nível da taxa Selic de setembro.

Usando tal fato e buscando reescrever as equações (1) e (2), primeiramente, definimos duas variáveis *dummy*.

- D^{impar} será 1 quando a observação ocorrer no trimestre ímpar. A variável assumirá valor igual a zero quando a observação ocorrer no trimestre par.
- D^{par} será 1 quando a observação tiver ocorrido no trimestre par. A variável assumirá valor igual a zero quando a observação tiver ocorrido no trimestre ímpar.

A partir disso, construímos o seguinte vetor de variáveis multiplicativas:

$$X_t = \begin{bmatrix} D^{impar} \cdot y_t \\ D^{impar} \cdot \pi_t \\ D^{impar} \cdot p_t \\ D^{par} \cdot y_t \\ D^{par} \cdot \pi_t \\ D^{par} \cdot p_t \end{bmatrix}$$

Deste modo, se um determinado t corresponder a um trimestre par, as três primeiras linhas seriam iguais a zero no vetor X_t . Os dados do trimestre se localizariam nas três últimas linhas do vetor, do seguinte modo:

$$X_t = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ y_t \\ \pi_t \\ p_t \end{bmatrix}$$

Por outro lado, se um determinado t corresponder a um trimestre ímpar, as três últimas linhas seriam iguais a zero no vetor. Os dados do trimestre se localizariam nas três primeiras linhas do vetor X_t , do seguinte modo:

$$X_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ p_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

O modelo VAR cujos coeficientes dependem do tipo trimestre foi construído a partir deste vetor X_t . Este vetor permitirá diferenciar a resposta de cada variável dependendo se ela ocorre em um trimestre par ou se ela ocorre em um trimestre ímpar.

Usando o vetor X_t , podemos reescrever (1) e (2), e o modelo estrutural ficaria assim:

$$A.X_t = \sum_{\ell=1}^L B_{\ell}.X_{t-\ell} + C.v_t \quad (3)$$

Como cada variável que compõe o vetor X_t oscila entre um valor igual a zero e um valor diferente de zero, restringimos alguns coeficientes para serem iguais a zero nas matrizes A e B_s .

Fizemos isso porque, em uma equação para explicar uma variável observada em um trimestre par (ímpar), as variáveis com uma defasagem se localizam em um trimestre ímpar (par), e as variáveis com duas defasagens estão em um período par (ímpar), e assim por diante.

Como exemplo, na equação que explica juros no período ímpar ($D^{\text{ímpar}}.p_t$), somente serão diferentes de zeros os coeficientes das variáveis contemporâneas $D^{\text{ímpar}}.y_t$ e $D^{\text{ímpar}}.\pi_t$. Já para as variáveis com uma defasagem, somente serão diferentes de zeros os coeficientes das variáveis $D^{\text{par}}.y_{t-1}$, $D^{\text{par}}.\pi_{t-1}$ e $D^{\text{par}}.p_{t-1}$. Com duas defasagens, assumem valores diferentes de zero somente os coeficientes das variáveis $D^{\text{ímpar}}.y_{t-2}$, $D^{\text{ímpar}}.\pi_{t-2}$ e $D^{\text{ímpar}}.p_{t-2}$, e assim por diante.

Dado o pressuposto de identificação de que choques de política não afetam as variáveis macroeconômicas dentro do período atual, podemos reescrever o sistema em uma equação VAR padrão na forma reduzida, com apenas variáveis defasadas no lado direito:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{F}(L, q)\mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{U}_t, \quad (4)$$

onde \mathbf{U}_t é o vetor correspondente dos resíduos na forma reduzida, e $\mathbf{F}(L, q)$ é uma matriz de coeficientes de defasagem que permite que os coeficientes de cada defasagem dependam se é par ou ímpar o trimestre q , que indexa a variável dependente.

O sistema pode, então, ser calculado equação por equação⁷, usando-se mínimos quadrados ordinários. Identifica-se o efeito de inovações monetárias sobre as variáveis produto e preços através da função impulso-resposta de cada variável. Uma série estimada para o choque de política pode ser obtido através de uma decomposição de Choleski da matriz de covariância dos resíduos de forma reduzida. Uma importante implicação da dependência por trimestre é que os efeitos dos choques de política monetária variam dependendo do trimestre em que ocorre o choque.

Como exemplo, podemos captar os efeitos sobre o produto relacionados ao choque da política monetária que ocorre em um trimestre par, utilizando um choque na variável $D^{\text{par}}.p_t$. Destaca-se, entretanto, que, quando o trimestre fosse ímpar, a resposta do produto estaria na variável $D^{\text{ímpar}}.y_t$. Quando o trimestre fosse par, a resposta do produto estaria na variável $D^{\text{par}}.y_t$. Seria necessário, então, interpolar as reações destas variáveis para se observar como a variável produto se comporta com um choque monetário que ocorre no trimestre par.

Junto à nossa hipótese de identificação de que a taxa de juros não tem impacto contemporâneo sobre o produto e sobre os preços, o VAR dependente do trimestre (par ou ímpar), dado pela equação (4), gera dois diferentes conjuntos de impulso-resposta a um choque de política monetária, de acordo com o trimestre em que o choque ocorre.

Quando um choque de política monetária ocorre em um trimestre par, a resposta das variáveis não-políticas (produto e preços) será regida pela dinâmica da forma reduzida das variáveis não-políticas no próximo trimestre, ou seja, do trimestre ímpar. A resposta dois trimestres após o choque inicial será regida pela dinâmica da forma reduzida das variáveis não-políticas do trimestre par, e assim por diante.

⁷ Também estimamos com dummies em um VAR completo (ou seja, sem ser equação por equação). Não houve alterações significativas das conclusões.

Tal fato permite a verificação da compatibilidade entre a importância do momento do choque da política monetária no ano e os padrões brasileiros de negociação salarial.

Quanto à hipótese de identificação de que choques de política monetária não afetam o produto e a inflação dentro do período corrente, Bernanke e Blinder (1992) afirmam que o comportamento dos empréstimos nos Estados Unidos parece corroborar tal hipótese. Segundo o estudo, a quantidade de empréstimos parece responder de forma lenta às inovações da política monetária, o que faz sentido econômico, pois os empréstimos são compromissos contratuais, cujo estoque é difícil de mudar rapidamente. A demora na resposta do nível dos empréstimos acarretaria uma reação mais defasada no nível de atividade.

Bernanke e Blinder (1992) rejeitam a explicação de que o comportamento observado nos empréstimos refletiria uma resposta puramente passiva diante de uma queda na demanda por crédito que ocorreria com a desaceleração da atividade. Isto porque a redução da quantidade de empréstimos é normalmente acompanhada pela elevação da captação de recursos das empresas por meio de títulos. Além disso, eles chamam a atenção para a alteração da composição da carteira dos bancos após o aperto da política monetária. Quase toda redução na captação de recursos é convertida em redução dos empréstimos (há pequena alteração na posse de títulos pelos bancos).

Mas qual seria a importância dos empréstimos como canal de transmissão da política monetária no Brasil? Segundo Minella e Souza-Sobrinho (2009), dentre os mecanismos de transmissão de um aperto monetário no Brasil, a alteração da taxa de empréstimos dos domicílios representa 62% da queda do PIB em um horizonte de um ano. Em segundo lugar, teríamos a alteração do custo de financiamento das empresas, que representaria 24% da queda do produto. Para os preços, a redução da taxa de empréstimos dos domicílios representaria 40% da queda da inflação.

7 ESTIMAÇÃO

Antes de realizarmos as estimações, fizemos os testes ADF e Phillips-Perron para verificar a estacionariedade das variáveis.

Para o teste ADF, escolhemos um número k ótimo de termos de diferenças defasadas a serem incluídas em cada regressão com base no critério de informação de Schwarz. A ordem máxima autorregressiva foi igual a doze.

A Tabela 3 mostra os resultados do teste de raiz unitária.

Tabela 3 – Resultados do teste de raiz unitária

Variável	k	Teste ADF		Teste Phillips-Perron	
		t_α	Variáveis Exógenas	t_α	Variáveis Exógenas
IPCA	3	-2,09	Constante e Tendência	0,93	Constante
PIB	2	4,53	Nenhuma	5,58	Nenhuma
SELIC	2	-5,68*	Constante	-2,61*	Nenhuma
D(IPCA)	2	-5,02*	Constante	-5,18*	Constante
D(PIB)	1	-6,91*	Constante	-4,03*	Constante

Fonte: Elaboração própria.

Notas: * Rejeita-se uma raiz unitária a 1% de significância

** Rejeita-se uma raiz unitária a 5% de significância

Conforme o esperado, tanto para o índice de preços quanto para o índice do produto os testes não rejeitaram a existência de uma raiz unitária em nível. Por esta razão, preferimos utilizar a primeira diferença do índice de preços e do produto (em logaritmo⁸), que não apresentaram uma raiz unitária após a transformação.

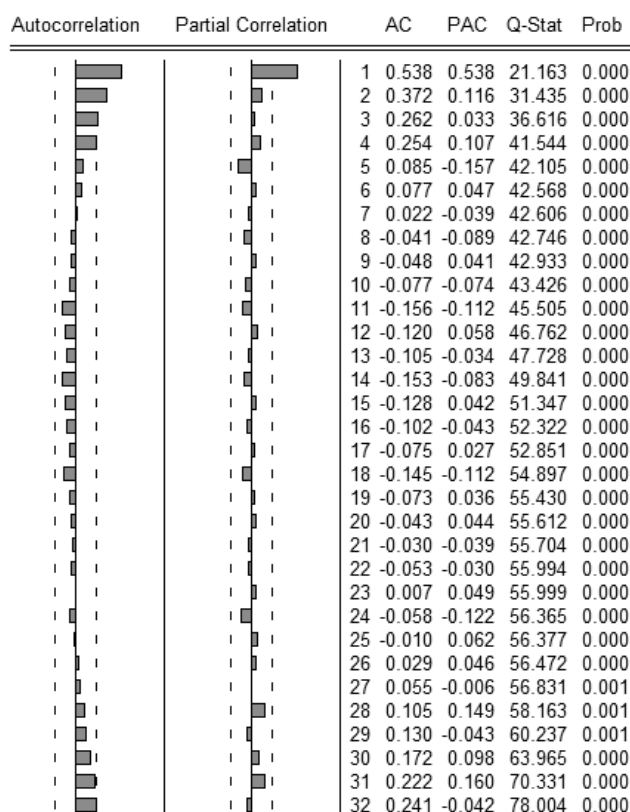
Já para a taxa de juros Selic em nível, os testes ADF e Phillips-Perron rejeitam, a um nível de significância de 1%, a hipótese nula de existência de uma raiz unitária. Preferimos, assim, utilizar a taxa de juros em nível, sem transformação.

⁸ Deste modo, obtemos a inflação trimestral e o crescimento trimestral do PIB.

Além da verificação da existência da raiz unitária, é necessário verificarmos se a série de inflação possui alguma sazonalidade relevante que possa levar a falsas conclusões.

Se, em algum momento do ano, houvesse uma redução (ou elevação) sazonal da inflação, tal característica poderia distorcer os efeitos dos choques monetários. Em tese, tal problema não deve ser encontrado para a série do produto, já que se trata de uma série ajustada sazonalmente (também usamos a série sem o ajuste no teste de robustez). Por ser uma variável de decisão, a taxa de juros Selic também não deve apresentar movimentos sazonais.

Como uma primeira verificação, o correlograma mostrado no Quadro 1 não indica sazonalidade relevante nas variações do IPCA.



Quadro 2 – Autocorrelação e Correlação Parcial das variações do IPCA entre o primeiro trimestre de 1995 e o terceiro trimestre de 2012. Elaboração própria.

Adicionalmente, construiu-se uma série a partir da subtração da média histórica da série do IPCA, e, através do método dos mínimos quadrados, regrediu-se esta nova série contra quatro variáveis *dummies*, cada uma representando um tipo de trimestre (Tabela 4). Note que nenhum coeficiente associado às variáveis *dummies* mostrou significância estatística.

Tabela 4 – Resultados da regressão dos desvios mensais da média do IPCA contra variáveis *dummy*

Variável <i>Dummy</i>	Coeficiente	Estatística T	<i>P-Value</i>
Primeiro trimestre	0,002	0,66	0,51
Segundo trimestre	-0,001	-0,43	0,67
Terceiro trimestre	-0,004	-1,22	0,23
Quarto trimestre	0,003	0,98	0,33

Fonte: Elaboração própria.

Embora seja conhecido que a inflação tenha alguma elevação sazonal em fevereiro (devido à incorporação dos reajustes das mensalidades escolares), os testes de sazonalidade apontam pouca relevância para este fato, em parte, porque o uso de dados trimestrais reduz a significância desta sazonalidade.

Além disso, cabe destacar que uma possível existência de sazonalidade de alta na inflação no primeiro trimestre somente acrescentaria ruído aos impactos dos choques monetários justamente ocorridos no trimestre par (os únicos que apresentaram impactos significativos).

Para a escolha do número de defasagens para a estimação do VAR, foram observados os critérios de informação de Schwarz e de Akaike.

Para efeito de comparação, decidiu-se usar o mesmo número de defasagens tanto para o VAR padrão (cujos coeficientes não variam com o tipo de trimestre) quanto para o VAR trimestre-dependente (cujos coeficientes variam com o tipo de trimestre).

Conforme mostra a Tabela 5, o critério de informação de Schwarz aponta para duas defasagens a serem utilizadas no modelo VAR Padrão. Por outro lado, o critério de informação de Akaike aponta para três defasagens a serem utilizadas no modelo.

Tabela 5 – Critérios de informação para a escolha do número de defasagens

Números de Defasagens	Teste Akaike	Teste Schwarz
0	-14,553	-14,347
1	-15,665	-15,150
2	-16,045	-15,22*
3	-16,24*	-15,104
4	-16,222	-14,781
5	-16,139	-14,389
6	-16,161	-14,103
7	-16,108	-13,741
8	-16,126	-13,450
9	-15,987	-13,002
10	-16,063	-12,769

Fonte: Elaboração própria.

Com base nestas informações, optamos por utilizar duas defasagens⁹. Tal decisão parece ser consistente com os modelos macroeconômicos utilizados pelo Banco Central do Brasil, que prevêem que, no mecanismo de transmissão da política monetária, o canal da demanda agregada leva de 6 a 9 meses para entrar em plena operação (Bogdanski et al (2000); Relatório de Inflação emitido pelo Banco Central do Brasil, Março de 2000).

7.1 Resultados

Nesta seção, apresentamos as estimativas dos efeitos dinâmicos dos choques de política monetária sobre o PIB real dessazonalizado e sobre o IPCA.

⁹ Também foram utilizadas três e quatro defasagens nos modelos. Não houve alterações significativas das conclusões.

Impulsos-respostas são representados nas figuras a seguir em conjunto com bandas de confiança de 95 por cento e de 80 por cento em torno das respostas estimadas.

Consideramos um choque de política monetária que corresponde a um declínio de 0,25 ponto percentual na taxa Selic de juros. Para facilitar a comparação, as respostas das variáveis ao choque são representadas graficamente na mesma escala em todos os Gráficos.

A inclusão da área que corresponde a um intervalo de confiança de 80% está relacionada ao trabalho de Sims e Zha (1999).

Enquanto muitos dos trabalhos aplicados usam intervalos de 95 por cento de confiança, Sims e Zha (1999) notam que o uso de intervalos com alta probabilidade camufla a ocorrência de erros grandes associados à cobertura excessiva e defendem o uso de intervalos menores, tais como intervalos com 68 por cento de cobertura (um erro padrão no caso Gaussiano). Um intervalo com 80 por cento de probabilidade corresponde a aproximadamente 1,3 erro padrão no caso Gaussiano.

Primeiramente, estimamos um VAR Padrão, considerando dois termos de defasagens, utilizando constante e tendência como variáveis exógenas.

Para derivar uma função impulso-resposta, utilizamos o pressuposto de identificação de que choques de política não afetam contemporaneamente o produto e os preços, somente através de defasagens.

Uma série estimada para o choque de política pode ser obtida através de uma decomposição de Choleski da matriz de covariância dos resíduos da forma reduzida.

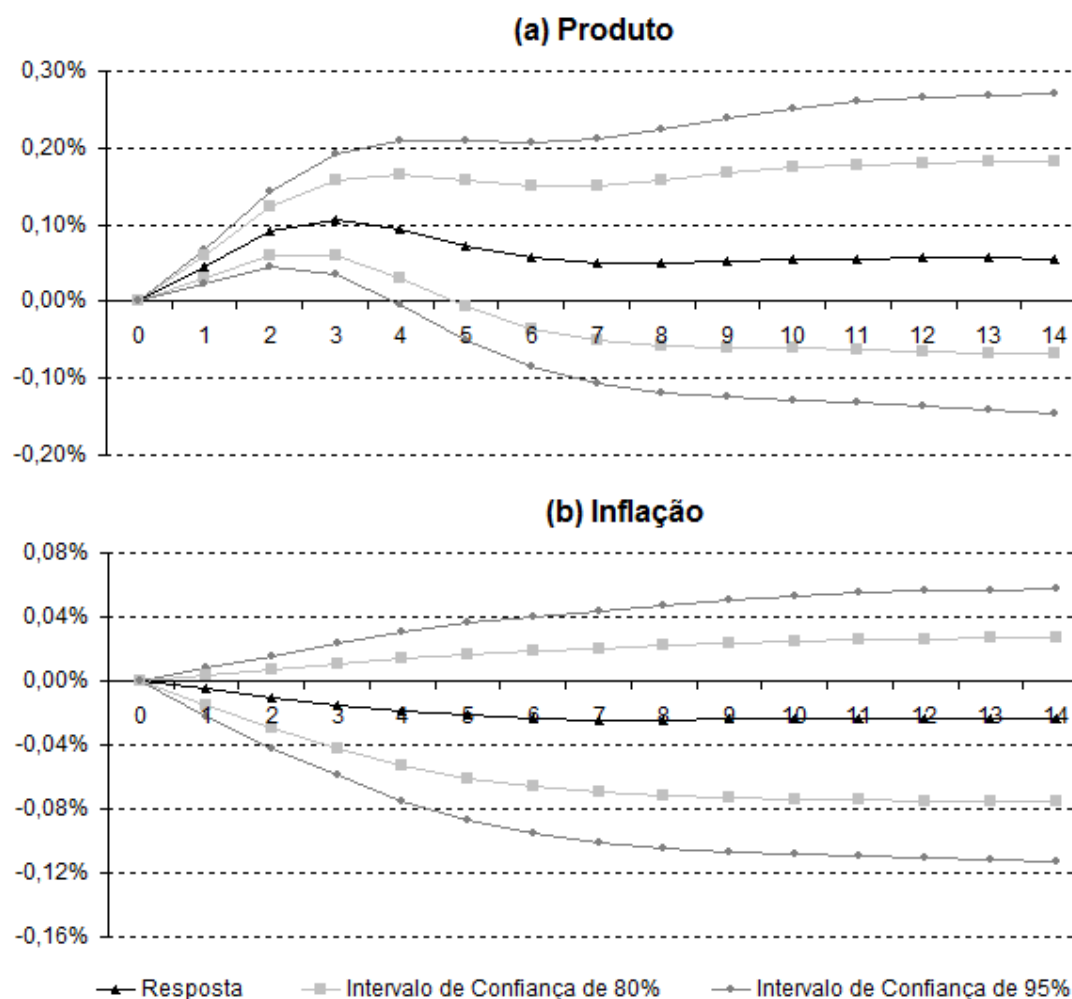


Gráfico 1 – (a) Resposta do PIB a choque monetário de -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95% (b) Resposta do IPCA a choque monetário de -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. Elaboração própria.

Como podemos ver no Gráfico 1, um choque de política monetária associado a uma redução de 0,25 ponto percentual da taxa Selic impacta de forma direta apenas o PIB praticamente.

A resposta direta do IPCA ao choque de política monetária é praticamente nula do ponto de vista econômico¹⁰ e estatístico (mesmo considerando um nível de significância estatística de 80%).

Quando observamos a reação do PIB ao choque de política monetária expansionista, vemos que a aceleração do produto alcança seu pico em três trimestres, atingindo 0,11 ponto percentual. A partir do quarto trimestre, o produto

¹⁰ Há certo viés para o chamado *Price Puzzle*, ou seja, uma reação da inflação contrária da esperada, com quedas da taxa de juros causando desaceleração dos preços.

desacelera, mas o efeito persiste em torno de 0,05 pontos percentuais ao longo de quatorze trimestres. A elevação não é mais significativa estatisticamente entre o quarto e o quinto trimestre.

Quando utilizamos o modelo VAR cujos coeficientes dependem do tipo de trimestre (e também usa constante e tendência como variáveis endógenas), os resultados indicam alguma discrepância no comportamento do produto, dependendo de quando ocorre o choque de política monetária (Gráfico 2).

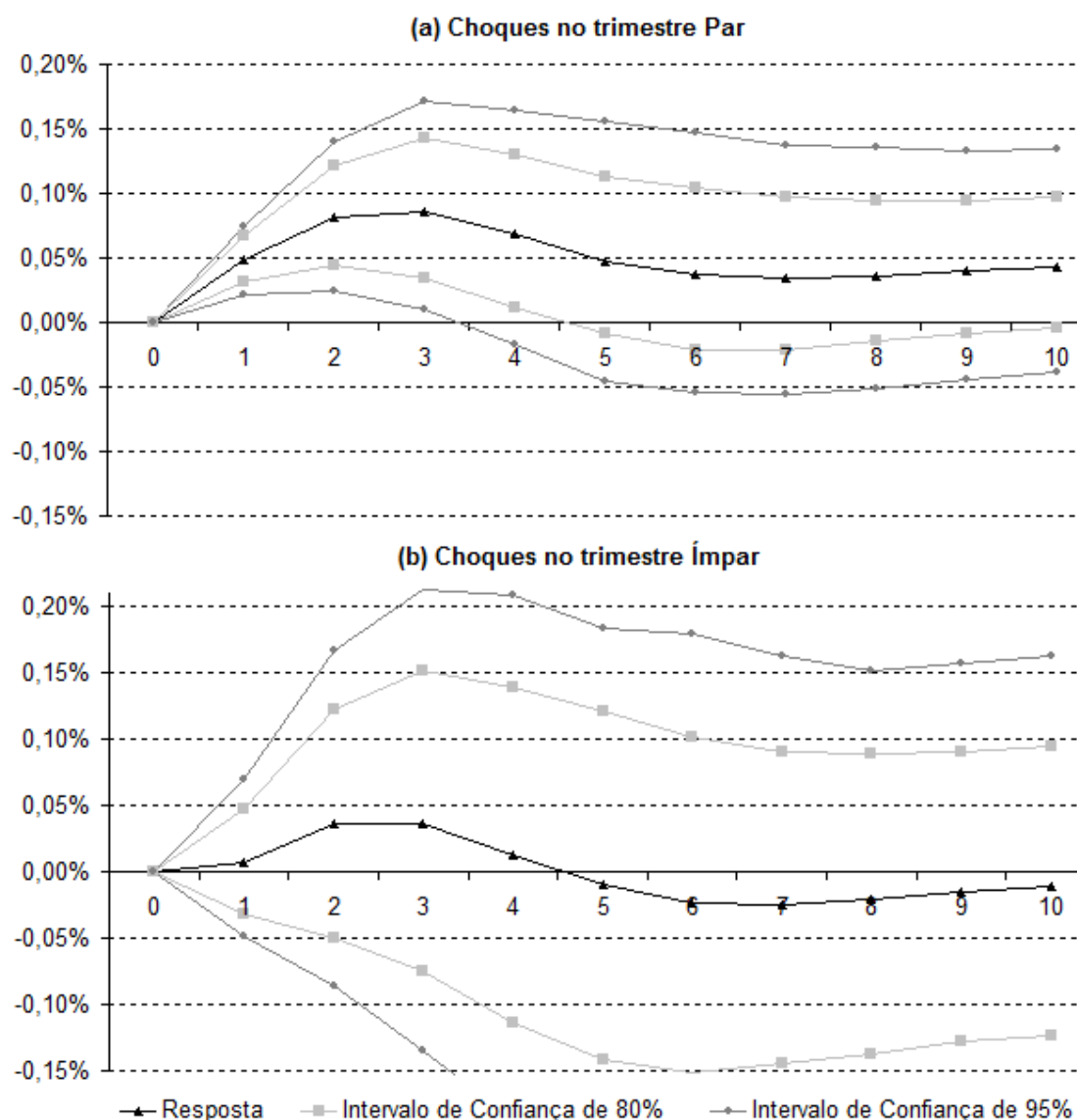


Gráfico 2 - (a) Resposta do PIB a choque monetário no trimestre par, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. (b) Resposta do PIB a choque monetário no trimestre ímpar, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. Elaboração própria.

Vemos que somente é estatisticamente significativa a resposta do produto ao choque de política monetária que ocorre no trimestre par.

Quando há uma inovação monetária no trimestre par, observamos o pico correspondente a uma aceleração do produto de 0,09 ponto percentual entre dois e três trimestres. Entre o quarto e o quinto trimestre, vemos que a aceleração deixa de ser significativa estatisticamente.

Por outro lado, quando o choque na política monetária ocorre em um trimestre ímpar, a reação do produto é menor (uma aceleração máxima em torno de 0,04 ponto percentual em três trimestres). Mais importante ainda, em nenhum momento podemos afirmar que tal aceleração seja estatisticamente diferente de zero (mesmo a um nível de significância de 80%), e os amplos intervalos de confiança mostram pouca precisão do que ocorre com o produto depois deste tipo de choque.

Quanto ao comportamento dos preços (Gráfico 3), a resposta aos dois tipos de choques de política monetária não é significativa, ao nível de 95%, do ponto de vista estatístico. Por outro lado, o uso de um intervalo de confiança de nível de significância de 80% aponta para algumas diferenças. Destacamos, entretanto, que estas discrepâncias não são robustas com as outras especificações testadas.

Utilizando um nível de significância de 80%, a inflação reage no sentido apontado pela teoria econômica apenas quando ocorre no trimestre ímpar o choque da política monetária. Apesar disso, a reação é pequena com uma elevação máxima da inflação de 0,06 ponto percentual em dois trimestres, permanecendo em torno de 0,05 ponto percentual a partir do quarto trimestre. Embora não seja robusta, tal resposta é discrepante ao pequeno *price puzzle* apresentado pelo VAR Padrão e pela reação da inflação ao choque ocorrido no trimestre par considerando o VAR trimestre-dependente.

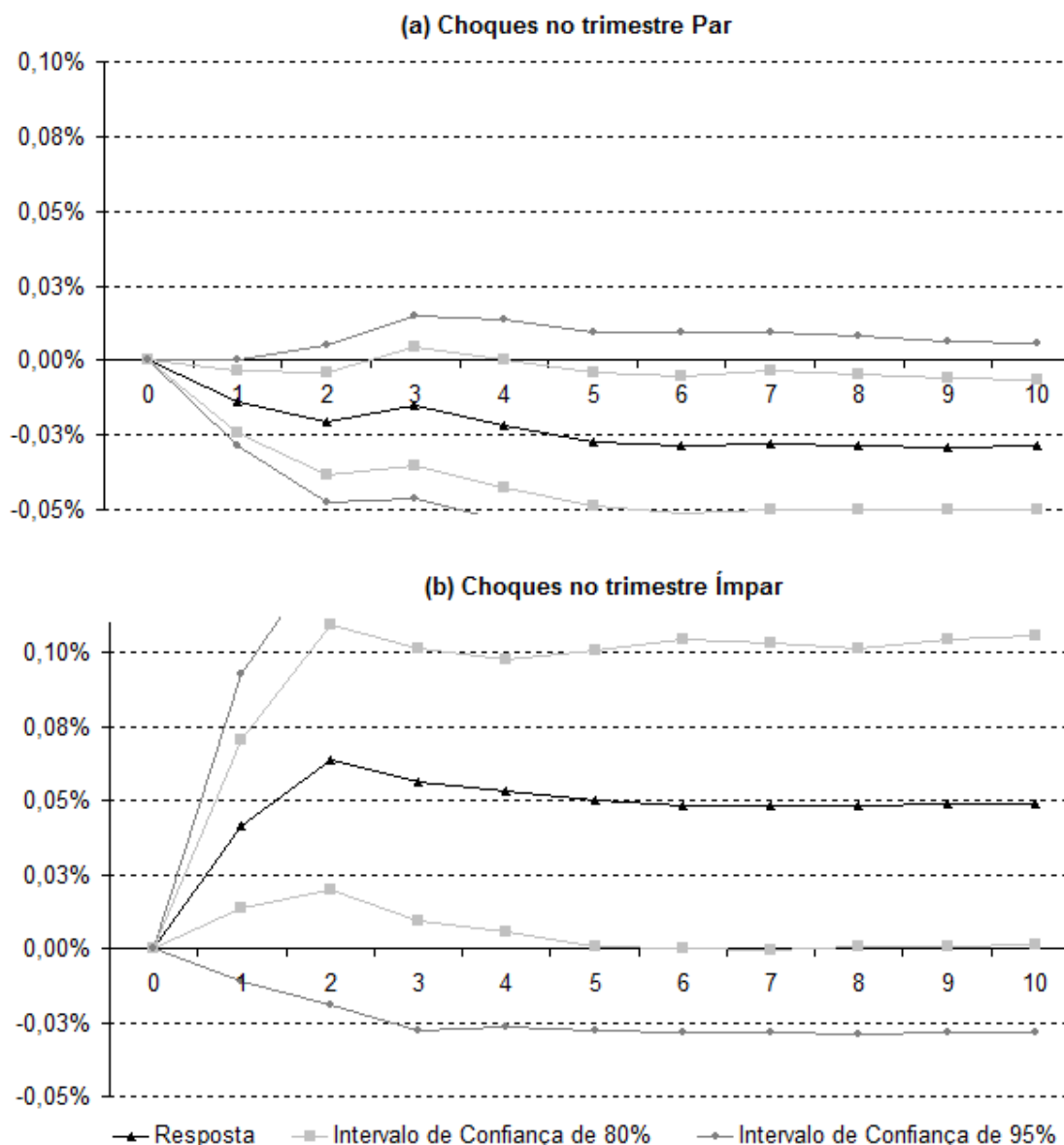


Gráfico 3 - (a) Resposta do IPCA a choque monetário no trimestre par, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. (b) Resposta do IPCA a choque monetário no trimestre ímpar, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. Elaboração própria.

Tais resultados são compatíveis com os padrões brasileiros de negociação das revisões salariais.

Conforme vimos, há certa simetria no ano quanto às definições dos reajustes salariais. Entre março e maio, ocorre a maior parte da negociação dos reajustes salariais. Por outro lado, há evidências de que o período entre setembro e novembro também é um período importante na redefinição da remuneração do trabalho no Brasil.

De acordo com este padrão, choques na política monetária no primeiro trimestre produzem menos impacto sobre o produto, pois os efeitos da diferença do nível da taxa Selic de março comparado com o nível da taxa Selic de dezembro são rapidamente incorporados às negociações salariais que ocorrem entre março e maio.

Para o terceiro trimestre, ocorre a mesma coisa: choques no nível da taxa Selic de setembro comparado com o nível da taxa Selic de junho são incorporados rapidamente nos reajustes salariais que ocorrem entre setembro e novembro. Deste modo, choques no terceiro trimestre também produzem efeito reduzido sobre o produto.

7.2 Testes de Robustez e Teste F

Um teste que pode ser feito para a relevância empírica de efeitos trimestrais consiste em comparar as estimativas obtidas a partir da equação (4), VAR dependente dos trimestres, com aquelas obtidas a partir do modelo VAR padrão restrito, usando um teste F para as equações do PIB e do IPCA.

Em outras palavras, testa-se a hipótese nula de igualdade entre os parâmetros do VAR padrão e os parâmetros do VAR trimestre-dependente. Uma rejeição da hipótese nula de não dependência trimestral implicaria que o sistema gera dois diferentes conjuntos de impulso-resposta para o produto e dois diferentes conjuntos de impulso-resposta para os preços.

Apesar da expressiva diferença encontrada no conjunto de impulso-resposta para o produto, o teste F não rejeitou a hipótese de que os parâmetros estimados no VAR trimestre-dependente sejam iguais aos parâmetros estimados no VAR padrão, conforme mostra a Tabela 6. Tal resultado deve ser reflexo da pequena quantidade de observações em vista do número de parâmetros a serem estimados.

Tabela 6 – Teste de igualdade entre os parâmetros do VAR padrão e do VAR trimestre-dependente.

	Equação do Pib	Equação do IPCA
Estatística F	0,134	0,507
<i>P-value</i>	0,991	0,801

Fonte: Elaboração própria.

Uma questão importante a considerar é se os diferentes impulsos-respostas que obtemos por tipo de trimestre são o resultado de diferentes tipos de choques da política monetária. Em princípio, as diferenças na intensidade e na direção dos choques (expansionista contra contracionista) poderiam produzir diferentes impulsos-respostas.

Para explorar essa hipótese, testamos a igualdade das distribuições dos choques de política monetária por meio de um teste de Kolmogorov-Smirnov. O teste consiste em uma comparação entre a distribuição dos choques do trimestre par com a distribuição dos choques do trimestre impar, com a hipótese nula de distribuições idênticas.

O teste mostra que não podemos rejeitar a hipótese nula com um *p-value* igual a 0,38. O teste sugere, assim, que as diferenças no tipo de choques de política monetária de cada tipo de trimestre não são capazes de fornecer uma explicação para as diferenças trimestrais encontrada no conjunto de impulso-respostas do VAR trimestre-dependente.

Outra questão é saber se os nossos resultados são impulsionados pelo estado da economia.

Em princípio, um argumento teórico possível é de que um choque de política monetária expansionista tem um maior impacto no produto e um menor impacto sobre os preços quando a economia está funcionando abaixo de seu

potencial, e um impacto menor no produto e um maior impacto sobre os preços quando a economia está funcionando acima do potencial¹¹.

Em virtude da pequena quantidade de observações, não foi possível elaborar um teste mais sofisticado, mas, para explorar esta questão, foram particionados os dados de acordo com o hiato do produto (se for positivo ou negativo) e verificamos que não há concentração de hiato positivo ou hiato negativo em um dos tipos do trimestre (par ou ímpar).

Para estimar o produto potencial foi utilizado o filtro Hodrick and Prescott considerando dados trimestrais. Considerando todo o período amostral, existiram 33 trimestres com hiato positivo do produto e 37 trimestres com hiato negativo do produto. Do conjunto formado pelos trimestres pares, observamos 16 trimestres com hiato positivo e 19 trimestres com hiato negativo. Do conjunto formado pelos trimestres ímpares, observamos 17 trimestres com hiato positivo e 18 trimestres com hiato negativo.

Este quadro de distribuição sugere que é pouco provável que o estágio do ciclo de negócios seja um candidato que explique os diferentes impulsos-respostas entre trimestres.

Detalharemos agora os resultados dos testes de robustez da nossa especificação de referência.

Como o VAR na forma reduzida dependente dos trimestres requer a estimação de um número bastante grande de parâmetros, nós investigamos se os nossos resultados são sensíveis a *outliers*.

Para este fim, nós reestimamos o VAR, usando o procedimento robusto de Huber (1981). O estimador Huber pode ser interpretado como um estimador de mínimos quadrados ponderados que atribui um peso de uma unidade para as observações com resíduos menores do que um limite predeterminado em valor

¹¹ Não há evidência estabelecida na literatura existente empírica de que os choques monetários têm efeitos diferentes de acordo com a fase do ciclo de negócios.

absoluto, mas reduz o peso de *outliers* (definidos como observações com resíduos maiores que um limite pré-determinado).¹²

Os resultados deste exercício são ilustrados nos Gráficos 4 e 5, que mostram as respostas do produto e dos preços para um declínio de 25 pontos-base na taxa de juros Selic.

Com este procedimento, não há alteração significativa do conjunto de impulso-respostas estimado anteriormente. Ele permanece muito semelhante aos observados nos Gráficos anteriores.

¹² Denote por σ o desvio padrão dos resíduos em uma dada equação do VAR (4). Para a equação dada, o estimador Huber dá um peso de unidade para observações com resíduos menores do que $c\sigma$ em valor absoluto, onde c é um parâmetro escolhido geralmente no intervalo de $1 \leq c \leq 2$. *Outliers* seriam definidos como observações com resíduos maiores do que $c\sigma$, recebendo um peso de $c\sigma/|u_i|$, onde u_i é o resíduo para a observação i . O estimador é razoavelmente insensível à escolha de c . Optamos por um c igual a 1,345.

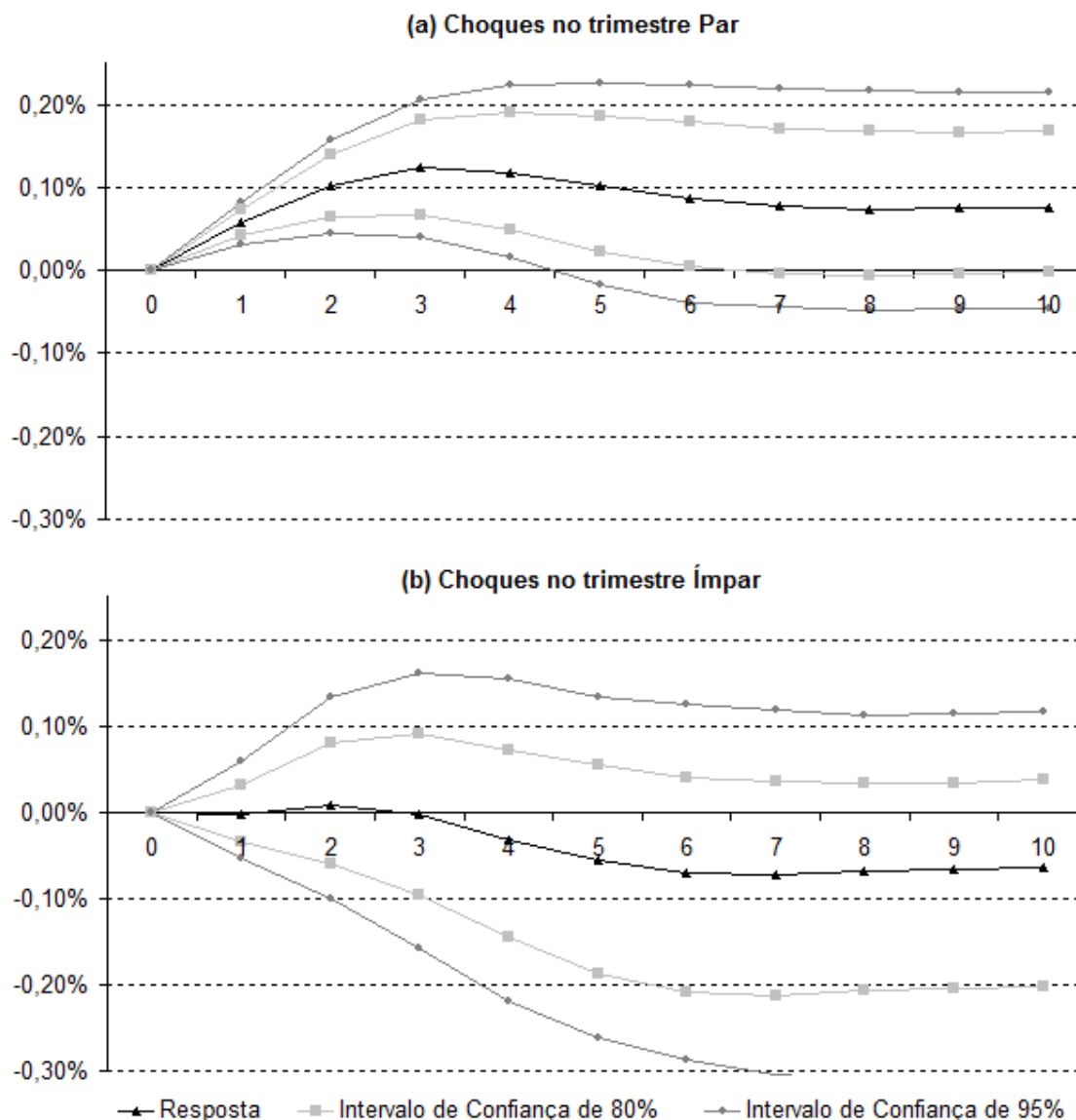


Gráfico 4 - (a) Procedimento de Huber - Resposta do PIB a choque monetário no trimestre par, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. (b) Procedimento de Huber - Resposta do PIB a choque monetário no trimestre ímpar, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. Elaboração própria.

Não há mudança significativa da reação do PIB ao choque da política monetária conforme vemos no Gráfico 4. Quando o choque ocorre no trimestre ímpar, vemos uma aceleração praticamente nula do PIB. Quando o choque ocorre no trimestre par, há uma aceleração do produto de 0,12 ponto percentual no pico (que ocorre depois de três trimestres). Com o procedimento de Huber, a resposta do PIB deixa de ser significativa entre cinco e sete trimestres.

Quanto ao IPCA, praticamente não há mudanças na resposta direta dos preços ao choque da política monetária quando utilizamos o procedimento de Huber (Gráfico 5). Destaca-se que, embora a resposta do IPCA aos choques no trimestre ímpar torne-se significativa ao nível de 95%, não há robustez neste comportamento, que não permanece quando se usa outras especificações.

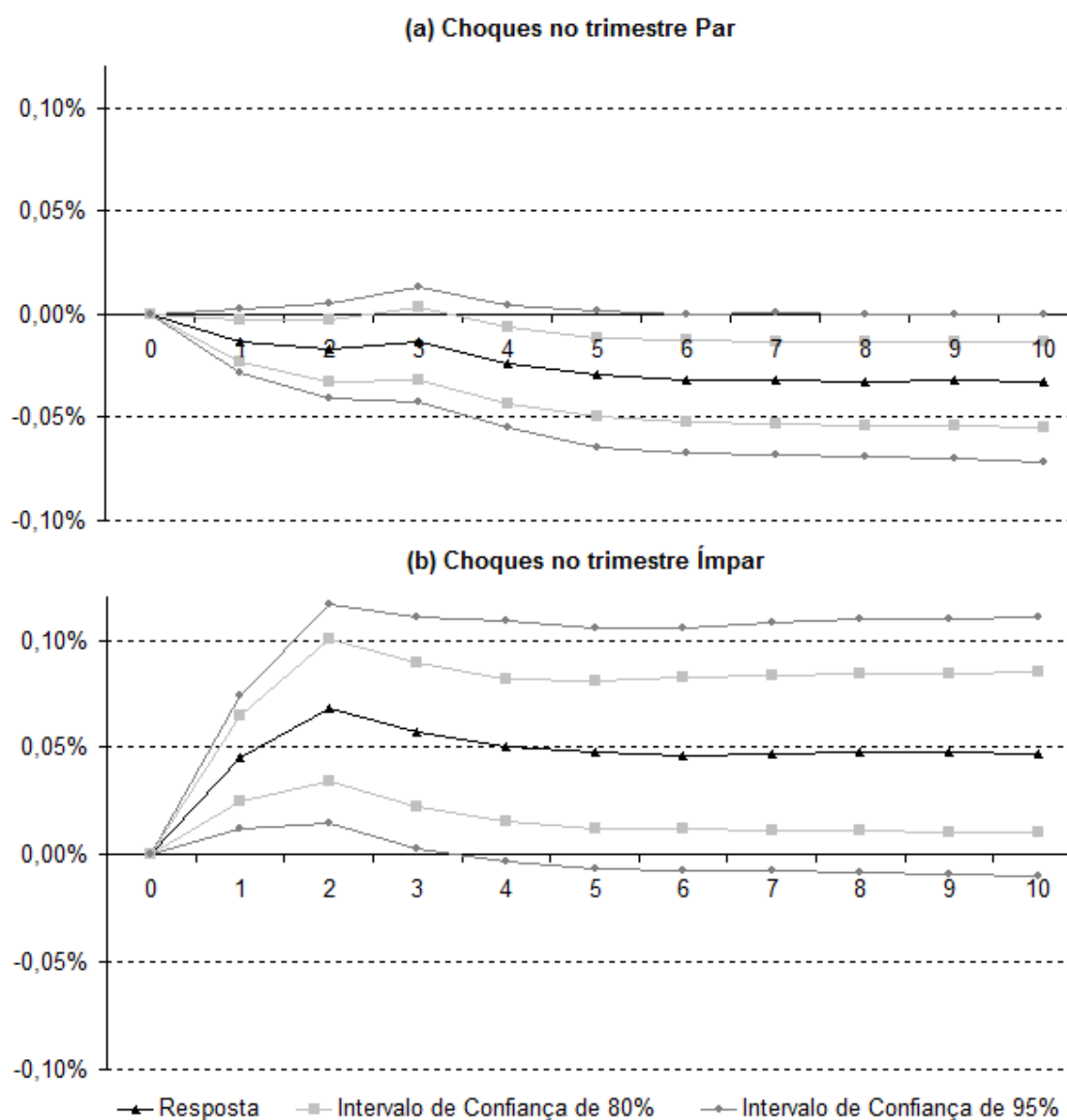


Gráfico 5 - (a) Procedimento de Huber - Resposta do IPCA a choque monetário no trimestre par, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. (b) Procedimento de Huber - Resposta do IPCA a choque monetário no trimestre ímpar, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. Elaboração própria.

Embora o procedimento robusto de Huber continue ainda indicando um conjunto de impulso resposta diferente para as variáveis macroeconômicas dependendo de quando ocorre o choque de política monetária, o procedimento não fornece um teste F que rejeite a hipótese de que os parâmetros estimados no VAR padrão são iguais aos parâmetros estimados no VAR trimestre-dependente, conforme mostra a Tabela 7.

Tabela 7 – Teste de igualdade entre os parâmetros do VAR padrão e do VAR trimestre-dependente usando Procedimento Robusto de Huber.

	Equação do Pib	Equação do IPCA
Estatística F	0,300	2,066
<i>P-value</i>	0,963	0,055

Fonte: Elaboração própria.

Em nossa especificação de referência, nós controlamos os efeitos sazonais do produto usando os dados dessazonalizados do PIB. Ainda assim, porque estamos explorando uma característica dos dados dependente do tempo, é de interesse verificar se os nossos resultados são impulsionados pelo ajuste sazonal.

Para este fim, utilizamos os dados de produto não ajustados sazonalmente, e estimamos o conjunto de impulsos-respostas a um choque monetário considerando o VAR dependente dos trimestres na forma reduzida.

Como mostra o Gráfico 6, quando utilizamos os dados sem ajuste sazonal, as respostas do produto e do nível de preços ficam muito imprecisas. Deste modo, com esta especificação, não há confirmação do comportamento observado da resposta do produto.

A imprecisão na utilização dos dados do PIB sem ajuste sazonal fica ainda mais evidente quando variamos o número de defasagens. Ao utilizar quatro defasagens, vemos a confirmação do padrão da especificação de referência.

Utilizando três defasagens, os padrões ficam invertidos, e o PIB tem maior reação quando o choque monetário ocorre no trimestre ímpar.

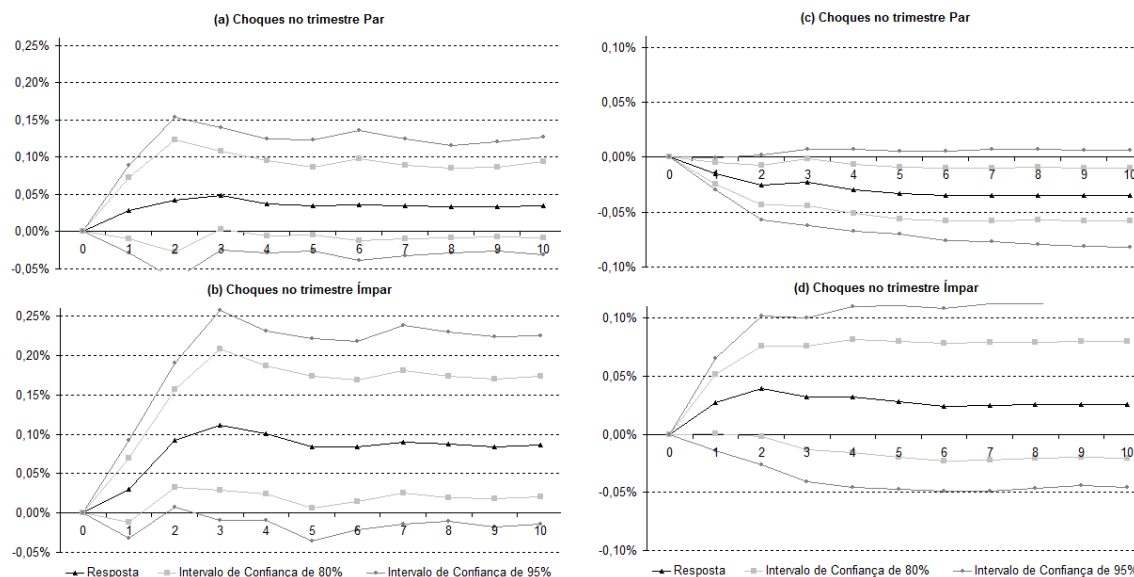


Gráfico 6 - (a) Resposta do PIB sem ajuste sazonal a choque monetário no trimestre par, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. (b) Resposta do PIB sem ajuste sazonal a choque monetário no trimestre ímpar, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. (c) Considerando PIB sem ajuste sazonal - Resposta do IPCA a choque monetário no trimestre par, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic que (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. (d) Considerando PIB sem ajuste sazonal - Resposta do IPCA a choque monetário no trimestre ímpar, correspondente a -0,25 ponto percentual da taxa Selic (entre 1995-III e 2012-III), com intervalos de confiança de 80% e de 95%. Elaboração própria.

8 CONCLUSÕES

Deste modo, corroborado em parte pelos resultados dos testes de robustez, o estudo indica que, quando usamos um modelo VAR cujos coeficientes dependem do tipo de trimestre, observa-se uma discrepância na resposta do produto em reação a um choque de política monetária, dependendo se ele ocorre em um trimestre par ou em um trimestre ímpar.

Mais especificamente, inovações na política monetária que ocorrem no segundo trimestre ou no quarto trimestre provocam uma resposta mais intensa do ponto de vista econômico e estatístico do PIB. Por outro lado, os choques monetários que ocorrem no primeiro ou no terceiro trimestre são associados a reações pequenas e com pouca significância estatística do produto.

Incentivado por informações concretas sobre o calendário dos reajustes salariais, que sugerem a redefinição de uma grande fração dos salários entre março e maio e entre outubro e novembro, propomos uma possível explicação para as respostas diferenciadas baseadas em alteração concentrada dos contratos dos salários.

Ressalta-se, entretanto, que o teste F não rejeitou a hipótese de que os parâmetros estimados no VAR padrão são iguais aos parâmetros estimados no VAR trimestre-dependente mesmo quando utilizamos o procedimento robusto de Huber.

Abordamos a robustez de nossos resultados em várias dimensões, mas a existência de uma maior quantidade de observações é fundamental para continuar corroborando nossos resultados, em virtude do grande número de parâmetros que são estimados no VAR trimestre-dependente.

A pequena quantidade de observações limita a inclusão de novas variáveis no modelo (como câmbio ou agregados monetários) e também impede a estimação com mudança de regime ou a estimação de parâmetros que se alteram ao longo do tempo.

Sabe-se que é bem provável que haja quebras estruturais com a mudança para o regime de câmbio flutuante e para o sistema de metas de inflação (e com a crise que antecedeu estas mudanças).

Entretanto, o pequeno número de observações e o grande número de parâmetros a serem estimados limitam um tratamento mais sofisticado para estes problemas.

Além disso, pensamos alternativamente em utilizar as expectativas de inflação em vez de usar o comportamento da inflação na especificação de referência. O problema de tal procedimento é que isto reduziria ainda mais o número de graus de liberdade, pois as expectativas de inflação somente passaram a ser coletadas pelo BACEN a partir de 2001.

Olivei e Tenreiro (2007, 2010) trouxeram evidências empíricas muito importantes para entender a relevância da rigidez salarial quanto aos efeitos da política monetária. O valor de tal estudo é demonstrado pela escassez deste tipo de trabalho e a proeminência que assume a rigidez salarial em inúmeros estudos macroeconômicos.

O nosso estudo buscou incluir mais um ponto de dados às evidências que se acumulam a partir do estudo de Olivei e Tenreiro (2007, 2010), que apontaram que o caminho mais promissor nesta linha de pesquisa é o exame das provas internacionais. Isto porque diferentes países devem exibir distribuição irregular dos contratos salariais, o que deve afetar o mecanismo de transmissão dos choques monetários de cada país.

Fundamentando tal possibilidade, abordamos alguns estudos na literatura que alegam que, dependendo da configuração do ambiente econômico, pode ser um resultado ótimo tanto a distribuição uniforme quanto a sincronização das alterações de salários e preços. A conclusão geral desta literatura é que a sincronização é o equilíbrio da configuração temporal em muitos modelos keynesianos simples de ciclo de negócios.

Adicionalmente, o nosso estudo fornece uma contribuição empírica para testar a hipótese de distribuição uniforme contra a distribuição desigual das variações salariais, apontando a relevância teórica e empírica desta hipótese. Este estudo observa que a distribuição uniforme dos reajustes salariais ao longo do ano pode não ser uma hipótese realista para o Brasil, assim como Olivei e Tenreiro (2010) apontaram não ser o caso para o Japão e para os Estados Unidos.

Do ponto de vista da política monetária brasileira, o estudo tem uma importância operacional, pois busca descobrir quando um choque de política monetária seria mais eficaz.

REFERÊNCIAS

- Banco Central do Brasil (2000). Relatório de Inflação - Março/2000. Perspectiva para inflação.
- Banco Central do Brasil (2011). Relatório de Inflação - Dezembro/2011. Boxes: Acompanhamento de Reajustes Salariais pelas Convenções Coletivas de Trabalho.
- Ball, L. (1987). Externalities from contract length. *The American Economic Review*, 77(4), 615-629.
- Ball, L., & Cecchetti S.G. (1988). Imperfect information and staggered pricing. *American Economic Review*, 78, 999-1018.
- Ball, L., & Romer D. (1989). The equilibrium and optimal timing of price changes. *Review of Economic Studies*, 56, 179-198.
- Barattieri, A., Basu, S., & Gottschalk, P. (2010). Some evidence on the importance of sticky wages [Working Paper nº 16130]. *National Bureau of Economic Research*. Cambridge, MA.
- Barros, R., Bonomo, M., Carvalho, C., & Matos, S. (2009). Price Setting in a Variable Macroeconomic Environment: Evidence from Brazilian CPI [Working Paper].
- Bernanke, B. S., & Blinder A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, 82, 901-921.
- Bernanke, B., & Mihov I. (1998), "Measuring Monetary Policy," *Quarterly Journal of Economics*, 113, 315-334.
- Bhaskar, V. (2002). On endogenously staggered prices. *The Review of Economic Studies*, 69(1), 97-116.
- Blanchard, O. J. (1986). The wage price spiral. *Quarterly Journal of Economics*, 101(406), 543-565.
- Blanchard, O. J., & Kiyotaki, N. (1987). Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. *The American Economic Review*, 77(4), 647-666.
- Bogdanski, J., Tombini, A. A., & Werlang, S. R. C. (2000). Implementing inflation targeting in Brazil [Trabalhos para Discussão nº1]. *Banco Central do Brasil*. Brasília.
- Boivin, J., & Giannoni, M. P. (2006). Has monetary policy become more effective?. *The Review of Economics and Statistics*, 88(3), 445-462.

- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?. *Handbook of macroeconomics*, 1, 65-148.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.
- De Fraja, G. (1993). Staggered vs. synchronised wage setting in oligopoly. *European Economic Review*, 37(8), 1507-1522.
- Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (diversos anos). *Balanço das negociações dos reajustes salariais* [Estudos e Pesquisas].
- Dotsey, M., King, R. G., & Wolman, A. L. (1999). State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 655-690.
- Fethke, G., & Policano, A. (1986). Will wage setters ever stagger decisions?. *The Quarterly Journal of Economics*, 101, 867-878.
- Fethke, G., & Policano, A. (1987). Monetary policy and the timing of wage negotiations. *Journal of Monetary Economics*, 19(1), 89-105.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2009). *Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios*. Recuperado de: <http://www.ibge.gov.br/>. Acesso em 09 de setembro de 2012.
- Lau, S.H.E (1996), "Aggregate pattern of time-dependent adjustment rules I: a game-theoretic analysis of staggered versus synchronized wage setting", *Economic Journal*, 106, 1645-1658.
- Klenow, P. J., & Malin, B. A. (2010). *Microeconomic evidence on price-setting* [Working Paper nº 15826]. *National Bureau of Economic Research*. Cambridge, MA.
- Olivei, G., & Tenreyro, S. (2007). The timing of monetary policy shocks. *The American Economic Review*, 97(3), 636-663.
- Olivei, G., & Tenreyro, S. (2010). Wage-setting patterns and monetary policy: International evidence. *Journal of monetary economics*, 57(7), 785-802.
- Minella, A., & Souza-Sobrinho, N. (2009). Monetary channels in Brazil through the lens of a semi-structural model [Trabalhos para Discussão nº 181]. *Banco Central do Brasil*. Brasília.

- Parkin, M. (1986). The output-inflation trade-off when prices are costly to change. *The Journal of Political Economy*, 94, 200-224..
- Rotemberg, J. J., & Woodford, M. (1997). An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy. *NBER Macroeconomics Annual*, 12, 297-346.
- Sims, C. A., & Zha, T. (2003). Error bands for impulse responses. *Econometrica*, 67(5), 1113-1155.
- Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *The Journal of Political Economy*, 88, 1-23.