

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

RICARDO AGUIRRE LEAL

**ENSAIOS EM ECONOMIA APLICADA E TEÓRICA:
POLO NAVAL DE RIO GRANDE E CREDIBILIDADE**

**Porto Alegre
2018**

RICARDO AGUIRRE LEAL

**ENSAIOS EM ECONOMIA APLICADA E TEÓRICA:
POLO NAVAL DE RIO GRANDE E CREDIBILIDADE**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó

**Porto Alegre
2018**

CIP - Catalogação na Publicação

Leal, Ricardo Aguirre

Ensaio em economia aplicada e teórica: polo naval de Rio Grande e credibilidade / Ricardo Aguirre Leal. -- 2018.

105 f.

Orientador: Flávio Tosi Feijó.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2018.

1. Polo Naval. 2. Rio Grande. 3. Credibilidade. 4. Política Monetária. I. Feijó, Flávio Tosi, orient. II. Título.

RICARDO AGUIRRE LEAL

**ENSAIOS EM ECONOMIA APLICADA E TEÓRICA:
POLO NAVAL DE RIO GRANDE E CREDIBILIDADE**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, ____ de _____ de 2018:

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó
UFRGS

Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim
PUC-RS

Dr. Angelo Marsiglia Fasolo
BCB

Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler
UFRGS

Dedico este trabalho à minha família:
Érika, Pedro Henrique e Katarina

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao Prof. Flávio Feijó pela oportunidade de receber sua orientação acadêmica, pela segunda vez; além de um grande professor, um amigo que sempre confiou em meu trabalho. Estendo minha gratidão à todos os professores do PPGE, que juntos ao Prof. Flávio transmitiram o conhecimento e o exemplo que hoje cultivo com orgulho. Espero honrar o que adquiri e retribuir à altura com os que hoje são meus alunos.

Obrigado aos queridos colegas que me acompanharam nesta incrível fase da formação acadêmica. Em especial aos amigos Danilo Matsuoka, Eduardo Tillmann, Fernando Cruz e Fernando Henrique Mendes. O companheirismo tornou o período prazeroso. Mas meu saldo em transações correntes encerrou deficitário; recebi demais desses amigos. Contribuiu para o déficit a excepcionalidade da hospitalidade e da amizade do F.H.

Também agradeço ao colega, amigo e mentor Gabrielito Menezes, que iluminou minhas escolhas, facilitou meu caminho e ensinou-me bastante; ...e continua fazendo. Ao estimado Pedro Leivas, companheiro de longa data que também teve e tem importância significativa ($\alpha = 0,001$) na minha vida acadêmica e pessoal, assim como o Rodrigo Rocha. Grandes amigos!

À minha carinhosa família, que já recebe meu agradecimento e meus pedidos de desculpa sazonalmente. Mesmo desejando, não conseguirei compensar ou voltar o tempo. Mas sei que meus amados filhos, Pedro Henrique e Katarina, lembrarão do exemplo de esforço como estudante.

Sou grato ao convite do Prof. Gibran Teixeira e da Prof^ª. Patrícia Abdallah para participar do projeto de pesquisa do Polo Naval de Rio Grande, que é de especial importância para o desenvolvimento da região.

Também agradeço ao suporte financeiro da CAPES, que facilitou materialmente este período.

*“What if, in this way, and by these means,
the import of all words [...] should one day become
fixt? What a source of perplexity, of error, of
discord, and even of bloodshed, would be dried up!”*

(BENTHAM, 1816, p. 264)

RESUMO

A presente tese é uma pesquisa composta de duas partes. A primeira e principal é constituída do ensaio em economia aplicada denominado “Emprego e investimentos no Polo Naval de Rio Grande”. O estudo analisa a atividade econômica e o emprego no setor naval dos municípios do Polo Naval de Rio Grande, correspondente aos investimentos de produção nos estaleiros, e estima seus efeitos sobre o emprego agregado desses municípios. Documenta diversas características e fatos do emprego naquele setor e procede a uma investigação minuciosa da sua sazonalidade. Importantes correlações deste com o de outros setores selecionados também foram identificadas. Na análise do impacto sobre o emprego agregado, utiliza-se uma especificação diferenciada do modelo *diff-in-diff* e estima-se um efeito médio ponderado significativo, heterogêneo no tempo e entre os municípios. Já a segunda parte da tese, complementar à primeira, é composta de dois ensaios: um em teoria econômica e outro em economia aplicada. Ambos estão relacionados ao conceito e medida de credibilidade. Em economia monetária o termo credibilidade tem sido interpretado com distintos significados e predicados. Como consequência, as confusões e perda de eficiência acabam retardando o avanço teórico e empírico de questões importantes. O ensaio “Credibilidade: o conceito” busca organizar a interpretação e a medida de credibilidade, principalmente no contexto monetário. Nele propõe-se um conceito abrangente, baseado na linguagem natural e que aninha diversas interpretações, formalizando-o matematicamente na estrutura da Teoria da Probabilidade, na qual também construi-se a medida. No outro ensaio, denominado “Credibilidade: aplicação empírica”, realiza-se uma aplicação do conceito e da medida de credibilidade construídos no anterior. Utilizando dados de um *survey* de expectativas de inflação (pontuais e probabilísticas) para a economia dos Estados Unidos, estima-se diversas credibilidades para variados horizontes temporais e focos. Emprega-se métodos não-paramétricos para as estimações (*spline* e *kernel*), com especificações adaptadas à particularidade dos dados.

Palavras-chave: Polo Naval. Rio Grande. Credibilidade. Política Monetária.

ABSTRACT

The present thesis is a research composed of two parts. The first and main consists of the essay in applied economy called “Emprego e investimentos no Polo Naval de Rio Grande”. The study analyzes the employment in the naval sector of the Rio Grande Naval Pole municipalities, correspondent to the production investments in the shipyards, and estimates their effects on the aggregate employment of these municipalities. It documents various characteristics and facts of employment in that sector and proceeds to a thorough investigation of its seasonality. Moreover, important correlations between this and other selected sectors were identified. In the analysis of impact on aggregate employment we used a differentiated specification of the model diff-in-diff, and estimated a weighted average effect, which is heterogeneous in time and between municipalities. Now, the second part of the thesis, complementary to the first one, is composed of two essays: one in economic theory and the other in applied economics. Both are related to the concept and measure of credibility. In monetary economics the term credibility has been interpreted with different meanings and predicates. Consequently, the confusions and loss of efficiency slow down the theoretical and empirical advancement of important issues. The essay “Credibilidade: o conceito” seeks to organize the interpretation and measurement of credibility, especially in the monetary context. In that essay are proposed a comprehensive concept, based on natural language and that nestles diverse interpretations, formalizing it mathematically in the framework of Probability Theory, in which the measure was also constructed. In the other essay, called “Credibilidade: aplicação empírica”, we apply the concept and measure of credibility built in the previous one. Using data from a survey of inflation expectations (both point and probabilistic) for the US economy, we estimate various credibilities for various time horizons and focus. We use non-parametric methods (spline and kernel) to estimate, with specifications adapted to the particularity of the data.

Keywords: Naval Pole. Rio Grande. Credibility. Monetary Policy

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Variação acumulada do emprego naval e do agregado	22
Gráfico 2 – Admitidos e desligados no setor naval	24
Gráfico 3 – Emprego naval e de outros setores selecionados	25
Gráfico 4 – Variação acumulada do emprego naval e repasses do FMM	26
Gráfico 5 – Tendência e sazonalidade do emprego naval	27
Gráfico 6 – Observações funcionais da sazonalidade do emprego naval	28
Gráfico 7 – Diagramas de fase da sazonalidade do emprego naval	29
Gráfico 8 – Efeito médio ponderado do polo naval por município	35
Gráfico 9 – Efeito médio ponderado do polo naval e contrafactual	37
Gráfico 10 – Desligamentos no setor naval por tempo de serviço	42
Gráfico 11 – Fluxo no emprego naval e repasses do FMM	43
Gráfico 12 – Funções-perda e índices de credibilidade	54
Gráfico 13 – Fdps individuais e do agente médio: dados de probabilidades	81
Gráfico 14 – <i>B-splines</i> de ordem três	82
Gráfico 15 – Ajuste das <i>fdps-spline</i>	84
Gráfico 16 – Fdp do agente médio e <i>bandwidths</i> : dados pontuais	89
Gráfico 17 – Densidades e credibilidade	92
Gráfico 18 – Credibilidade e intervalos de credibilidade; $h=2$	94
Gráfico 19 – Credibilidades por horizontes e tipos de dados	95
Gráfico 20 – Credibilidades referentes à período-alvo fixo	97
Gráfico 21 – Fdps médias das expectativas probabilísticas ($h=1$)	100
Gráfico 22 – Fdps médias das expectativas probabilísticas ($h=2$)	101

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Construções no polo naval	17
Tabela 2 – Valores do FMM para o RS	17
Tabela 3 – Estimativas e diagnóstico para os modelos <i>diff-in-diff</i>	36
Tabela 4 – Intervalos das probabilidades	78
Tabela 5 – Comparação das expectativas em percentis	90
Tabela 6 – Soma dos erros de probabilidade absolutos (SAPE) das fdps suaves	102

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	EMPREGO E INVESTIMENTOS NO POLO NAVAL DE RIO GRANDE	14
2.1	INTRODUÇÃO	14
2.2	O POLO NAVAL E OS INVESTIMENTOS	16
2.2.1	A literatura sobre os efeitos do polo naval	18
2.3	ANÁLISE DESCRITIVA DO EMPREGO	21
2.3.1	A sazonalidade no setor naval	26
2.4	EFEITOS DO POLO NAVAL NO EMPREGO AGREGADO	30
2.4.1	Causalidade	30
2.4.2	Estimação do efeito	32
2.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	38
	REFERÊNCIAS	39
	APÊNDICE A – Gráficos	42
	ANEXO A – Movimentações registradas no CAGED	43
3	CREDIBILIDADE: O CONCEITO	45
3.1	INTRODUÇÃO	45
3.2	CONTEXTO	46
3.3	ALGUMAS INTERPRETAÇÕES E MEDIDAS DE CREDIBILIDADE	49
3.3.1	Medidas empíricas	50
3.4	ORGANIZAÇÃO DO CONCEITO	54
3.4.1	Um único sentido e unidade de medida	56
3.4.2	Estrutura formal da credibilidade	58
3.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	68
	REFERÊNCIAS	70
4	CREDIBILIDADE: APLICAÇÃO EMPÍRICA	74
4.1	INTRODUÇÃO	74
4.2	DADOS	76
4.3	EXPECTATIVAS PROBABILÍSTICAS: DADOS DE PROBABILIDADES	78
4.3.1	Fdps uniformes por intervalos	80
4.3.2	Fdps suaves	82
4.4	EXPECTATIVAS PROBABILÍSTICAS: DADOS PONTUAIS	87
4.4.1	Expectativas pontuais vs probabilísticas	89
4.5	CREDIBILIDADE RELATIVA À META DE INFLAÇÃO	91
4.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	97
	REFERÊNCIAS	98

	APÊNDICE A – Fdps médias das expectativas probabilísticas	100
	APÊNDICE B – SAPE das fdps suaves	102
5	CONCLUSÃO	103

1 INTRODUÇÃO

A presente tese é um estudo composto de duas partes. A primeira e principal é constituída de um ensaio em economia aplicada; um estudo realizado no âmbito do projeto de pesquisa denominado “*Polo Naval e Offshore de Rio Grande: seu impacto sobre o crescimento econômico, geração de emprego formal, demanda por serviços hospitalares e educacionais no COREDE Sul/RS*”¹. O objetivo geral do projeto é investigar os efeitos da implementação do polo naval na região, especialmente relativos às variáveis citadas no nome do projeto. Neste ensejo, o ensaio apresentado analisa a atividade econômica e o emprego no setor naval dos municípios do Polo Naval de Rio Grande, correspondente aos investimentos de produção nos estaleiros, e estima seus efeitos sobre o emprego agregado desses municípios. Além disso, documenta diversas características e fatos do emprego naquele setor e procede a uma investigação minuciosa da sua sazonalidade.

O início efetivo do Polo Naval de Rio Grande foi em 2006, com o começo da construção de um dique seco no município de Rio Grande–RS — hoje a maior estrutura desse tipo na América Latina. Junto ao complexo que este formou, outros dois estaleiros para embarcações de grande porte passaram a integrar o polo; um deles em São José do Norte, município vizinho. Desde então já foram construídos seis cascos/plataformas encomendados pela Petrobras, demandando grande quantidade de mão-de-obra e de bens e serviços de apoio à produção — outras três construções ainda estão em andamento. Como será visto, essa mão-de-obra chegou a acumular mais de 7.600 trabalhadores formais específicos desse setor de construção; um número elevado para a população destes municípios.

O ensaio “Emprego e investimentos no Polo Naval de Rio Grande” começa por analisar o emprego formal da região neste setor e, por conseguinte, a intensidade dessa atividade econômica. Também buscou-se relacioná-los aos dados e informações sobre os investimentos, o emprego em outros setores e no agregado, as construções das plataformas e os fatos jurídicos envolvendo suas empresas. Registrou-se diversas características observadas e estimadas do emprego no setor, principalmente através de estatísticas descritivas e análise de correlações. Utilizou-se técnicas de séries temporais e não-paramétrica para estudar o forte comportamento sazonal desta variável em determinado período. Por não haver dados detalhados sobre os investimentos, tentou-se relacioná-los à dinâmica do emprego no setor, encontrando movimentos em comum.

Diversos trabalhos já realizaram pesquisas no contexto deste polo e concluíram que a nova atividade da região foi acompanhada de alterações econômicas e sociais importantes. Os estudos que se propuseram a investigar os efeitos do polo sobre o estoque de emprego formal não encontraram evidências estatísticas de que suas variações tenham sido causadas pela construção naval; ou então encontraram efeitos significativos correspondentes a setores

¹ Projeto vinculado ao Edital 55/2013 Pró-integração/CAPES.

específicos, com intensidade pequena e inclusive valor negativo. Em uma busca para estimar este impacto, agora com uso de modelo e dados diferenciados, calculou-se um efeito significativo, de grande magnitude e heterogêneo no tempo e entre os municípios.

A outra parte do estudo, complementar à primeira, é composta de dois ensaios: um em teoria econômica e outro em economia aplicada. Ambos estão relacionados ao conceito e medida de credibilidade; no primeiro propõe-se uma organização da interpretação e da medida deste construto, enquanto no segundo realiza-se uma aplicação empírica do proposto.

Quanto ao conceito de credibilidade, no campo das ciências sociais este recebe grande importância nos estudos atuais. Por exemplo na política monetária, na política fiscal, na Ciência Atuarial, na Psicologia, em redes sociais e no Direito. Particularmente na economia monetária, o termo credibilidade é interpretado com distintos significados e predicados. As conseqüentes confusões e perda de eficiência no debate acadêmico acabam retardando o avanço teórico em questões importantes, como o custo das políticas de desinflação. Com isso também diminuem os subsídios concretos às decisões de política.

Nessa conjuntura, o ensaio teórico “Credibilidade: o conceito” busca organizar a interpretação e a medida de credibilidade, principalmente no contexto monetário. Propor um conceito abrangente, baseado na linguagem natural e que aninhe diversas interpretações, formalizando-o matematicamente. Também construir uma medida de credibilidade facilmente tratável e adaptada a outras aplicações. Não ocupou-se em mensurar a credibilidade, exemplificada para algum alvo e foco; apenas indicou o caminho. No ensaio empírico “Credibilidade: aplicação empírica” realizou-se essa aplicação do conceito e da medida, sobre um dos alvos que consideramos dos mais importantes no contexto monetário, a saber, a taxa de inflação. Como sub-produto da exemplificação, documenta-se a credibilidade referente à inflação dos Estados Unidos (CPCE, de 2007 à 2017 em diversos horizontes), com focos que incluem a suposta meta de inflação implícita daquela economia, e relativa a um grupo de profissionais em previsão da inflação.

2 EMPREGO E INVESTIMENTOS NO POLO NAVAL DE RIO GRANDE

Resumo:

O estudo analisa a atividade econômica e o emprego no setor naval dos municípios do Polo Naval de Rio Grande, correspondente aos investimentos de produção nos estaleiros, e estima seus efeitos sobre o emprego agregado desses municípios. Documenta diversas características e fatos do emprego naquele setor e procede a uma investigação minuciosa da sua sazonalidade. Importantes correlações deste com o de outros setores selecionados também foram identificadas. Na análise do impacto sobre o emprego agregado, utiliza-se uma especificação diferenciada do modelo *diff-in-diff* e estima-se um efeito médio ponderado significativo, heterogêneo no tempo e entre os municípios.

Palavras-chave: Polo Naval. Rio Grande. Investimento. Emprego. *Diff-in-Diff*.

Abstract:

The study analyzes the employment in the naval sector of the Rio Grande Naval Pole municipalities, correspondent to the production investments in the shipyards, and estimates their effects on the aggregate employment of these municipalities. It documents various characteristics and facts of the employment in that sector and proceeds to a thorough investigation of its seasonality. Moreover, important correlations between this and other selected sectors were identified. In the analysis of impact on aggregate employment we used a differentiated specification of the model *diff-in-diff*, and estimated a weighted average effect, which is heterogeneous in time and between municipalities.

Keywords: Naval Pole. Rio Grande Investment. Employment. *Diff-in-Diff*.

2.1 INTRODUÇÃO

O início efetivo do Polo Naval de Rio Grande foi em 2006, com o começo da construção de um dique seco no município de Rio Grande–RS — hoje a maior estrutura desse tipo na América Latina. Junto ao complexo que este formou, outros dois estaleiros para embarcações de grande porte passaram a integrar o polo; um deles em São José do Norte, município vizinho. Desde então já foram construídos seis cascos/plataformas encomendados pela Petrobras, demandando grande quantidade de mão-de-obra e de bens e serviços de apoio à produção — outras três construções ainda estão em andamento. Como veremos, essa mão-de-obra chegou a acumular mais de 7.600 trabalhadores formais específicos desse setor de construção; um número elevado para a população destes municípios.

Diversos trabalhos já realizaram pesquisas no contexto deste polo e concluíram que

a nova atividade da região foi acompanhada de alterações econômicas e sociais importantes: Carvalho (2011), Neitzke et al. (2015), Lopo (2016), Carvalho, Moraes e Hoeckel (2016), Costa e Oliveira (2017), Teixeira et al. (2016), entre outros. Alguns deles também citaram dados estatísticos de uma variação significativa do nível de emprego formal agregado, assim como a migração de trabalhadores e seus efeitos nestes municípios. Entretanto, no estudo de Teixeira et al. (2016) não encontrou-se evidências estatísticas de que esta variação do emprego tenha sido causado pela construção naval. Já em Pereira et al. (2016), com metodologia semelhante à Teixeira et al. (2016) e referente apenas à Rio Grande, encontrou-se efeitos significativos no emprego formal de outros setores, porém pequeno e inclusive negativo: entre $-2,3\%$ e 1% , dependendo do setor e do período considerado.

Nosso objetivo começa por analisar o emprego formal da região neste setor e, por conseguinte, a intensidade dessa atividade econômica. Também queremos relacioná-los aos dados e informações sobre os investimentos, o emprego em outros setores e no agregado, as construções das plataformas e os fatos jurídicos envolvendo suas empresas. Além disso, buscamos investigar com um modelo econométrico alternativo ao de Teixeira et al. (2016) e Pereira et al. (2016) se aquela variação do emprego formal foi causado pela atividade do setor naval e em que magnitude.

Com este propósito, documentamos diversas características observadas e estimadas do emprego no setor, principalmente através de estatísticas descritivas e análise de correlações. Também utilizamos técnicas de séries temporais e não-paramétrica para estudar o forte comportamento sazonal desta variável em determinado período. Por não haver dados detalhados sobre os investimentos, tentamos relacioná-los à dinâmica do emprego no setor, encontrando movimentos em comum. Com algumas suposições embasadas, utilizamos como *proxy* dessa atividade o emprego formal no setor de “construção de embarcações e estruturas flutuantes” (ou setor naval). Este, um fator de produção específico da atividade e com indicativos de ser bastante importante ao processo produtivo nos estaleiros.

Para estimar o efeito do emprego do setor naval (e da atividade que representa) sobre o emprego agregado, fizemos uso de um modelo de diferenças-em-diferenças com especificação diferente da tradicional: ao invés de incluir variáveis de pesos dicotômicos (*dummies*) correspondentes às dimensões de tempo e indivíduo (município) do “tratamento” da atividade naval, consideramos variáveis com um *continuum* de pesos. Isso possibilitou estimar um efeito significativo, de grande magnitude e heterogêneo nessas dimensões; efeito não encontrado no trabalho anterior com a especificação tradicional.

Organizamos o trabalho da seguinte forma: na próxima seção apresentamos o polo naval e os dados sobre seus respectivos investimentos, bem como a revisão da literatura. Na seção 2.3 fazemos a análise detalhada do emprego no setor naval; também nos outros setores selecionados e no agregado. Na seção 2.4 procedemos à demonstração teórica e estatística da causalidade e estimamos o citado efeito sobre o emprego agregado. Na seção 2.5 as considerações finais.

2.2 O POLO NAVAL E OS INVESTIMENTOS

O Polo Naval de Rio Grande é basicamente composto pelos estaleiros Rio Grande (ERG) e Honório Bicalho (EHB) no município de Rio Grande/RS, pelo Estaleiro EBR no município de São José do Norte (vizinho a Rio Grande) e por sua cadeia de fornecedores.

A criação do polo surgiu com o Promef, o Programa de Modernização e Expansão da Frota da Transpetro (esta, uma subsidiária da Petrobras). Criado em 2004, o Promef idealizou desenvolver a indústria naval brasileira, de forma protecionista, contratando/adquirindo no mínimo 65% de conteúdo nacional, e diversificar o parque naval do país, que estava concentrado no Rio de Janeiro. Posteriormente passou a fazer parte do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) do governo federal. As descobertas do pré-sal nas bacias brasileiras também impulsionaram os planos de construção de plataformas de petróleo. O início efetivo da implantação do polo foi em 2006, com as obras do dique seco pela empresa WTorre, atualmente o maior dique seco da América Latina¹.

A primeira plataforma encomendada pela Petrobras e construída no Polo Naval de Rio Grande foi a P-53, que teve início no final de 2007 — na época a maior e mais moderna plataforma FPU (*Floating Production Unit*) da Petrobras. Sua construção foi feita pelo consórcio Quip S.A., formado pelas empresas Queiroz Galvão, Ultratec e IESA, no estaleiro Honório Bicalho. Em 2013 a Quip foi extinta e o consórcio QGI Brasil S.A., formado pela Queiroz Galvão e IESA, passou a operar o estaleiro Honório Bicalho.

Em 2010 o grupo Ecovix (Engevix Construções Oceânicas S.A.) assumiu contrato para construção à Petrobras de oito cascos replicantes de plataforma do tipo FPSO (*Floating Production Storage and Offloading*). No mesmo ano a empresa comprou o Estaleiro Rio Grande, cuja construção foi iniciada com o dique seco (no ERG1). A Petrobras tem direito de uso do ERG1 através de comodato com a Ecovix, até 2020.

Nós listamos na Tabela 1 as construções navais realizadas no polo de Rio Grande, detalhando a empresa construtora e o respectivo estaleiro, bem como os valores estimados dos investimentos, de acordo com as fontes, e as datas de início e término dos empreendimentos. Os valores listados somam 8,22 bilhões de dólares. Não incluímos as construções dos próprios estaleiros, apesar de serem informações importantes; não foi possível obter dados apurados para todos.

Muitas dessas construções foram financiadas parcialmente com o Fundo da Marinha Mercante (FMM), administrado pelo Ministério dos Transportes, Portos e Aviação Civil (MTPAC). Este fundo é destinado a prover recursos para o desenvolvimento da Marinha Mercante e da indústria de construção e reparação naval brasileiras. Obtivemos dados anuais do MTPAC sobre estes financiamentos, específicos para o estado do Rio Grande do Sul, cujo os únicos estaleiros

¹ De acordo com o site da empresa: <<http://www.wtorre.com.br/projetos/estaleiro-rio-grande/246>>.

Tabela 1 – Construções no polo naval

Construção	Construtora	Estaleiro	Valor estimado	Início	Término
P-53	QUIP	EHB	0,80	set/07	out/08
P-55	QUIP	EHB	1,60	set/08	out/13
P-58	QUIP	EHB	1,30	out/11	dez/13
P-63	QGI Brasil	EHB	1,30	fev/13	jun/13
P-66	Ecovix	ERG	0,40	mai/13	dez/14
P-67	Ecovix	ERG	0,40	abr/14	set/15
P-74	EBR	EBR	0,74	ago/16	-
P-75 e P-77	QGI Brasil	EHB	1,68	out/16	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Costa e Oliveira (2017, p. 10), Gasparetto (2016a), Gasparetto (2016b), Minaspetro (2013).

Nota: Valores em US\$ Bilhões. Inclui apenas as construções navais (plataformas) do Polo Naval de Rio Grande.

são os do Polo Naval de Rio Grande — ver MTPAC (BRASIL, 2018b). Listamos na Tabela 2 os valores anuais contratados de projetos e os repasses de recursos de financiamento à indústria naval relacionados ao FMM — a série inteira disponível para o estado.

Tabela 2 – Valores do FMM para o RS

Ano	Valores Contratados	Repasso de Recursos
2007	29,24	3,60
2008	11,43	21,40
2009	0,00	15,10
2010	3,43	4,00
2011	556,70	66,20
2012	718,72	182,60
2013	0,00	92,40
2014	0,00	327,90
2015	0,00	0,00
2016	0,00	0,00
2017	0,00	0,00

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTPAC (BRASIL, 2018b).

Nota: Valores em R\$ Milhões, para o Rio Grande do Sul.

Após o auge da indústria naval no polo de Rio Grande em 2013, com o avanço da Operação Lava-Jato da Polícia Federal², em novembro de 2014 diversas empreiteiras, e funcionários destas, foram alvos de medidas judiciais sob a acusação de formação de cartel e desvio de recursos para corrupção de entes públicos, inclusive por fraudes em licitações da Petrobras (JUSTI; DIONÍSIO, 2014). Em decorrência, no mês seguinte a Engevix, a Queiroz Galvão, a IESA e a empresa Toyo, esta uma das controladoras do Estaleiros do Brasil Ltda (ou EBR; por sua vez proprietária do estaleiro EBR), passaram a fazer parte de uma lista de empresas proibidas de firmar novos contratos com a Petrobras (PETROBRAS, 2014). E em dezembro de 2016, após

² Importante operação policial que investiga ações de corrupção envolvendo políticos de vários partidos e empresas públicas e privadas do país.

desacordo entre a Ecovix e a Petrobras em continuar com a construção das plataformas restantes contratadas, a construtora demitiu 3,2 mil de seus funcionários (ÁVILA, 2016). No mesmo mês o grupo Ecovix ingressou com pedido de recuperação judicial devido aos problemas financeiros. Conforme matéria jornalística, a dispensa dos operários provocou demissões em diversas pequenas empresas prestadoras de serviços indiretos (ELY, 2016). Alguns estudos, *e.g.* D’Avila e Bridi (2017), indicam que estes fatos jurídicos tiveram implicações negativas aos investimentos no polo. Outrossim a Petrobras iniciou uma fase de diminuição de investimentos durante a Operação Lava-Jato, principalmente após o Plano de Negócios e Gestão 2015-2019 da empresa. Segundo seu relatório administrativo de 2016, “O programa de parcerias e desinvestimentos totalizou o valor de US\$ 13,6 bilhões no biênio 2015-2016. Estão previstos US\$ 21 bilhões para o biênio 2017-2018.” (PETROBRAS, 2017, p. 24).

2.2.1 A literatura sobre os efeitos do polo naval

Conforme estudos realizados, alguns já mencionados na introdução deste ensaio, as construções e os investimentos no polo tiveram importantes impactos diretos e indiretos nos indicadores econômicos e sociais dos municípios de Rio Grande, de São José do Norte e da região. Segundo Chagas (2014), as implicações foram negativas. Usando uma abordagem autodenominada marxista, sua conclusão foi incisiva:

Foram criadas infraestruturas físicas para o atendimento do Polo Naval, gerando efeitos na comunidade local, onde muitas famílias foram removidas de suas casas. Os investimentos no Polo Naval ocasionaram um grande fluxo migratório para a cidade, uma vez que muitos trabalhadores foram atraídos pela possibilidade de atuarem na indústria naval, agravando demandas e problemas históricos da cidade. Enfim, ocorreu o solapamento das estruturas políticas, econômicas, sociais e ambientais do município com a implantação do Polo Naval. (CHAGAS, 2014, p. 217)

Em aspecto diverso, Lopo (2016) descreveu, dentre outras, os fortes impactos culturais e do cotidiano na cidade de Rio Grande, principalmente devido aos trabalhadores migrantes e às novas dinâmicas nos serviços aos recentes empregados do polo naval. Carvalho (2011) pesquisou se, há época, estava ou não ocorrendo um processo de mobilização e/ou inclusão das indústrias locais na cadeia de suprimentos do polo, concluindo que “[...] até o momento os atores locais [estão] situados à margem do empreendimento, ou seja, fornecendo serviços de menor valor agregado, e em áreas consideradas de serviço de apoio a indústria naval [...]” (CARVALHO, 2011, p. 134). Em Carvalho, Moraes e Hoeckel (2016) estudou-se, entre outras, se ao longo dos anos ocorreram alterações no grau de concentração das atividades do COREDE-Sul (região do estado) decorrente do polo naval. Os autores argumentaram que possivelmente estes empreendimentos ajudaram a acentuar uma tendência de desconcentração das suas atividades econômicas. Quanto aos impactos ambientais, Neitzke et al. (2015) fizeram um estudo de caso em uma empresa

privada do setor da construção naval, usando documentos, entrevistas e observações *in loco*. A conclusão, descritiva e normativa, foi a seguinte:

Os resultados indicam que a organização analisada possui custos ambientais, principalmente, relacionados à manutenção dos processos ambientais. Posto isso, infere-se que a organização necessita ponderar a temática dos custos ambientais através de um programa de políticas ambientais e, como consequência, desenvolver um mecanismo de apropriação dos custos, passível de utilização da abordagem de centro de custos. (NEITZKE et al., 2015, p. 71-72)

Silva e Gonçalves (2014) investigaram os preços dos imóveis na cidade de Rio Grande, identificando que, enquanto no período de 2000 a 2006 o preço dos imóveis aumentaram em média 70%, a partir da implantação do Polo Naval em 2006 (e até 2013) o incremento foi superior a 500%. Referente aos efeitos sobre a criminalidade em Rio Grande, num estudo considerando o período entre 2012 e 2015, Costa e Oliveira (2017, p. i) concluem que “existem evidências de um efeito motivação em que a melhora nas condições econômicas do município foi capaz de gerar efeitos dissuasórios que reduziram os crimes contra o patrimônio”.

Muitos dos citados trabalhos, e ainda outros, usam dados estatísticos e apontam também as alterações demográficas ocorridas nestas duas cidades e/ou região. Comparando dados de distintos instantes de tempo, identificam importante aumento do PIB, do PIB *per capita*, da arrecadação municipal e do nível de emprego. Encontramos alguns trabalhos que realizam estudo estatístico mais profundo sobre o emprego nestas cidades e contexto. Souza e Moraes (2014) utilizaram uma matriz insumo-produto (MIP) do COREDE-Sul (dados de 2005 e 2006) para investigar a quantidade de empregos a ser criada na região no período entre 2006 e 2018, decorrente dos investimentos previstos para o polo naval. O estudo apresentou os multiplicadores de impacto associados ao trabalho por escolaridade e estimou os empregos a serem gerados pelo polo no período, calculados por nível de escolaridade e setor da economia. Concluíram que o setor com maior potencial para geração de empregos é o comércio; e que o nível de ensino com maior projeção de empregos é o médio completo e o superior incompleto.

Com metodologia distinta, Bartz (2015) analisou a rotatividade dos trabalhadores da região, relacionando-a aos investimentos no polo. Empregou a abordagem dos dados em painel, inclusive com modelo de diferenças em diferenças, a fim de estimar os determinantes da rotatividade e analisar os impactos posteriores à implementação do polo na região³. Segundo o autor, seu modelo de diferenças em diferenças (dados de 2003 a 2013) captou bem os efeitos para as cidades consideradas como tratadas pelos investimentos — tomou o início do tratamento como 2006, mas também estimou com o início em 2005 e em 2004. Uma das conclusões foi que houve aumento de 132% na rotatividade do trabalho em Rio Grande, após o início do polo em 2006, e um decréscimo de 43,18% em São José do Norte.

³ A taxa de rotatividade no período t foi definida como $r_t = 100 \cdot \min(A_t, D_t)/e_{t-1}$, onde A_t é o total de admissões e D_t é o total de demissões em t , enquanto e_{t-1} é o estoque de empregos em $t-1$.

Pereira et al. (2016) buscaram avaliar os efeitos da expansão da indústria naval, nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Rio de Janeiro, Bahia e Pernambuco, sobre o mercado de trabalho dos municípios que receberam esses investimentos. Também empregaram o método de diferenças em diferenças, considerando os anos de 2003, 2005, 2006, 2009 e 2011. Para o município de Rio Grande⁴, concluíram que houve um pequeno movimento positivo do estoque de emprego formal da indústria de transformação (entre 2% e 1%, dependendo do período considerado), acompanhado de um efeito de redução, igualmente pequeno (2,3%), do estoque de emprego formal do comércio.

Noutro estudo, Teixeira et al. (2016) avaliaram os efeitos da construção naval sobre algumas variáveis econômicas e sociais dos municípios de Rio Grande, São José do Norte e Pelotas, inclusive o estoque de emprego formal e a rotatividade. Também utilizaram o método de diferenças em diferenças em um painel de dados para o período de 2000 a 2013. Os diversos períodos de tratamento analisados variaram de acordo com as suposições sobre o ano inicial do tratamento: 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2009. Concluíram que em Rio Grande o estoque total de empregos formais não foi fortemente influenciado por esses investimentos, comparativamente aos demais municípios; o mesmo ocorreu com São José do Norte. No entanto, a rotatividade teve uma importante variação a partir de 2006: o primeiro sofreu um forte impacto positivo, mais de 100%, enquanto o segundo experimentou redução de 43,1%.

Nestes estudos, a variável emprego (estoque, admitidos ou desligados) não foi analisada especificamente para a atividade econômica (setor) da construção naval, ou desmembrada na construção civil dos estaleiros, que representam os verdadeiros investimentos diretos no polo naval. Apesar de considerarem 55 setores econômicos na MIP para o COREDE-Sul, Souza e Moraes (2014) não incluem um setor distinto para o polo naval. Igualmente sem essa especificidade, Pereira et al. (2016) empregam seis dos oito setores de atividade econômica segundo a classificação do IBGE publicada em 1980 (IBGE-Setor): extrativa mineral; indústria de transformação; serviços; construção civil; comércio; e agropecuária, extração vegetal, caça e pesca. Bartz (2015) e Teixeira et al. (2016) não fizeram separação dos setores econômicos dos empregos; tomaram apenas o emprego agregado. Além disso, todos eles examinaram dados anuais, com informações de no máximo até 2013. Diferentemente, com nossa decomposição de setores investigaremos também a atividade econômica específica da construção naval: a classe “construção de embarcações e estruturas flutuantes” — da classificação CNAE-2.0—classe. Isso implica em uma vantagem analítica, pois este setor de atividade não é “contaminado” por outros movimentos estranhos ou indiretos ao investimento naval estudado, como ocorre com todos os demais setores. Também, não há outros estaleiros nestes municípios, que realizam/realizaram atividades de construção alheias aos citados investimentos. Quanto aos dados, nossas informações são ricas por um lado: periodicidade mensal, de janeiro de 2007 até o recente dezembro de 2017. Mas existe a desvantagem de não haver esse dados mensais anteriores a 2007, assim como são

⁴ São José do Norte não foi estudado isoladamente ou em conjunto apenas com Rio Grande.

menos completos quanto aos tipos de empregos registrados.

2.3 ANÁLISE DESCRITIVA DO EMPREGO

Nossa base de dados para estudar o emprego de Rio Grande (RG) e São José do Norte (SJN) é a do CAGED — o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados, do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Neste, todo empregador informa mensalmente as admissões, desligamentos ou transferências (genericamente, movimentações) de seus empregados com contrato de trabalho regido pela Consolidação das Leis Trabalhistas. Alguns empregados, tal como a maioria dos servidores públicos e os domésticos, não têm suas movimentações registradas nesse cadastro e, portanto, não serão computadas no estudo — ver no Anexo A os trabalhadores que têm (e os que não têm) suas movimentações registradas⁵. Entretanto, nosso objetivo não será analisar o nível de emprego exato e no seu aspecto mais amplo, mas, a partir do emprego formal-CAGED, usá-lo como *proxy* para buscar identificar as dinâmicas do mercado de trabalho nestes municípios com o advento do polo naval.

Com esses dados não temos o estoque de empregos ou a quantidade de trabalhadores ativos, mas com as movimentações registradas sabemos a variação acumulada em um período, *i.e.* o estoque relativo (ao período anterior ao amostral). Considere e_t a variação acumulada até mês t , correspondente ao período amostral iniciado em $t_0 = \text{jan}/07$ (janeiro de 2007) e com $\max(t) = \text{dez}/17$. Seja A_t e D_t a quantidade de trabalhadores admitidos e desligados no mês t , respectivamente. Então calculamos a variação acumulada como:

$$e_t = \sum_{\tau=t_0}^t A_{\tau} - D_{\tau} \quad (2.1)$$

Para investigar o trabalho decomposto em setores produtivos e no agregado, a fim de analisar a atividade econômica específica da construção naval e sua relação com o agregado e outros setores selecionados, fazemos

$$e_t^S = \sum_{\tau=t_0}^t A_{\tau}^S - D_{\tau}^S \quad (2.2)$$

onde o sobrescrito S denota o setor produtivo considerado. Incluímos os seguintes setores da CNAE-2.0 (entre parênteses, nossa abreviação e denominação):

- a) classe 30113 (N – Naval): Construção de embarcações e estruturas flutuantes;
- b) divisão 55 (A – Alojamento): Alojamento;

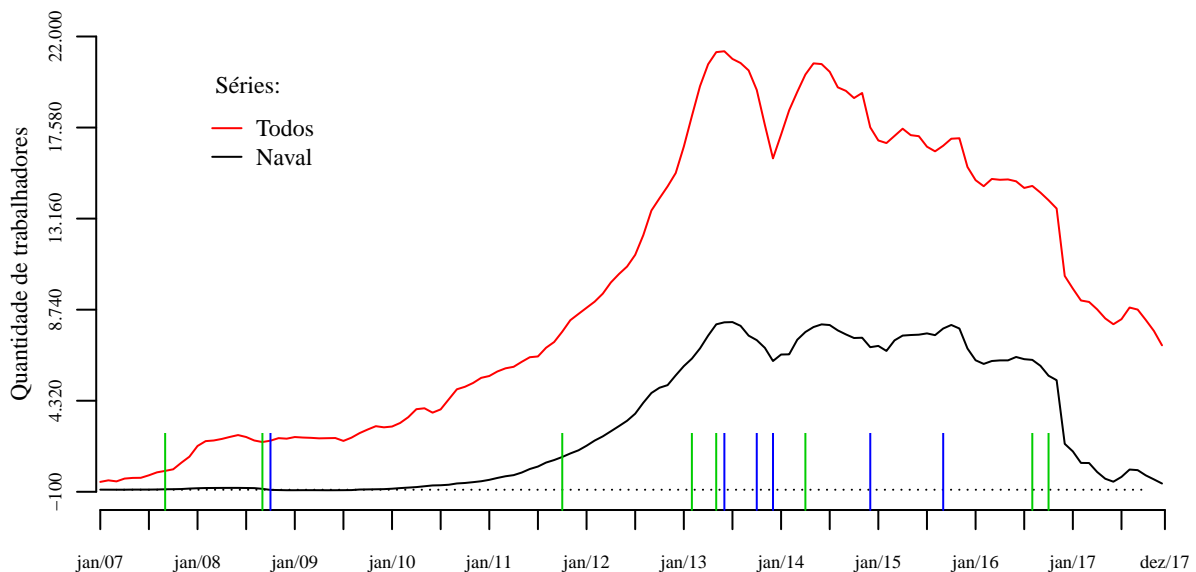
⁵ A base de dados da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais, também do MTE) inclui os servidores públicos e alguns outros que o CAGED não registra. Mas sua periodicidade é anual e também não contempla o trabalho informal, os autônomos, estagiários, domésticos e outros.

- c) divisão 56 (F – Alimentação): Alimentação;
- d) divisão 85 (E – Educação): Educação.

e (T – Todos) é a abreviação e denominação que damos ao agregado de todos os setores.

Apresentando as séries temporais graficamente, no Gráfico 1 relacionamos e_t^T e e_t^N dos municípios de RG e SJN somados. De jan/07 até início de 2010 a quantidade de trabalhadores no setor naval manteve-se quase inalterada, com variação acumulada próxima de zero. Mas a partir de 2011 experimentou um crescimento exponencial e chegou ao acúmulo de 7.646 trabalhadores entre jan/11 e jun/13 — em 30 meses cerca de 3,4% do total da população de RG e SJN⁶. Entre jan/13 e nov/16 manteve-se em um platô elevado, com variações sazonais (como veremos adiante), mas relativamente constante, com uma média de 7.063. A partir de uma queda acentuada em dez/16, retornou a um patamar com média de 767 entre jan e dez/17 — neste último mês, 302 empregados.

Gráfico 1 – Variação acumulada do emprego naval e do agregado



Fonte: Elaborado pelo autor conforme dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: Variações acumuladas conforme o cálculo (2.2). Municípios de Rio Grande e São José do Norte somados. Em verde, os meses com início de construção de plataformas, em azul os meses com terminos, conforme Tabela 1.

Mas esses números não representam o total de trabalhadores formais empregados nas empresas do polo naval, pois há outros trabalhadores envolvidos nesta atividade, como os dos setores de apoio à produção (administrativa, transporte, segurança etc.) — e_t^N quantifica apenas os da classe 30113 da CNAE–2.0. No entanto, se na função de produção agregada da construção naval o insumo e^N manteve uma proporcionalidade constante, ou próxima disso, em relação aos trabalhadores dos outros setores, então é uma boa *proxy* para o total de insumos de mão-de-obra

⁶ Considerando os dados do censo demográfico de 2010, que calculou 197.228 habitantes em RG e 25.503 em SJN.

na produção. E quanto maior a proporção de e^N na função de produção em relação aos demais trabalhadores, menor a distorção da *proxy* quando essa proporcionalidade variar. Neste trabalho supomos que a proporcionalidade tenha sido próxima de constante e, mais adiante, relacionamos notícias que sugerem a maior proporção de e^N . Além disso, se a proporção do total de mão-de-obra na função de produção também for constante em relação aos demais insumos locais, ou próxima disso, então e^N também será uma boa *proxy* para a atividade de construção naval neste polo. Nós supomos que sim.

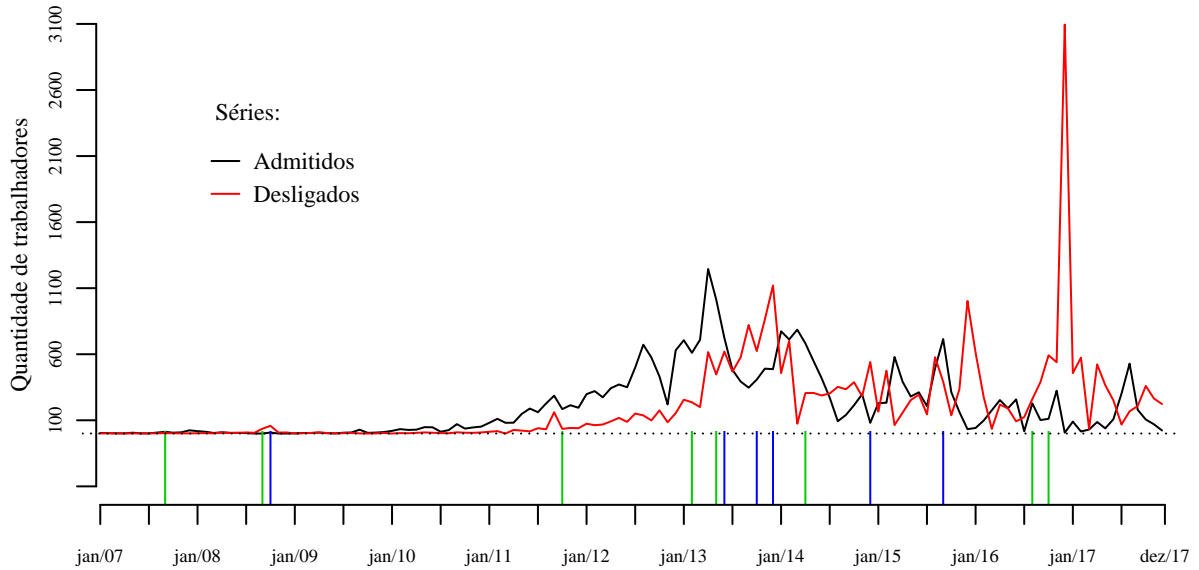
Os valores de e_t^T , também plotados no gráfico, igualmente não quantificam o total de empregos formais na soma das cidades — os estoques aqui são relativos. Notável visualmente, a correlação entre as duas séries é muito alta: coeficiente de Pearson $r = 0,977$. Assim, a maioria dos movimentos descritos anteriormente para e_t^N são semelhantes em e_t^T . Para identificar a diferença de nível entre as duas séries, fizemos uma regressão simples, com mínimos quadrados ordinários (MQO) sem constante, e verificamos que em média e_t^T foi 2,58 vezes o valor de e_t^N . Isso significa que em média e_t^N foi igual a 38,76% do valor da variação acumulada (até t) de todo o emprego formal-CAGED dos municípios de RG e SJN somados. Apesar da relação, não podemos inferir causalidade entre as variáveis somente com estas estatísticas. Faremos isso na próxima seção.

Há algumas diferenças marcantes entre e_t^N e e_t^T além do nível, como a inclinação média de e_t^T ser mais negativa entre jan/13 e nov/16 (mesmo período do platô de 7.063 em e_t^N). Em uma regressão somente com a constante e a variável de tempo (1 à 47), identificamos que neste período a inclinação da tendência linear foi de $-133,47$ (com coeficiente de determinação $r^2=0,67$) para e_t^T , enquanto para e_t^N foi de $-24,357$ ($r^2=0,2$).

Apesar de ter havido o início da construção de uma nova plataforma em 2008 — a P-55, conforme a Tabela 1 e a marca em verde no gráfico — não houve um incremento de trabalhadores no setor naval neste período. Supomos que esse fato se deve ao término da P-53 na mesma época, conforme a tabela (e a marca azul), com a manutenção dos respectivos trabalhadores para a P-55. Esta plataforma foi construída pela mesma empresa e estaleiro e não houve desligamentos significativos no período (no Gráfico 2, as séries de admitidos e desligados). No entanto, no início da construção da P-53, em 2007, igualmente não houve mudança significativa da quantidade de trabalhadores. Uma possível explicação é que os trabalhadores que a construíram tenham sido admitidos antes de 2007, *i.e.* antes da série disponível.

Também observamos graficamente que posteriores inícios de construções navais foram acompanhadas, com alguma antecipação, por um acréscimo significativo de trabalhadores. Por outro lado, terminos de construções foram procedidas, as vezes com algum *lag*, de desligamentos maiores que admissões. Estes fatos são melhor visíveis no Gráfico 2; no Apêndice A o Gráfico 11 mostra o saldo dessas movimentações.

⁷ Todas as correlações aqui reportadas são do método de Pearson, testadas estatisticamente com a hipótese nula de que a correlação é igual a zero; hipótese que foi sempre rejeitada ao nível de significância $\alpha = 0,001$.

Gráfico 2 – Admitidos e desligados no setor naval

Fonte: Elaborado pelo autor conforme dados do MTE (BRASIL, 2018a).

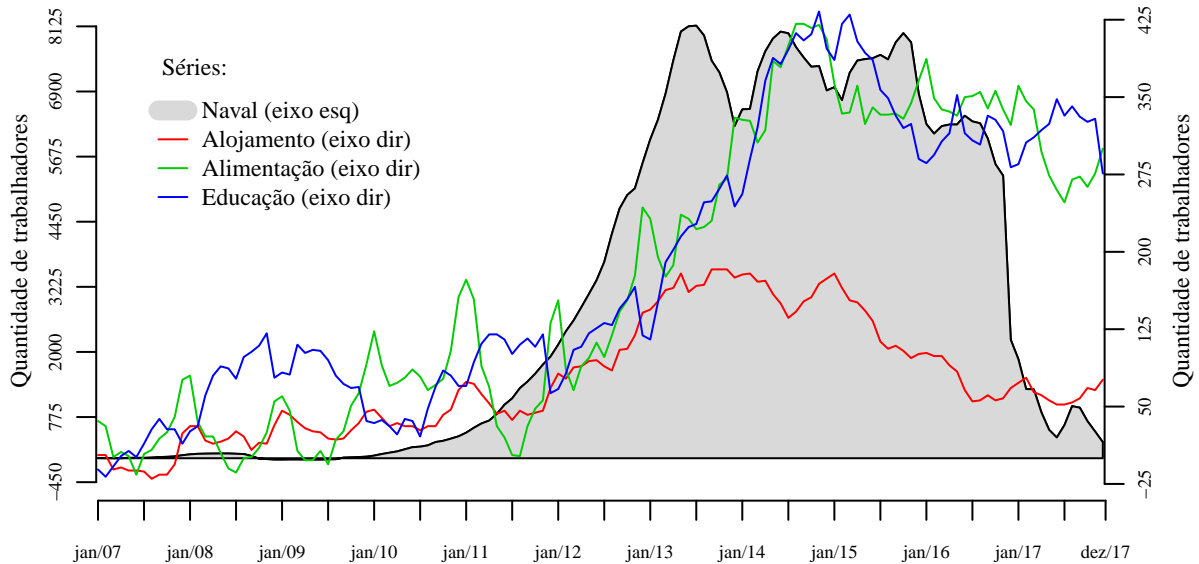
Nota: Municípios de Rio Grande e São José do Norte somados. Em verde, os meses com início de construção de plataformas, em azul os meses com terminos, conforme Tabela 1.

Os movimentos foram mais acentuados nas temporadas em que se acumularam inícios e terminos de construções, como em 2013. Um período especial é o do final de 2016, quando o estoque relativo ainda era alto e houve o início de três construções (duas conjuntamente), mas foi procedido com a maior redução de trabalhadores no polo naval desde o seu início — um total de 3.095 em dez/16. Cerca de 53% dos desligamentos (1.648) foi de trabalhadores com tempo de serviço maior ou igual a três anos; em todos os outros meses da amostra esse número não passou de 191 — no Apêndice A o Gráfico 10 apresenta os desligamentos por tempo de serviço. O episódio coincide com a demissão de 3,2 mil funcionários da Ecovix no dia 12, devido aos motivos apontados na seção anterior. Apenas 500 trabalhadores continuaram empregados; 300 porque estavam afastados e outros 200 ativos na manutenção do estaleiro (ÁVILA, 2016). A informação reforça a validade da classe 30113 CNAE–2.0 como uma boa *proxy* do emprego no polo naval, devido à sua grande parcela nele ($\approx 86\%$ dos empregos no estaleiro); e como uma *proxy* à própria produção naval. Igualmente visível no Gráfico 1, o desligamento dos operários foi acompanhado da maior queda do emprego no agregado, $\Delta e_{dez/16}^T = -3.271$.

Quanto aos outros setores produtivos (A, F e E), seus movimentos no mercado de trabalho formal também parecem ter sido relacionados ao do emprego naval, conforme as séries expostas no Gráfico 3. A variação acumulada em A, F e E oscilou conjuntamente até o início de 2013, um período de pico de empregos. Enquanto em F e E a tendência continuou crescente, no setor de alojamentos houve uma manutenção temporária do estoque relativo seguida de tendência decrescente, antecipada às outras duas séries — a correlação entre as variáveis de F e E foi $r(e_t^F, e_t^E) = 0,92$. Perceptível pela comparação das escalas do gráfico, as mudanças no emprego

do setor naval nesses anos foi muito mais intensa que nos outros três setores: enquanto a variação acumulada na educação e na alimentação chegou a pouco mais de 400, no naval passou de 8 mil.

Gráfico 3 – Emprego naval e de outros setores selecionados



Fonte: Elaborado pelo autor conforme dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: Variações acumuladas conforme o cálculo (2.2); municípios de Rio Grande e São José do Norte somados.

Em uma análise de correlações, identificamos que o estoque relativo do emprego dos setores de educação e de alimentação são estatisticamente defasados ao do emprego naval⁸. Enquanto as correlações contemporâneas foram $r(e_t^E, e_t^N) = 0,75$ e $r(e_t^F, e_t^N) = 0,79$, as correlações máximas foram ambas com defasagem de 13 meses: $r(e_{t+13}^E, e_t^N) = 0,96$ e $r(e_{t+13}^F, e_t^N) = 0,95$ — em testes estatísticos, rejeitamos as hipóteses nulas $H_0 : r(e_{t+13}^E, e_t^N) \leq 0,75$ e $H_0 : r(e_{t+13}^F, e_t^N) \leq 0,79$, com $\alpha = 0,01$. Sem inferir relação de causalidade⁹, isso significa que as movimentações de emprego nos setores E e F estão fortemente relacionadas às movimentações realizadas cerca de um ano antes no emprego do setor N. Quanto ao trabalho no setor de alojamentos, este foi estatisticamente antecipado ao do setor N: $r(e_{t-6}^A, e_t^N) = 0,93$ enquanto $r(e_t^A, e_t^N) = 0,78$ — também rejeitamos a hipótese nula de que $r(e_{t-6}^A, e_t^N) \leq 0,78$, $\alpha = 0,01$. Então, diferentemente dos setores E e F, as movimentações em A são fortemente relacionadas às movimentações realizadas meio ano depois no setor N.

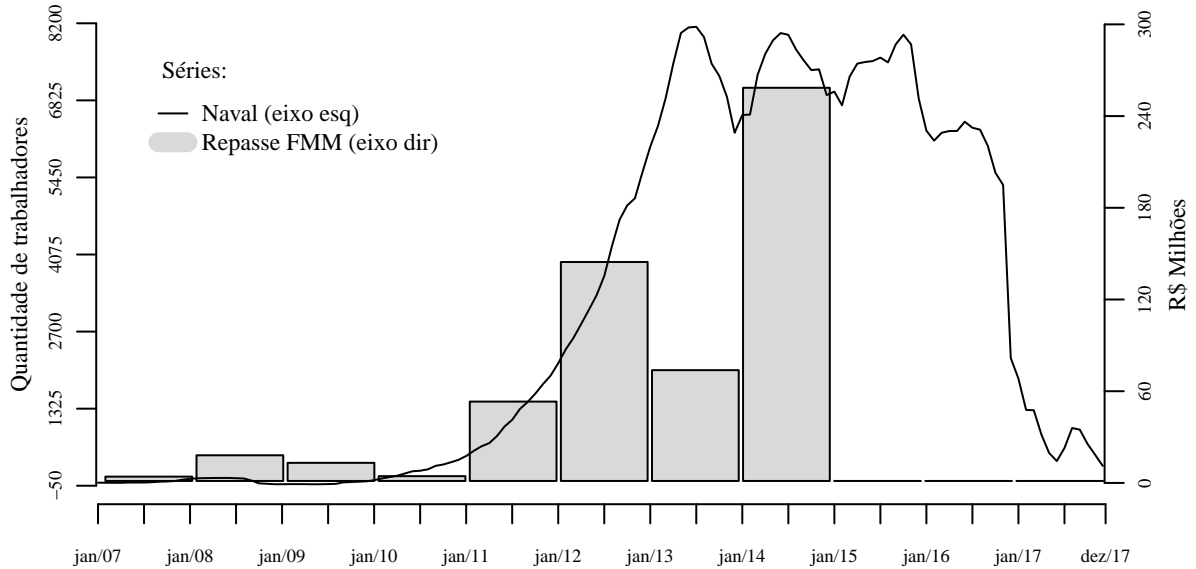
Também identificamos alguma similaridade temporal e de magnitude entre o emprego naval e os repasses de recursos pelo FMM à construções no Rio Grande do Sul — ver o Gráfico 4 referente à variação acumulada; no Gráfico 11 do Apêndice A comparamos o saldo das movimentações por período aos repasses e aos inícios e términos das construções. No entanto,

⁸ Consideramos ser estatisticamente defasada/antecipada se existir correlação significativamente (em teste estatístico) maior com a variável defasada/antecipada do que com a contemporânea.

⁹ Buscaremos inferir causalidade apenas entre e_t^N e e_t^T , mais adiante.

não temos informações sobre os contratos de financiamentos e os prazos/períodos de repasses de recursos às construtoras, o que prejudica a identificação da relação.

Gráfico 4 – Variação acumulada do emprego naval e repasses do FMM



Fonte: Elaborado pelo autor conforme dados do MTE (BRASIL, 2018a) e do MTPAC (BRASIL, 2018b).

Nota: Variação acumulada do setor naval conforme o cálculo (2.2); municípios de Rio Grande e São José do Norte somados. Repasses de recursos de financiamento à indústria naval para o Rio Grande do Sul conforme a Tabela 2.

2.3.1 A sazonalidade no setor naval

Nesta subseção nós investigamos e documentamos o caráter sazonal do (estoque relativo do) emprego ocorrido no setor naval, em pormenores. A sazonalidade foi intensa a partir da consolidação do polo, em 2013, e em menor grau no ano anterior. Indissociavelmente, também registramos a tendência de e_t^N durante o período amostral. Para tal, considere a decomposição (aditiva) da série nos seguintes componentes:

$$e_t^N = T_t^N + S_t^N + a_t \quad (2.3)$$

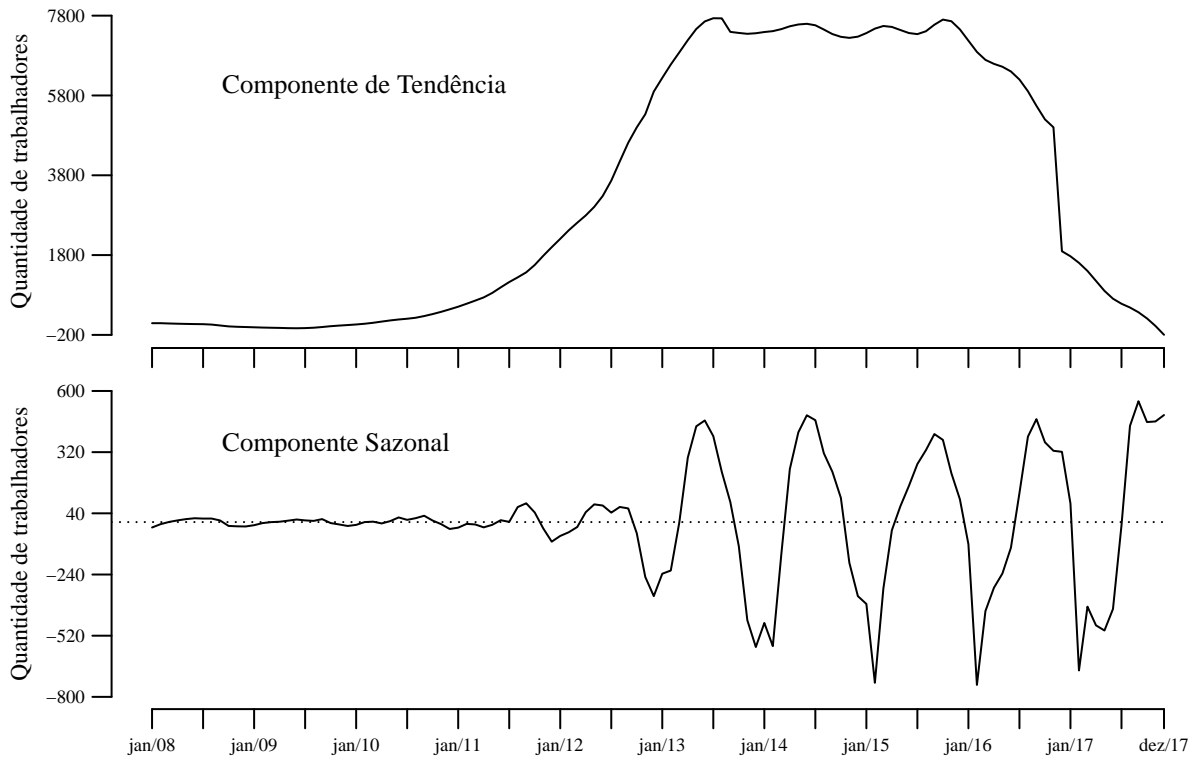
onde T_t^N é o componente de tendência da série, S_t^N é o sazonal e a_t é o componente aleatório, de média zero e variância constante.

Nosso procedimento foi estimar T_t^N e S_t^N concomitantemente através do algoritmo X-13ARIMA-SEATS¹⁰. A estimação é realizada em um modelo ARIMA sazonal (SARIMA) acrescido de outros regressores — modelo chamado regARIMA. Esses regressores adicionais são basicamente variáveis (*e.g. dummies*) para controlar *outliers* e alterações temporárias na

¹⁰ O X-13ARIMA-SEATS é uma união dos programas de ajuste sazonal X11-ARIMA e SEATS, dentre outras funcionalidades. Utilizamos esse algoritmo com a intermediação do pacote *seasonal* do software R. Ver Sax (2017) e U.S. Census Bureau (2017).

série¹¹. O método de estimação dos parâmetros é o de máxima verossimilhança com algoritmo de mínimos quadrados generalizados iterativo (IGLS). O X-13ARIMA-SEATS também inclui o procedimento TRAMO de seleção automática de modelo. Nós procedemos dessa forma e obtivemos as estimativas \hat{T}_t^N e \hat{S}_t^N com a especificação automática. Apresentamos no Gráfico 5 as séries dos componentes estimados.

Gráfico 5 – Tendência e sazonalidade do emprego naval



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTE (BRASIL, 2018a).

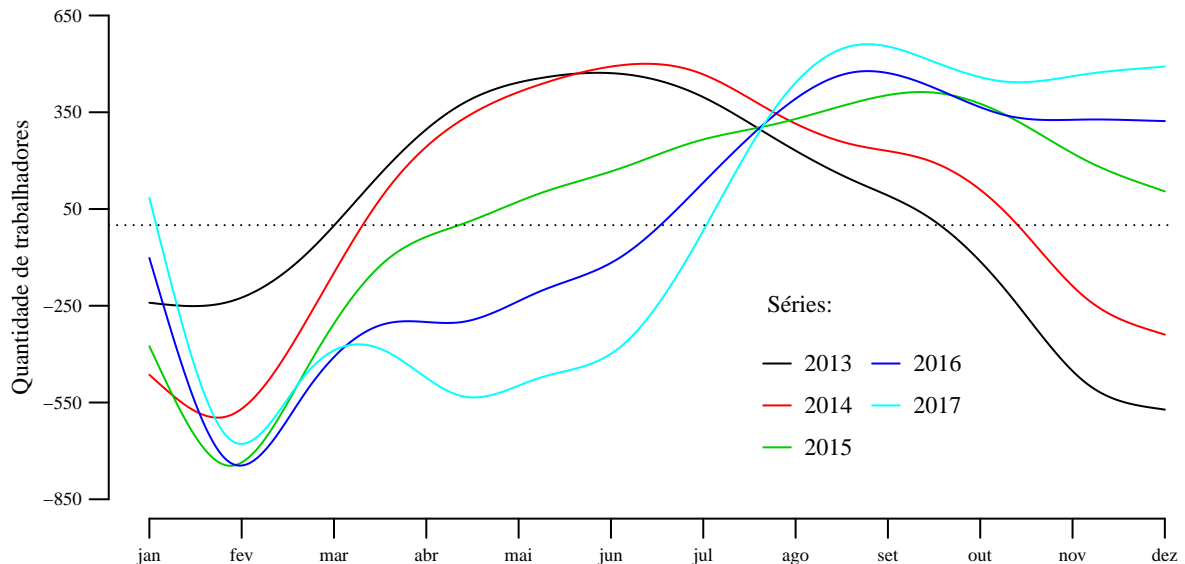
Nota: Séries resultantes da decomposição (2.3) com o algoritmo X-13ARIMA-SEATS. Seleção automática do modelo conforme o procedimento TRAMO. Períodos iniciais excluídos devido à diferenciação no modelo SARIMA escolhido.

No início da seção nos referimos ao platô da variação acumulada de e_t^N no período entre jan/13 e nov/16, com média 7.063; agora ele pode ser melhor observado na curva de tendência do gráfico, com média semelhante, de 7.106. O componente \hat{T}_t^N resultou mais simétrico que a série original. Parte da assimetria de e_t^N estimou-se ser pertencente ao componente sazonal: ver na figura o comportamento oscilatório divergente, *i.e.* de amplitude crescente, iniciado em meados de 2011. Anterior a essa data o efeito sazonal foi quase nulo. Os vales foram principalmente em fevereiro (2014–2017), mas boa parte da queda em $e_{dez/13}^N$ também foi atribuída ao fator sazonal. As cristas em 2013 e 2014 foram em junho, e nos anos posteriores em setembro. Esses fatos indicam um possível deslocamento temporal das cristas e vales (uma mudança de fase da onda).

¹¹ Precisamente, “trend constants or overall means, fixed seasonal effects, trading-day effects, holiday effects, pulse effects (additive outliers), level shifts, temporary change outliers, and ramp effects. User-defined regression variables can also be easily read in and included in models” (U.S. Census Bureau, 2017, p. 2).

No Gráfico 6 representamos melhor as características desses ciclos¹² (2013–2017) e facilitamos a comparação deles, visualmente.

Gráfico 6 – Observações funcionais da sazonalidade do emprego naval



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: Curvas de interpolação dos ciclos sazonais empregando *B-splines* cúbicas. *Knots* apenas nos 12 pontos do eixo; sem penalização à curvatura das funções.

Para construir o gráfico do Gráfico 6 consideramos cada ciclo sazonal uma observação funcional do componente sazonal. Apesar de cada ciclo conter apenas 12 pontos, devido aos dados disponíveis e à limitação observacional, esta é uma variável temporal e contínua, o que justifica considerar cada ciclo uma função contínua. Realizamos uma interpolação dos pontos com *B-splines* cardinais de ordem 4 (*B-splines* cúbicas), com nós (*knots*) apenas nestes pontos, sem penalização à curvatura da *spline*¹³. Com essas observações funcionais identificamos melhor a trajetória (estimada) dos ciclos do componente sazonal. Percebe-se as citadas quedas de emprego nos meses de fevereiro, com certo peso para janeiro de 2013 e 2014; as cristas de junho e de setembro, bem como o aumento dos valores em dezembro. Na verdade, não apenas em dezembro, mas em todos os meses a partir de agosto tivemos o padrão $S_{./13}^N < \dots < S_{./17}^N$; enquanto que entre março e junho foi o contrário: $S_{./13}^N > \dots > S_{./17}^N$. Podemos estender esse último padrão de evolução para o intervalo de fevereiro à julho se considerarmos alguma margem de erro para os meses sucessor e antecessor aos “períodos de transição”. É razoável identificar meados de

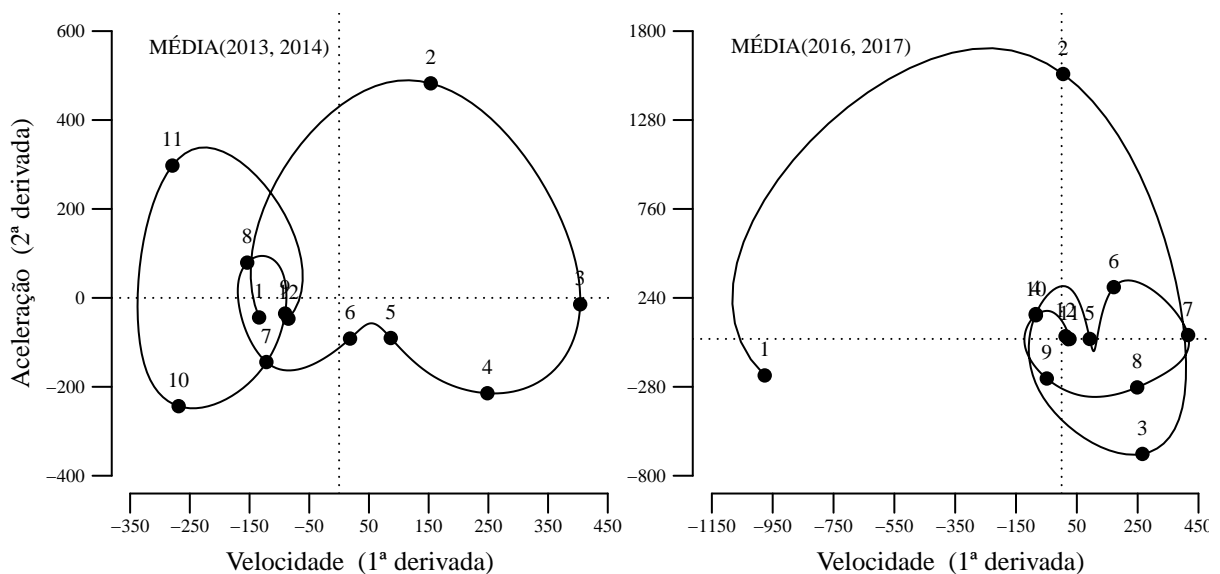
¹² Aqui não nos referimos ao componente cíclico da série original (não incluso nesta decomposição), mas a um ciclo do componente sazonal (conjunto de valores correspondente aos meses de um mesmo ano, ou a 12 meses adjacentes).

¹³ Então cada observação funcional do componente sazonal é uma função *spline*, resultante da combinação linear das funções *B-splines* de ordem 4. Uma das suas propriedades é ser continuamente diferenciável até a 3ª ordem (C^3 devido à ordem 4 das *B-splines*), quando todos os *knots* internos são distintos, o que é o caso aqui. Para mais informações sobre as funções *B-splines* e *splines*, ver *e.g.* Boor (2001). Na implementação empregamos o algoritmo do pacote `fda` do software R, cuja descrição e demonstração está disponível em Ramsay, Hooker e Graves (2009).

janeiro e meados de julho como períodos de transição entre esses dois tipos opostos de evolução do emprego sazonal. Resume-se que, no fator sazonal, o segundo e terceiro bimestres evoluíram de período amplificador para redutor do estoque relativo de emprego naval; ao contrário, os dois últimos bimestres passaram de redutor para amplificador deste estoque de empregos.

Se realizarmos uma média entre as semelhantes curvas de 2013 e 2014 (curva m_{34}) e entre as também próximas 2016 e 2017 (curva m_{67}), a evolução e as transições são ainda mais distinguíveis — o ciclo de 2015 foi um meio-termo entre as duas médias. Indo além e fazendo uso de m_{34} e m_{67} , montamos um diagrama de fase para analisar a velocidade e a aceleração dos movimentos sazonais no estoque relativo do emprego naval. No plano cartesiano dos gráficos esquerdo (m_{34}) e direito (m_{67}) do Gráfico 7 estão representadas as 1ª e 2ª derivadas (velocidade e aceleração) das funções. As marcas nas curvas e os numerais representam o início do respectivo mês (convenção adotada desde o início); os ciclos seguem o sentido horário, iniciando em 1.

Gráfico 7 – Diagramas de fase da sazonalidade do emprego naval



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: No painel esquerdo a curva formada pelos pontos $(m'_{34,t}, m''_{34,t})$, onde $m'_{34,t}$ é a 1ª derivada da função m_{34} no instante t e $m''_{34,t}$ a sua 2ª derivada. No painel direito a mesma curva para a função m_{67} .

Observa-se que no biênio 2013-2014 o ciclo sazonal iniciava com velocidade negativa de baixa intensidade e aceleração quase nula. Mas logo acelerava com vigor, chegando à maior velocidade positiva em março. Este mês também foi o *locus* de um ponto de inflexão na aceleração, onde a velocidade começava a diminuir. Apesar da tentativa de recuperação em agosto, a velocidade continuava diminuindo até outubro, onde ambas, velocidade e aceleração, eram altas e negativas. Este mesmo intervalo de março à outubro foi o único período em que o fator sazonal contribuiu positivamente ao estoque relativo do emprego naval, visível no Gráfico 6. Outubro foi um mês de inflexão, com a aceleração passando a ser positiva em novembro. O ano terminava perto do *locus* inicial, quase neutro. Os pontos/meses mais importantes para se ter

uma visão clara destes ciclos estão destacados nos quatro quadrantes: fev e abr; jul, out e nov — da velocidade positiva à negativa, e um circuito horário na aceleração (+ - -+).

Após o intermediário 2015, no biênio 2016-2017 os ciclos iniciavam intensos. A velocidade extremamente negativa de janeiro está relacionada às quedas sazonais de emprego naval em fevereiro. Neste mês de inflexão da velocidade, a aceleração era fortemente positiva. Após março iniciava-se a fase curta (raios menores) do movimento espiral, terminando no *locus* neutro — ver as curvas 2016 e 2017 do Gráfico 6 quase horizontais em nov e dez. A concentração de pontos nos quadrantes positivos da velocidade evidencia o comportamento geral crescente, após fevereiro, dos ciclos sazonais neste biênio.

Apesar dos pormenores, não conseguimos identificar um relacionamento dos inícios e termos das construções (Tabela 1) com os padrões sazonais observados aqui. A sazonalidade e sua evolução talvez tenham sido consequência de estratégias empresariais dos estaleiros quanto aos custos, produção etc.

2.4 EFEITOS DO POLO NAVAL NO EMPREGO AGREGADO

Nesta seção extrapolamos a simples identificação de correlação entre variáveis, realizada na seção anterior. Lá verificamos que há uma grande correlação entre o emprego agregado e o emprego naval ($r = 0,97$), considerando o estoque relativo (ou variação acumulada) em cada instante, para o emprego de RG e SJN somados — *i.e.* e_t^T e e_t^N respectivamente. Aqui demonstramos a relação de causalidade entre estas duas, identificando ao menos uma direção, e estimamos a magnitude.

2.4.1 Causalidade

Seja $\mathcal{S} = \{S_1, S_2, \dots, S_n\}$ o conjunto restante dos setores produtivos tal que $\{N\} \cup \mathcal{S} = T$, onde N é o setor do polo naval. Com os setores distintos entre si, segue que

$$e_t^T = e_t^N + \sum_{k=1}^n e_t^{S_k} \quad (2.4)$$

onde $e_t^{S_k}$ é o estoque relativo de empregos no setor S_k em t (o mesmo com N e T), conforme descrito em (2.2). Por conveniência, podemos interpretar e_t^T como uma função linear $e_t^T : \mathbb{R}^{n+1} \rightarrow \mathbb{R}$, contínua e diferenciável devido a forma funcional (2.4)¹⁴. Pela definição de e_t^T , obviamente e_t^N tem efeito/impacto direto em e_t^T ; logo argumentamos que e_t^N também causa e_t^T , desde que $e_t^N \neq 0$ para algum t (o que ocorreu).

¹⁴ Apesar de ser $e_t^T : \mathbb{Z}^{n+1} \rightarrow \mathbb{Z}$, onde \mathbb{Z} é o conjunto dos números inteiros, pois $e_t^{S_k}$, e_t^N e e_t^T são quantidades de trabalhadores, consideramos a forma alternativa para fazer uso da conveniente operação de derivação. Poderíamos usar a entendiante $\Delta e_t^T / \Delta e_t^N$; no entanto, os resultados qualitativos não diferem.

Não há outros causadores diretos de e_t^T além de $e_t^N, e_t^{S_1}, \dots, e_t^{S_n}$, conforme a definição (2.4). Entretanto, se poderia argumentar que existe a possibilidade de e_t^N não ser uma verdadeira causa de e_t^T , mas um efeito secundário dos demais causadores diretos, estando apenas separado na equação, pois é factível termos¹⁵

$$de_t^N = \frac{\partial e_t^N}{\partial e_t^{S_1}} \cdot de_t^{S_1} + \dots + \frac{\partial e_t^N}{\partial e_t^{S_n}} \cdot de_t^{S_n} \quad (2.5)$$

$$\Rightarrow de_t^T = \left(1 + \frac{\partial e_t^N}{\partial e_t^{S_1}}\right) de_t^{S_1} + \dots + \left(1 + \frac{\partial e_t^N}{\partial e_t^{S_n}}\right) de_t^{S_n} \quad (2.6)$$

Isto é, e_t^N pode ser totalmente determinado por $e_t^{S_1}, \dots, e_t^{S_n}$; e e_t^T ser causado apenas por estes. Por outra, variações de de_t^T seriam causadas só pelas variações em $e_t^{S_1}, \dots, e_t^{S_n}$. A possibilidade lógica é verdadeira, mas isso não ocorre de fato. Os contratos de produção de plataformas neste polo (Tabela 1) e os respectivos resultados das licitações não podem ser totalmente causados pelos movimentos mensais em $e_t^{S_1}, \dots, e_t^{S_n}$; na verdade, supõe-se pouquíssima relação. Outrossim, não se pode negar a causalidade, mesmo que não seja total, da produção destas plataformas (ou das decisões de produção) sobre o emprego do setor naval deste polo. A conclusão é que e_t^N não é totalmente determinado por $e_t^{S_1}, \dots, e_t^{S_n}$; e que e_t^N causou e_t^T . Com alguns argumentos adicionais (relativos ao aspecto temporal) podemos concluir igualmente que os investimentos e a produção das plataformas também causaram e_t^T — no sentido figurado dizemos que o polo naval causou e_t^T .

Se todas as variáveis $e_t^N, e_t^{S_1}, \dots, e_t^{S_n}$ fossem independentes entre si, então (2.4) seria uma simples identidade estática; e a magnitude do efeito de e_t^N em e_t^T seria o próprio e_t^N , com a proporção do efeito igual a $\frac{e_t^T}{e_t^N}$ — o mesmo ocorreria com os demais setores. Já vimos na seção 2.3 que isso não é verdade, pois *e.g.* há outros trabalhadores no polo naval que não fazem parte do que denominamos de setor naval (N); são trabalhadores contratados por causa da produção das plataformas, também causadora dos empregos no setor naval. O efeito do fator e_t^N sobre e_t^T pode ser amplificado através de $e_t^{S_k}$ se houver um efeito indireto $\frac{\partial e_t^{S_k}}{\partial e_t^N} > 0$; ou reduzido se for $\frac{\partial e_t^{S_k}}{\partial e_t^N} < 0$.

Nos resta estimar a medida do efeito de e_t^N em e_t^T . Como usual, teremos que fazer algumas suposições para realizar a inferência. Uma delas é a suposição de que a variável e_t^N e a construção das plataformas são exógenas, *i.e.* não são afetadas/causadas por $e_t^{S_1}, \dots, e_t^{S_n}$ (o que inclui e_t^T), bem como pelas defasagens destas. Já vimos que esta não é uma suposição muito forte; sabemos inclusive que a demanda por trabalhadores no setor N foi suprida com muitos profissionais de outros estados da federação, o que reduziu a dependência pelo mercado de trabalho local. Se assumirmos também que e_t^N (medida relacionada à atividade-chave do

¹⁵ Nas equações, de_t^N e de_t^T são as diferenciais totais das respectivas funções. Também, $\forall t \frac{\partial e_t^T}{\partial e_t^N} = \frac{\partial e_t^T}{\partial e_t^{S_1}} = \dots = \frac{\partial e_t^T}{\partial e_t^{S_n}} = 1$ e, portanto, $de_t^T = de_t^N + de_t^{S_1} + \dots + de_t^{S_n} \forall t$.

polo naval) tem correlação unitária (ou próximo disso; e não necessariamente linear) com as intensidades mensais das atividades econômicas locais do polo naval (excluindo a construção dos estaleiros), podemos usar e_t^N como *proxy* para o “polo naval”, ou seja, como *proxy* do tratamento exógeno aplicado à e_t^T decorrente dessas atividades. A seguir, na investigação sobre os efeitos, supomos um tratamento *ad hoc* do polo naval e um tratamento com a *proxy* e_t^N . Iremos nos referir apenas como tratamento, efeito, impacto etc do “polo naval”; quando for usada a *proxy*, entenda-se o resultado também como o efeito/impacto específico de e_t^N .

2.4.2 Estimação do efeito

Nossa estratégia empírica para estimar o impacto do polo naval sobre e_t^T é compará-la com o estoque relativo dos empregos de municípios semelhantes que não receberam o tratamento do polo (grupo de controle do experimento natural). Empregamos o modelo de diferenças-em-diferenças (*diff-in-diff* ou DD), que busca isolar, de um conjunto de dados em painel, o efeito do tratamento na variável dependente, sem a necessidade de uma grande quantidade de variáveis de controle para características não-observadas¹⁶.

Seja g_1 o grupo de tratados, *i.e.* os municípios de RG e SJN, onde está o polo; e seja g_0 o grupo de controle, que inclui municípios de características semelhantes à RG e SJN. Considere τ_1 o período em que houve o tratamento, *i.e.* aquele em que o polo esteve presente nos municípios tratados; τ_0 o período em que não houve o tratamento. Denotamos por $e_{g,\tau}^T$ o estoque relativo de empregos no grupo $g \in \{g_0, g_1\}$ no período $\tau \in \{\tau_0, \tau_1\}$. E iremos nos referir à e^T apenas como “emprego”, quando não houver possibilidade de ambiguidade.

Se compararmos o emprego do grupo g_1 entre antes e depois do tratamento, fazendo

$$\hat{\delta}_\tau = \mathbb{E}[e_{g_1,\tau_1}^T] - \mathbb{E}[e_{g_1,\tau_0}^T] \quad (2.7)$$

onde $\mathbb{E}[\cdot]$ é o operador de esperança matemática, esta diferença poderá ser uma estimativa viesada para o efeito do polo naval, pois podem haver outros fatores que fizeram o emprego variar entre τ_0 e τ_1 . Se compararmos o emprego no período τ_1 entre os grupos tratado e não-tratado, fazendo

$$\hat{\delta}_g = \mathbb{E}[e_{g_1,\tau_1}^T] - \mathbb{E}[e_{g_0,\tau_1}^T] \quad (2.8)$$

então o resultado desse estimador também poderá ser viesado, pois podem haver outros fatores intertemporais que diferenciem g_1 e g_0 além do polo naval.

Já o estimador não-viesado¹⁷ de diferenças-em-diferenças compara a variação no em-

¹⁶ Descreveremos esse modelo e suas características apenas parcialmente. Para mais informações ver *e.g.* Angrist e Krueger (1999).

¹⁷ É não-viesado quando satisfeitas suas premissas, como exogeneidade do tratamento (que já assumimos válida) e similaridade entre os grupos, *i.e.* mesma tendência média em ambos (que iremos supor verdadeira).

prego entre o grupo de tratamento e o grupo de controle, isto é

$$\hat{\delta} = (\mathbb{E}[e_{g_1, \tau_1}^T] - \mathbb{E}[e_{g_1, \tau_0}^T]) - (\mathbb{E}[e_{g_0, \tau_1}^T] - \mathbb{E}[e_{g_0, \tau_0}^T]) \quad (2.9)$$

onde $\hat{\delta}$ é a estimativa DD do efeito do polo naval em e_{g_1, τ_1}^T . Além disso,

$$e_{g_1, \tau_1}^{cT} := \mathbb{E}[e_{g_1, \tau_1}^T] - \hat{\delta} = \mathbb{E}[e_{g_1, \tau_0}^T] + (\mathbb{E}[e_{g_0, \tau_1}^T] - \mathbb{E}[e_{g_0, \tau_0}^T]) \quad (2.10)$$

é o contrafactual estimado do experimento natural, ou seja, o estoque relativo de empregos do grupo g_1 em τ_1 caso não houvesse o tratamento do polo naval. Então $\hat{\delta}$ é simplesmente a diferença entre o factual e o contrafactual estimado — o efeito do polo. Este efeito pode ser calculado por MQO usando o seguinte modelo econométrico:

$$e_{g, \tau}^T = \beta_0 + \beta_1 I_g + \beta_2 T_\tau + \delta(I_g \cdot T_\tau) + \epsilon_{g, \tau} \quad (2.11)$$

onde I_g e T_τ são variáveis *dummy*: funções indicadoras com imagem igual a 1 se $g = g_1$ e $\tau = \tau_1$, respectivamente, e igual a 0 caso contrário. O termo $\epsilon_{g, \tau}$ é o componente aleatório, um ruído branco normalmente distribuído. Pode-se identificar o viés de $\hat{\delta}_\tau$ e de $\hat{\delta}_g$ nessa equação: $\hat{\delta}_\tau = \beta_2 + \hat{\delta}$ e $\hat{\delta}_g = \beta_1 + \hat{\delta}$.

Se existem l municípios, alguns do grupo g_1 e outros de g_0 , ambos não vazios; e se são m sub-períodos, digamos anos, alguns pertencentes à τ_1 e outros à τ_0 , também conjuntos não vazios, a aplicação ordinária do procedimento DD é usar a média do grupo g_1 e de g_0 e a média do período τ_1 e de τ_0 na estimação. O modelo se torna:

$$e_{i, t}^T = \beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 T_t + \delta(I_i \cdot T_t) + \epsilon_{i, t} \quad (2.12)$$

onde i é o indicador de município e t o indicador de ano. As *dummies* continuam as mesmas, mas adaptadas aos novos índices. Este caso equivale também a supor um tratamento idêntico à todos os municípios $i \in g_1$ ao atribuir um peso uniforme $I_{i \in g_1} = 1$; e um tratamento idêntico em todos os anos do período τ_1 , fazendo $T_{t \in \tau_1} = 1$. É especialmente válido para situações como uma mudança de legislação, onde há regras uniformes intragrupos e constantes durante a vigência, entre outras ocasiões. No contexto da presente pesquisa, essas homogeneidades não ocorrem.

Conforme nossa *proxy* e_t^N para o polo naval (ver *e.g.* o Gráfico 4), o tratamento claramente não foi binário — houve dosagens de tratamento diferentes no tempo. Comparando o estoque relativo de emprego naval de RG ($e_{RG, t}^N$) com o de SJN ($e_{SJN, t}^N$), verificamos que a amplitude ($\max(e_{i, t}^N) - \min(e_{i, t}^N)$) no primeiro foi cerca de 2,9 vezes maior que no segundo — por outra, a amplitude em SJN correspondeu a 34,5% da amplitude em RG. Significa que também houve diferentes dosagens de tratamento entre os municípios. Então, ao invés de utilizar médias simples no modelo, empregamos médias ponderadas alterando as variáveis I_i e T_t para terem domínio igual ao intervalo $[0, 1]$, fazendo-as corresponder aos respectivos(as) pesos/dosagens — denota-mo-as por I_i^p e T_t^p . Nosso modelo com médias ponderadas é dado por

$$e_{i, t}^T = \beta_0 + \beta_1 I_i^p + \beta_2 T_t^p + \delta(I_i^p \cdot T_t^p) + \epsilon_{i, t} \quad (2.13)$$

Espera-se que o ajuste do modelo e a significância dos estimadores sejam melhores com (2.13) que com (2.12).

Quanto aos dados, para as séries $e_{i,t}^T$ dos demais municípios utilizamos também a base do CAGED. Assim como Bartz (2015) e Teixeira et al. (2016), escolhemos os municípios que fazem parte do chamado COREDE-Sul¹⁸, correspondente a uma parcela de municípios do Rio Grande do Sul com espaços geográficos adjacentes no sul do estado, incluindo RG e SJN — total de $l = 22$. Essa escolha se justifica pela similaridade econômica destas unidades; em geral também sujeitas às mesmas estratégias específicas do COREDE-Sul e às políticas homogêneas do estado. No entanto, excluímos da amostra o município de Pelotas que, devido a sua proximidade do polo naval e grande interação econômica com RG e SJN, foi influenciada de forma relevante pelo polo¹⁹, apesar de não ter recebido o tratamento. A manutenção de Pelotas no grupo de controle resultaria em estimações viesadas. Com a exclusão, ficamos com $l = 21$. Assim, acreditamos que a tendência média de e_t^T nos grupos $g_1 = \{RG, SJN\}$ e $g_0 = \{i \in \text{COREDE-Sul} \mid i \neq RG, SJN, \text{Pelotas}\}$ são paralelas (ou próximo disso), na ocasião e hipótese de não tratamento do polo. Na estimação supomos que as inclinações das tendências médias são iguais. Além disso, para controlar as características heterogêneas dos municípios, mas fixas temporalmente, incluímos em (2.13) um conjunto (denotado por ef.M) de *dummies* de município — *i.e.* controlamos os efeitos fixos de indivíduo.

A periodicidade dos dados do CAGED é mensal, e totaliza 132 meses no período amostral de jan/2007 à dez/2017 (o mesmo das seções anteriores). Se optássemos por continuar utilizando os dados mensais, teríamos que empregar um modelo de painel dinâmico (devido às fortes autocorrelações identificadas); e este requer procedimentos de identificação, estimação e diagnóstico mais sofisticados, o que está fora do escopo deste trabalho. Alternativamente, vamos somar os meses de cada ano e utilizar a periodicidade anual (total de $m = 11$) — agregação aplicada às séries e_i^T de cada município, e à *proxy* e_t^N . Com essa opção também eliminamos os potenciais efeitos da característica sazonal de e_t^N , identificada na subseção 2.3.1. Igualmente, incluímos em (2.13) um conjunto (denotado por ef.A) de *dummies* de ano para controlar efeitos fixos de tempo.

Já sabemos, devido à comparação de amplitudes em e_i^N , que $I_{RG}^p=1$, $I_{SJN}^p=0,345$ e

¹⁸ Os Conselhos Regionais de Desenvolvimento (COREDEs) do Rio Grande do Sul, total de 28, são entidades representativas da sociedade civil e dos poderes públicos do estado. Cada COREDE agrupa municípios adjacentes territorialmente; e todos os municípios do estado pertencem a algum COREDE. Com o objetivo de desenvolvimento dessas regiões, elaboram planos estratégicos de políticas e orientações aos municípios, entre outras atividades. Ver <<http://planejamento.rs.gov.br/coredes>> para mais informações.

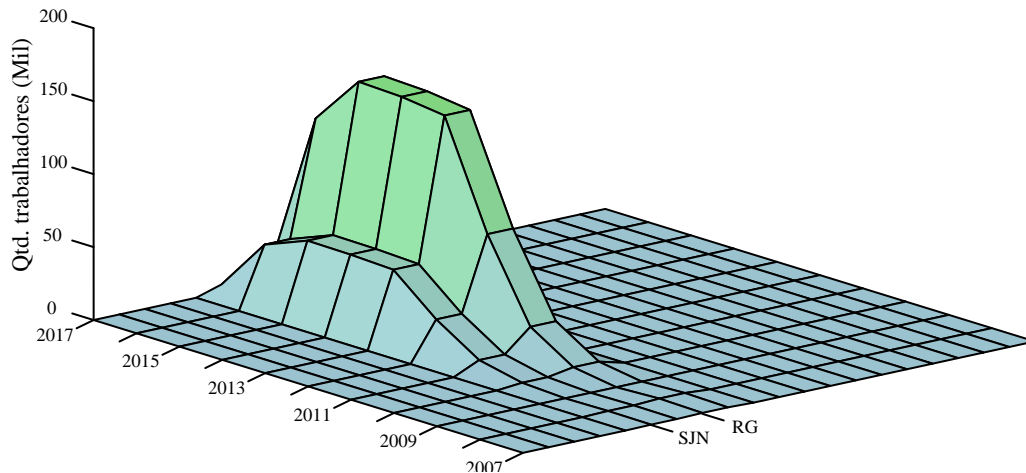
¹⁹ Em regressões-teste com nosso modelo identificamos efeitos significativos do polo sobre $e_{\text{Pelotas},t}^T$, mas não sobre os demais municípios do grupo de controle. Também, Bartz (2015) estimou que o polo causou um aumento médio de 39,3% na rotatividade dos empregos (ver Nota de rodapé 3) de Pelotas entre 2006 e 2013 — quando incluiu outros municípios do COREDE-Sul no grupo de tratados, não encontrou resultado médio significativo. Teixeira et al. (2016) igualmente encontraram efeitos significativos do polo sobre Pelotas, dependendo do período de tratamento considerado: nas variáveis de estoque de emprego *per capita*, PIB *per capita*, rotatividade de empregos e quantidade de beneficiários do Programa Bolsa Família.

$I_{i \in g_0}^p = 0$. Para a outra variável de pesos, positiva na periodicidade anual, fizemos

$$T_t^p = \frac{e_t^N}{\max(e_t^N)} \in [0, 1] \quad (2.14)$$

O resultado das estimativas e dos testes de diagnóstico, referente ao modelo (2.13) acrescido das *dummies* de efeitos fixos, constam na coluna M1 da Tabela 3. Verifica-se que o efeito médio ponderado estimado do polo sobre e_t^T foi igual a $\hat{\delta} = 154.775$. Um efeito positivo, significativo e muito grande: cerca de 68% de $\max(e_{\text{polo},t}^T) = 227.244$, onde $e_{\text{polo},t}^T = e_{\text{RG},t}^T + e_{\text{SJN},t}^T$ (ver Gráfico 1, série “Todos”). Conforme nossa ponderação, o efeito estimado foi exatamente igual a $\hat{\delta}$ quando $I^p \cdot T^p = 1$, *i.e.* em RG ($I_{\text{RG}}^p = 1$) e no ano de 2015 ($= \arg \max_t(T_t^p)$). Ao invés de $\hat{\delta}$ representar apenas uma média geral, como em (2.12), aqui ela indica o nível do efeito médio ponderado, que tem pontos projetados em uma superfície curva do espaço tridimensional, com as dimensões representando tempo (T_t^p), local (município) (I_i^p) e intensidade ($I^p \cdot T^p$). O formato da superfície é previamente estabelecido pelas variáveis de ponderação; $\hat{\delta}$ determina o máximo global da função que define a superfície no espaço. No Gráfico 8 plotamos essa superfície. Apesar da heterogeneidade dos efeitos, o peso T_t^p não distingue os municípios, é um agregado. Por isso parte do efeito ainda é uma média; e difere entre RG e SJN apenas no nível.

Gráfico 8 – Efeito médio ponderado do polo naval por município



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: Coordenadas espaciais conforme a função $\hat{\delta}(I_i^p \cdot T_t^p)$, cujo os valores representam o efeito médio ponderado do polo naval sobre o estoque relativo de empregos dos municípios do COREDE-Sul. Gráfico adaptado para melhor visualização: os municípios e os anos são intervalos no espaço, ao invés de pontos.

Também comparamos a série temporal do efeito médio ponderado estimado sobre $\hat{e}_{\text{polo},t}^T$; aquela definida por $1,345 \cdot \hat{\delta} \cdot T_t^p$. No Gráfico 9 apresentamos essas duas séries, junto com a observada $e_{\text{polo},t}^T$ e o contrafactual estimado, dado por $\hat{e}_{\text{polo},t}^T = \hat{e}_{\text{polo},t}^T - 1,345 \cdot \hat{\delta} \cdot T_t^p$. Verifica-se que as atividades econômicas do polo naval afetaram intensamente o emprego nestes municípios.

Tabela 3 – Estimativas e diagnóstico para os modelos *diff-in-diff*

Variável	Coeficiente					
	M1	M1.1	M2	M3	M4	M4.1
$I^P \cdot T^P$	154.775 (17.865)***	154.160 (16.679)***	–	–	–	–
I^P	–46.004 (11.998)***	34.589 (3.852)***	–38.611 (11.785)***	–	–	–
T^P	65.355 (32.737)*	1.315 (2.275)	–	66.727 (33.110)*	–	–
$I \cdot T^P$	–	–	–	89.716 (59.019)	–	–
$I^P \cdot T$	–	–	122.659 (14.352)***	–	–	–
$I \cdot T$	–	–	–	–	70.941 (46.997)	70.065 (43.922)
I	–	–	–	–31.396 (25.455)	–26.823 (22.704)	25.269 (15.021)†
T	–	–	2.969 (1.605)†	–	4.072 (1.734)*	2.552 (1.387)†
ef.A	sim	–	sim	sim	sim	–
ef.M	sim	–	sim	sim	sim	–
BIC	4903	4928	5005	5151	5176	5250
R^2 <i>adj</i>	0,935	0,876	0,899	0,811	0,789	0,499
<i>Durbin-Watson</i>	[0,763]	[<0,001]***	[0,792]	[0,764]	[0,783]	[<0,001]***
<i>Wooldridge (effects)</i>	[0,104]	[0,118]	[0,156]	[0,142]	[0,154]	[0,129]
<i>King-Wu (time)</i>	[0,992]	[0,878]	[0,992]	[0,992]	[0,992]	[0,958]
<i>King-Wu (indiv)</i>	[0,999]	[<0,001]***	[0,999]	[0,999]	[0,999]	[<0,001]***

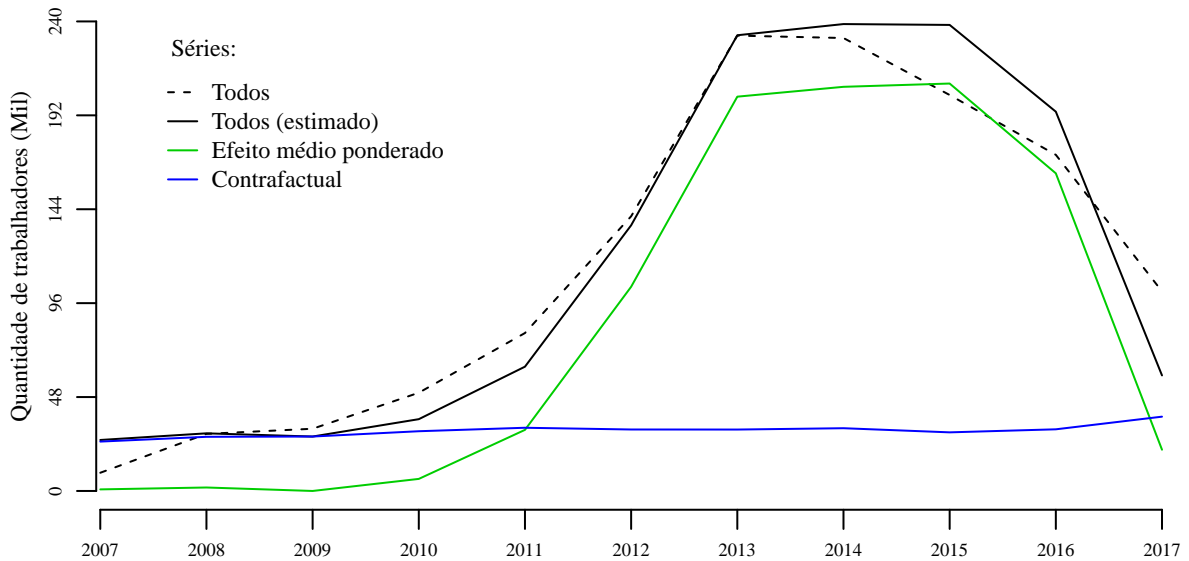
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: Estimação por MQO. Matriz de covariância dos estimadores robusta, *a la* White para modelos em painel (ver Arellano (1987)). Teste de Durbin-Watson para painel: hipótese alternativa (H1) de correlação serial nos erros idiossincráticos. Teste de Wooldridge (2010, p. 299–300) para efeitos individuais não-observados: H1 de efeitos não-observados. Teste LM de King e Wu (1997) para efeitos de tempo (*time*) ou indivíduo (*indiv*): H1 de efeitos significativos. Códigos de significância: 0,001 (***); 0,01 (**); 0,05 (*); 0,10 (†). Entre parênteses, o erro-padrão robusto do coeficiente estimado; entre colchetes, o *p*-valor referente à estatística de teste.

Por exemplo, em 2015 (ou 15), como $e_{15}^N = 89.830$ e $1,345 \cdot \hat{\delta} \cdot T_{15}^P = 1,345 \cdot \hat{\delta} = 208.257,90$, estima-se que o efeito de e_{15}^N em \hat{e}_{15}^T na equação (2.4) foi igual a $\frac{\partial \hat{e}_{15}^T}{\partial e_{15}^N} = 2,32$. Logo $\frac{\partial e_{15}^{S_k}}{\partial e_{15}^N} > 0$ para ao menos um k , além disso $\sum_k \frac{\partial e_{15}^{S_k}}{\partial e_{15}^N} > 0$; isto é, o emprego do setor naval afetou positivamente o emprego em outros setores e, no agregado dos setores, também foi positivo — isso ocorreu na maioria dos anos da amostra (ver no Gráfico 9).

Quanto ao diagnóstico do modelo econométrico M1, conforme o resultado dos testes apresentados na tabela, nosso modelo foi bem especificado. Apresentou um ótimo ajuste aos dados, com R^2 -ajustado maior que 0,93, e não encontrou-se evidências para correlação serial dos erros ou de efeitos não-observados.

Também procedemos à estimações de variações do modelo M1. Se não incluirmos os

Gráfico 9 – Efeito médio ponderado do polo naval e contrafactual

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: Série “Todos” igual à variação acumulada $e_{\text{polo},t}^T$ calculada por (2.2). Restante são resultados da estimação do modelo M1: previsão de “Todos” ($\hat{e}_{\text{polo},t}^T$); efeito médio ponderado $1,345 \cdot \hat{\delta} \cdot T_t^p$; e contrafactual $\hat{e}_{\text{polo},t}^{cT}$.

conjuntos de *dummies* ef.A e ef.M, a estimativa $\hat{\delta}$ mantém valor semelhante e significativo; e o modelo continua bem ajustado aos dados, mas um pouco menos. Contudo, apresenta significativa correlação serial nos erros e efeitos não-observados de indivíduo. Comparando o resultado dos modelos M2 e M3 verifica-se que o diferencial mais importante do nosso modelo principal M1 é a ponderação do tratamento entre os municípios, dada por I_i^p . Foi esta ponderação a que mais contribuiu na precisão de M1²⁰. Outro resultado interessante é o de M4, o modelo padrão *diff-in-diff* com controle de efeitos fixos (M4.1 sem esse controle). Para I_t definimos $\tau_1 = \{2012, \dots, 2016\}$; o intervalo que implicou melhor ajustamento à M4. Adotando este modelo de médias simples, rejeitamos a hipótese do efeito do polo naval sobre o estoque relativo de empregos daqueles municípios. Os sinais mantiveram-se iguais, mas a distribuição dos efeitos não foi correta, devida à suposição de demasiada homogeneidade.

Apesar da diferença da base de dados e do período analisado, cremos que este foi um dos motivos que conduziu o estudo de Teixeira et al. (2016), que empregou M4, a rejeitar estatisticamente estes efeitos do polo, concluindo que o estoque de empregos em RG e em SJN (separadamente) não foram fortemente influenciados pelo polo naval, comparativamente aos demais municípios do COREDE-Sul. Outra diferença na fase de identificação é que, naquele estudo, das 5 combinações de municípios considerados tratados, grupo que incluiu RG, SJ e Pelotas, a escolha feita no nosso trabalho (RG e SJN juntos) não foi testada.

O trabalho de Pereira et al. (2016) usou o mesmo modelo M4, tendo como grupo de

²⁰ Ponderação semelhante à de M2 foi feita por Postali (2009), que na equação (2.12) multiplicou $(I_i \cdot T_t)$ pelo vetor de valores observados de tratamento por indivíduo, x_i .

controle todos os municípios do Brasil, exceto os considerados influenciados pelo tratamento. Aplicou combinações de tratados com um grupo de diversos municípios do país que receberam o “tratamento” das atividades de construção naval, também sem incluir a combinação feita no nosso trabalho, mas considerando a situação de apenas Rio Grande como tratado. Novamente, apesar das flagrantes diferenças, cremos que com o modelo tradicional utilizado grande parte dos efeitos foi anulado na estimação devido às médias simples. Naquele estudo concluiu-se efeitos médios muito pequenos comparados ao de nossas estimativas heterogêneas: no setor mais impactado (comércio), o efeito médio foi de negativos 2,3%.

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste ensaio documentamos diversas características observadas e estimadas do emprego do setor naval nos municípios que fazem parte do Polo Naval de Rio Grande. Após uma breve descrição do polo e de revisão de alguns trabalhos que o estudaram, construímos as séries de variação e de variação acumulada (ou estoque relativo) dos empregos do setor (soma dos municípios de RG e SJN). Identificamos vários movimentos nessas séries relacionados aos inícios e términos das construções de plataformas no polo, assim como aos episódios jurídicos da Operação Lava-Jato envolvendo as empresas dos estaleiros. A fase mais próspera no emprego do setor foi nos anos de 2013 a 2016; a partir de dezembro deste último, o estoque relativo experimentou uma queda acentuada até o fim de 2017.

Verificamos um forte componente sazonal nessa série a partir de 2013, mas iniciando em meados de 2011 com amplitude crescente. A sazonalidade foi dinâmica: do biênio 2013-2014 ao 2016-2017, os segundo e terceiro bimestres anuais evoluíram de período amplificador para período redutor deste estoque de empregos, enquanto que os dois últimos bimestres do ano passaram de redutor para amplificador. Além disso, identificamos que a partir de 2013 fevereiro foi o principal mês dos vales sazonais, mas também o que apresentou maiores acelerações positivas dos movimentos de sazonalidade.

Criamos séries semelhantes também para os setores econômicos de alimentação (F), alojamento (A) e educação (E). Verificamos que foram bastante relacionadas ao emprego do setor naval (N); que as séries E e F foram estatisticamente defasadas em relação à de N, cerca de um ano; e que a de A foi estatisticamente antecipada, em cerca de meio ano.

Outra altamente correlacionada com o setor naval foi a série do emprego agregado (todos os setores); correlação que resultou em um coeficiente de Pearson igual a 0,97. Com esse indicativo e a intuição teórica de que o emprego naval e as atividades econômicas que ele representa tenham causado efeitos importantes sobre o emprego agregado, procedemos a uma investigação de causalidade e de magnitude do efeito. Demonstramos através da definição do emprego agregado, e da rejeição de hipóteses pela observação de fatos, a causalidade do polo naval sobre aquele.

Com a abordagem estatística dos modelos de diferenças-em-diferenças (*diff-in-diff*) novamente verificamos a causalidade e ainda quantificamos os efeitos. Empregamos uma especificação do modelo diferente da tradicional: ao invés de utilizar variáveis de pesos dicotômicos (*dummies*) para o tratamento, nas dimensões de tempo e indivíduo (município), permitimos um *continuum* de pesos. Estes pesos foram determinados pela *proxy* do tratamento, o estoque relativo de empregos no setor naval. Estimamos um efeito positivo e grande, distinto entre os municípios e no tempo. Por exemplo, no município de RG o efeito médio estimado do polo naval em 2015 sobre a variação acumulada do emprego agregado foi equivalente a 68% desta variação — o efeito máximo que registramos. Nossos resultados de estimação dos efeitos causais diferiram de outros trabalhos semelhantes. Em um deles não encontrou-se efeitos médios estatisticamente significativos; noutro, efeitos muito pequenos e principalmente negativos. Apesar de outras diferenças existentes entre os estudos, cremos que naqueles a rejeição estatística à hipótese dos efeitos ou a pequena magnitude destes foi também devida ao modelo *diff-in-diff* ordinário e sua especificação demasiada homogênea dos pesos.

Tivemos que agregar temporalmente os ricos dados mensais disponíveis na base de dados que utilizamos, a fim de evitar a sofisticada, e fora do contexto técnico do trabalho, modelagem de painel dinâmico. Acreditamos que um estudo com esta abordagem possa proporcionar resultados mais detalhados sobre os citados efeitos. Uma investigação que não realizamos foi relativa ao impacto desagregado do polo sobre os setores (além do naval). Verificamos fortes correlações e demonstramos que ao menos um setor foi afetado positivamente, mas não estimamos qual(is) e em que medida. Um trabalho futuro pode completar essas lacunas.

REFERÊNCIAS

- ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. Empirical Strategies in Labor Economics. In: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. [S.l.]: Elsevier, 1999. v. 3, p. 1277–1366.
- ARELLANO, M. Practitioners' Corner: Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 49, n. 4, p. 431–434, nov. 1987.
- ÁVILA, V. K. Ecovix demite 3,2 mil funcionários de estaleiro do polo naval de Rio Grande. **GaúchaZH**, Porto Alegre, 12 dez. 2016. Disponível em: <<https://gauchazh.clicrbs.com.br/economia/noticia/2016/12/ecovix-demite-3-2-mil-funcionarios-de-estaleiro-do-polo-naval-de-rio-grande-8715565.html>>. Acesso em: 2 fev. 2018.
- BARTZ, M. L. **Rotatividade do mercado de trabalho no COREDE Sul**: uma análise ex-ante e ex-post a implementação do polo naval no município de Rio Grande. 2015. Trabalho de conclusão de curso (Graduação em Ciências Econômicas) — Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, 2015. Disponível em: <<http://repositorio.furg.br/bitstream/handle/1/6148/Maicker%20Leite%20Bartz.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

BOOR, C. de. **A practical guide to splines**. Revised edition. New York: Springer, 2001. (Applied mathematical sciences, 27).

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego – MTE. CAGED Estatístico. In: _____. **Bases Estatísticas RAIS e CAGED**. Brasília, 2018a. Disponível em: <<http://www.transportes.gov.br/component/content/article/2-uncategorised/6312-%20fmm-rs.html>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

BRASIL. Ministério dos Transportes, Portos e Aviação Civil – MTPAC. **Fundo Marinha Mercante – RS**. Brasília, 2018b. Disponível em: <<http://www.transportes.gov.br/component/content/article/2-uncategorised/6312-%20fmm-rs.html>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

CARVALHO, A. B. **Polo naval do Rio Grande**: desafio a estruturação técnico-produtiva do território. 2011. Dissertação (Mestrado em Geografia) — Programa de Pós-Graduação em Geografia, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, 2011. Disponível em: <<http://repositorio.furg.br/handle/1/2219>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

CARVALHO, A. B.; MORAES, G. I. d.; HOECKEL, P. H. d. O. Polo naval e offshore do Rio Grande: desafios colocados ao COREDE Sul. **Economia e Desenvolvimento**, Santa Maria, v. 28, n. 2, 2016.

CHAGAS, P. B. **Desenvolvimento e dependência no Brasil**: reflexos do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) no município do Rio Grande (RS). 2014. Tese (Doutorado em Administração) — Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/102305>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

COSTA, I. C. V.; OLIVEIRA, C. A. d. Uma análise dos impactos da implementação do Polo Naval nos crimes contra o patrimônio do município de Rio Grande com a utilização de modelos estruturais de séries de tempo. In: Encontro de Economia da Região Sul, 20., 2017, Porto Alegre. [Anais...]. Porto Alegre: ANPEC, 2017. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/novosite/br/xx-encontro-de-economia-da-regiao-sul-artigos-selecionados>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

D'AVILA, A. P. F.; BRIDI, M. A. Indústria naval brasileira e a crise recente: o caso do Polo Naval e Offshore de Rio Grande (RS). **Cadernos Metrópole**, São Paulo, v. 19, n. 38, p. 249–268, 2017.

ELY, D. Demissões da Ecovix provocam efeito dominó em Rio Grande. **GaúchaZH**, Porto Alegre, 13 dez. 2016. Disponível em: <<https://gauchazh.clicrbs.com.br/economia/noticia/2016/12/demissoes-da-ecovix-provocam-efeito-domino-em-rio-grande-8737458.html>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

GASPARETTO, M. Casco de plataforma P-74 chega ao Porto de Rio Grande neste sábado. **G1**, [Porto Alegre], 5 ago. 2016a. Disponível em: <<http://g1.globo.com/rs/rio-grande-do-sul/noticia/2016/08/casco-de-plataforma-p-74-chega-ao-porto-de-rio-grande-neste-sabado.html>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

GASPARETTO, M. Consórcio anuncia início de obra das plataformas P-75 e P-77 no Sul do RS. **G1**, [Porto Alegre], 4 out. 2016b. Disponível em: <<http://g1.globo.com/rs/rio-grande-do-sul/noticia/2016/10/consorcio-anuncia-inicio-de-obra-das-plataformas-p-75-e-p-77-no-sul-do-rs.html>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

JUSTI, A.; DIONÍSIO, B. Empresas investigadas têm contratos bilionários com a Petrobras. **G1**, [Curitiba], 14 nov. 2014. Disponível em: <<http://g1.globo.com/pr/parana/noticia/2014/11/empresas-suspeitas-de-corrupcao-e-cartel-sao-investigadas-na-lava-jato.html>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

KING, M. L.; WU, P. X. Locally optimal one-sided tests for multiparameter hypotheses. **Econometric Reviews**, Philadelphia, v. 16, n. 2, p. 131–156, jan. 1997.

LOPO, R. M. **Um mar (revolto) de oportunidades**: desenvolvimento e trabalho através de diferentes escalas da indústria naval na cidade de Rio Grande e balneário Cassino. 2016. Tese (Doutorado em Antropologia Social) — Programa de Pós-Graduação em Antropologia Social, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2016. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/156358>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

MINASPETRO. EBR E TECHNIP/TECHINT vão montar P-74 e P-76. In: _____. **Notícias**. [Belo Horizonte], 22 jan. 2013. Disponível em: <<http://minaspetro.com.br/noticia/ebr-e-techniptechint-vaomontar-p-74-e-p-76>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

NEITZKE, A. C. A. et al. Custos ambientais: um estudo exploratório em um estaleiro da região sul do Brasil. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, Senhor do Bonfim, v. 5, n. 2, p. 71–86, abr. 2015.

PEREIRA, D. B. et al. Avaliação da expansão do polo naval sobre o desempenho do mercado de trabalho dos arranjos produtivos locais. In: Encontro de Economia Gaúcha, 8., 2016, Porto Alegre. [Anais...]. Porto Alegre: FEE, 2016. Disponível em: <http://cdn.fee.tche.br/eeg/8/33_DOUGLAS-BALDUINO-PEREIRA.pdf>. Acesso em: 2 fev. 2018.

PETROBRAS. Abertura de Comissões para Análise de Aplicação de Sanção Administrativa e Bloqueio Cautelar. In: _____. **Fatos e Dados**. [S.l.], 2014. Disponível em: <<http://www.petrobras.com.br/fatos-e-dados/abertura-de-comissoes-para-analise-de-aplicacao-de-sancao-administrativa-e-bloqueio-cautelaram.html>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

PETROBRAS. **Relatório de Administração 2016**. Rio de Janeiro: Petrobras, 21 mar. 2017. Disponível em: <<http://www.investidorpetrobras.com.br/pt/relatorios-anuais/relatorio-de-administracao>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

POSTALI, F. A. S. Petroleum royalties and regional development in Brazil: The economic growth of recipient towns. **Resources Policy**, Oxford, v. 34, n. 4, p. 205–213, dez. 2009.

RAMSAY, J.; HOOKER, G.; GRAVES, S. **Functional Data Analysis with R and MATLAB**. New York: Springer New York, 2009.

SAX, C. **Package ‘seasonal’**: R Interface to X-13-ARIMA-SEATS. [S.l.], 2017. (Versão 1.6.1). Disponível em: <<https://cran.r-project.org/web/packages/seasonal/>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

SILVA, R. P. d.; GONÇALVES, R. d. R. O Polo Naval e os preços dos imóveis na cidade do Rio Grande. In: Encontro de Economia Gaúcha, 7., 2014, Porto Alegre. [Anais...]. Porto Alegre: FEE, 2014. Disponível em: <https://www.fee.rs.gov.br/wp-content/uploads/2014/05/201405267_eeg-mesa23-polonavalprecosimoveis.pdf>. Acesso em: 2 fev. 2018.

SOUZA, S. E. D. d.; MORAES, G. I. d. Os Impactos do Pólo Naval de Rio Grande sobre

Emprego por Escolaridade no COREDE Sul. In: Encontro de Economia Gaúcha, 7., 2014, Porto Alegre. [Anais...]. Porto Alegre: FEE, 2014. Disponível em: <<https://www.fee.rs.gov.br/wp-content/uploads/2014/05/201405237eeg-mesa7-impactospolonavalrs.pdf>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

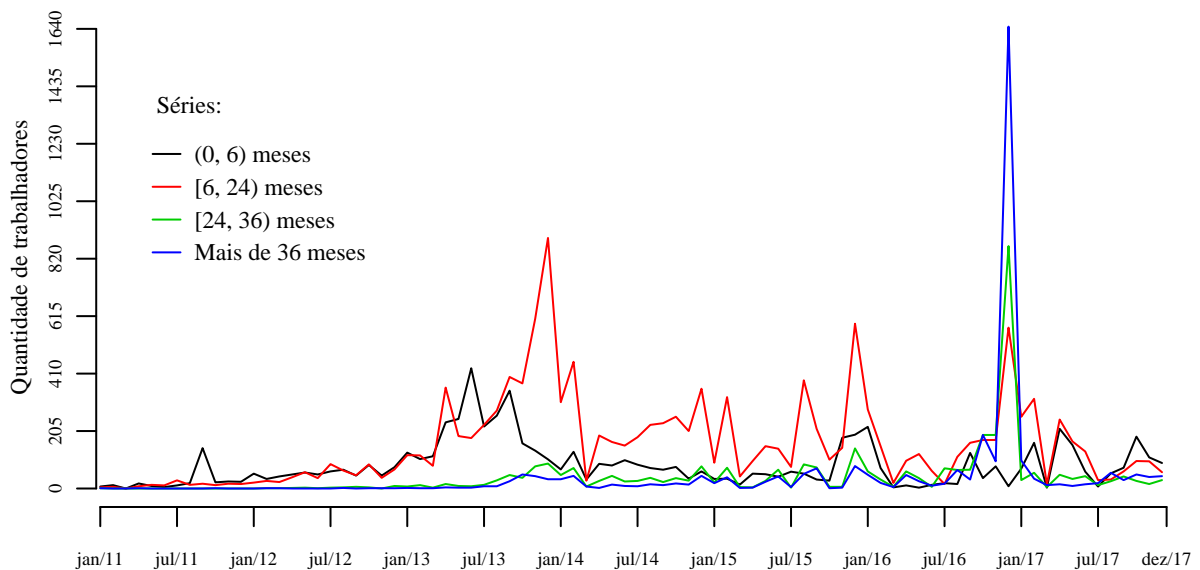
TEIXEIRA, G. d. S. et al. Indústria da construção naval e economia regional: uma análise via diferenças em diferenças para os municípios inseridos no Corede Sul. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 2, p. 459–488, set. 2016.

U.S. CENSUS BUREAU. **X-13ARIMA-SEATS**: Reference Manual. 1.1. ed. Washington, DC: [s.n.], 2017. Disponível em: <<http://www.census.gov/srd/www/x13as/>>. Acesso em: 2 fev. 2018.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2010.

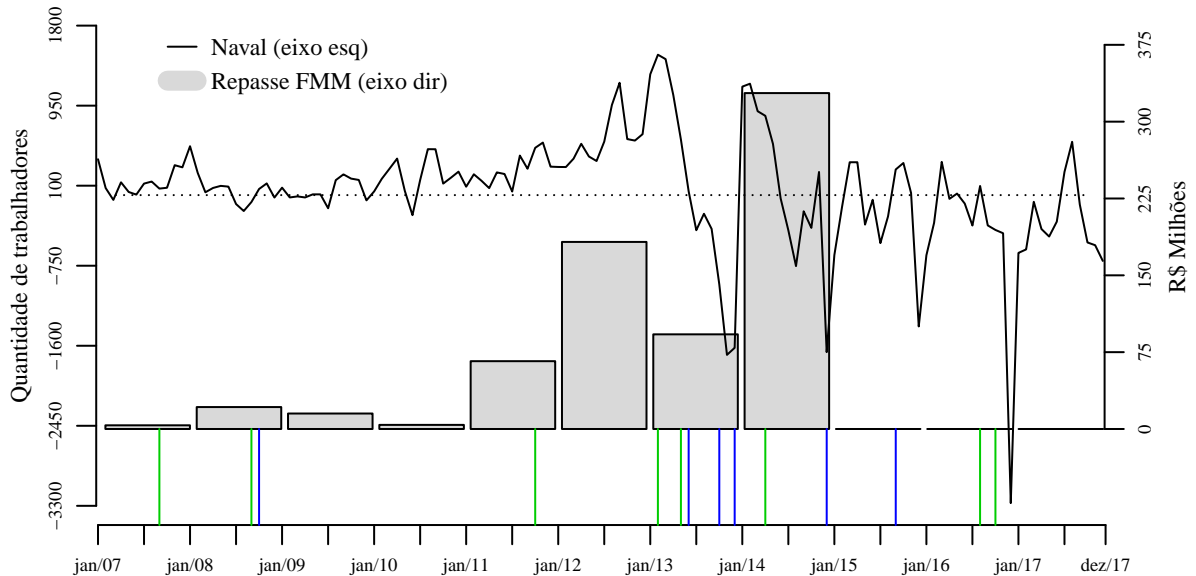
APÊNDICE A – Gráficos

Gráfico 10 – Desligamentos no setor naval por tempo de serviço



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: Quantidade de trabalhadores desligados no setor naval conforme o tempo de serviço no mês de desligamento; municípios de Rio Grande e São José do Norte somados.

Gráfico 11 – Fluxo no emprego naval e repasses do FMM

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MTE (BRASIL, 2018a).

Nota: Saldo de movimentação no período, referente ao emprego no setor naval ($A_t^N - D_t^N$); municípios de Rio Grande e São José do Norte somados. Repasses de recursos de financiamento à indústria naval para o Rio Grande do Sul conforme a Tabela 2. Em verde, os meses com início de construção de plataformas, em azul os meses com términos, conforme Tabela 1.

ANEXO A – Movimentações registradas no CAGED

No CAGED são declaradas as movimentações referentes aos seguintes trabalhadores (BRASIL, 2017, p. 6-7):

- empregados contratados por empregadores, pessoa física ou jurídica, sob o regime da CLT, por prazo indeterminado ou determinado, inclusive a título de experiência, ou para prestação de trabalho intermitente;
- trabalhadores com Contrato de Trabalho por Prazo Determinado, regido pela Lei nº 9.601, de 21 de janeiro de 1998;
- trabalhadores regidos pelo Estatuto do Trabalhador Rural (Lei nº 5.889, de 8 de junho de 1973);
- aprendiz (maior de 14 anos e menor de 24 anos), contratado nos termos do art. 428 da CLT, regulamentado pelo Decreto nº 5.598, de 1º de dezembro de 2005;
- trabalhadores temporários, regidos pela Lei nº 6.019, de 3 de janeiro de 1974 e alterações (opcional).

E não incluem as movimentações referentes aos:

- servidores da administração pública direta ou indireta, federal, estadual ou municipal, bem como das fundações supervisionadas;

- b) trabalhadores avulsos (aqueles que prestam serviços de natureza urbana ou rural a diversas empresas, sem vínculo empregatício, com a intermediação obrigatória do órgão gestor de mão-de-obra, nos termos da Lei nº 8.630, de 25 de fevereiro de 1993, ou do sindicato da categoria);
- c) diretores sem vínculo empregatício, para os quais o estabelecimento/entidade tenha optado pelo recolhimento do FGTS (Circular CEF nº 46, de 29 de março de 1995);
- d) servidores públicos não-efetivos (demissíveis ad nutum ou admitidos por meio de legislação especial, não regidos pela CLT);
- e) servidores públicos cedidos e requisitados;
- f) dirigentes sindicais;
- g) diretores sem vínculo empregatício para os quais não é recolhido FGTS;
- h) autônomos;
- i) eventuais;
- j) ocupantes de cargos eletivos (governadores, deputados, prefeitos, vereadores, etc.), a partir da data da posse, desde que não tenham feito opção pelos vencimentos do órgão de origem;
- k) estagiários regidos pela Portaria MTPS nº 1.002, de 29 de setembro de 1967, e pela Lei nº 6.494, de 7 de dezembro de 1977;
- l) empregados domésticos residenciais;
- m) cooperados ou cooperativados;
- n) trabalhadores com Contrato de Trabalho por Prazo Determinado, regido por lei estadual;
- o) trabalhadores com Contrato de Trabalho por Prazo Determinado, regido por lei municipal;
- p) trabalhadores com Contrato de Trabalho por Tempo Determinado, regido pela Lei nº 8.745, de 9 de dezembro de 1993, com a redação dada pela Lei nº 9.849, de 26 de outubro de 1999.

Fonte: BRASIL. Ministério do Trabalho. **Manual de Orientação do CAGED**. Brasília, 2017. Disponível em: <https://caged.maisemprego.mte.gov.br/downloads/caged/Manual_CAGED_2012_versaoACI13-1.pdf>. Acesso em: 2 fev. 2018.

3 CREDIBILIDADE: O CONCEITO

“Lack of clarity and the involuntary misuse of language are the first obvious candidates to account for the pure (or ‘trap-like’) misunderstanding of a set of propositions”
(FONSECA, 1991, p. 140)

Resumo:

O termo credibilidade em economia monetária tem sido interpretado com distintos significados e predicados. Em consequência, as confusões e perda de eficiência acabam retardando o avanço teórico e empírico de questões importantes. Este estudo busca organizar a interpretação e a medida de credibilidade, principalmente no contexto monetário. Propõe-se um conceito abrangente, baseado na linguagem natural e que aninha diversas interpretações, formalizando-o matematicamente na estrutura da Teoria da Probabilidade, na qual também construiu-se a medida.

Palavras-chave: Credibilidade. Economia Monetária. Conceito. Crença. Probabilidade.

Abstract:

The term credibility in monetary economics has been interpreted with different meanings and predicates. Consequently, the confusions and loss of efficiency slow down the theoretical and empirical advancement of important issues. This study seeks to organize the interpretation and measurement of credibility, especially in the monetary context. We propose a comprehensive concept, based on natural language and that nestles diverse interpretations, formalizing it mathematically in the framework of Probability Theory, in which the measure was also constructed.

Keywords: Credibility. Monetary Economics. Concept. Belief. Probability.

3.1 INTRODUÇÃO

No campo das ciências sociais o conceito de credibilidade recebe grande importância nos estudos atuais — ver *e.g.* Gibbs e Kulish (2017) na política monetária; Lemoine e Lindé (2016) na política fiscal; Herzog (2010) na Ciência Atuarial; Raskin, Honts e Kircher (2014) na Psicologia; Johnson e Kaye (2015) em redes sociais; e Klettke, Hallford e Mellor (2016) no Direito. Em algumas subáreas a relevância e o aprofundamento sobre o tema demandam a substituição da linguagem informal subjetiva por uma linguagem de semântica bem definida, formal. Particularmente na economia monetária, o termo credibilidade é interpretado com distintos significados e predicados (BLINDER, 2000; FORDER, 2004a; FORDER, 2004b). As consequentes confusões e perda de eficiência no debate acadêmico acabam retardando o avanço

teórico em questões importantes, como o custo das políticas de desinflação. Com isso também diminuem os subsídios concretos às decisões de política.

Dada a conjuntura, o presente estudo busca organizar a interpretação e a medida de credibilidade, principalmente no contexto monetário. Também propor um conceito abrangente, baseado na linguagem natural e que aninhe diversas interpretações, formalizando-o matematicamente. Também construir uma medida de credibilidade facilmente tratável e adaptada a outras aplicações. Esperamos que a estrutura proposta possa contribuir no avanço destas questões.

Com esse propósito, fizemos uma revisão da literatura e expomos a divergência de conceito e de medida existente nessa área científica. A revisão também possibilitou a consolidação de interpretações no abrangente conceito proposto, para o qual fizemos uso das estruturas da lógica proposicional. Conduzimos sua construção em direção à Teoria Axiomática da Probabilidade, tornando a medida de credibilidade também uma medida de probabilidade, facilmente tratável e de amplo desenvolvimento aplicado.

Começamos expondo na próxima seção a problemática do conceito e as armadilhas da linguagem. Na seção 3.3 fizemos a revisão de literatura com as principais interpretações na teoria monetária; e algumas das medidas empíricas já utilizadas (subseção 3.3.1). Na seção 3.4 organizamos o conceito, construindo um único sentido e unidade de medida (subseção 3.4.1), e procedendo à estrutura formal da credibilidade (subseção 3.4.2). Na seção 3.5 fizemos as considerações finais.

3.2 CONTEXTO

Na pesquisa de opinião realizada por Blinder (2000), suas perguntas centravam na importância e nas fontes de credibilidade do banco central. Ela teve relevância em identificar distintas interpretações de credibilidade entre pesquisadores e praticantes da teoria e política monetária, e também intragrupos. Com a mesma metodologia de Blinder (2000), o estudo de Haan, Eijffinger e Waller (2005) realizou perguntas semelhantes. Destas respostas depreende-se novamente a dispersão do conceito entre os profissionais da área, principalmente na pergunta que pede para ponderar os meios que *“have been suggested to establish or create central bank credibility”*. Em ambos os trabalhos não foi definido o conceito antes das perguntas: *“I decided not to force any particular definition of the ordinary-English word ‘credibility’ on respondents who might have other meanings in mind [...]. The term credibility is much used these days, and in a variety of different ways (BLINDER, 2000, p. 1422)*. A decisão possibilitou a identificação da disparidade de interpretações. Quanto aos outros resultados dos estudos, Forder (2004a) critica o trabalho de Blinder sugerindo que há sérias dúvidas sobre o valor da pesquisa que pergunta a importância e os meios para adquirir uma coisa sem especificar que coisa é essa. E comenta que as diferenças de opiniões entre os dois grupos de respondentes de Blinder, que se mostrou surpreso com isso, é devido aos diferentes entendimentos sobre o quê é credibilidade.

Além do desentendimento sobre o quê é a credibilidade, há falta de consistência sobre o seu objeto. A primeira pergunta dos pesquisadores nestes dois trabalhos foi idêntica: “*How important is credibility to a central bank?*”, sem menção ao objeto da credibilidade, *i.e.* a credibilidade do quê?, ou a crença no quê? Na pesquisa de Hayo e Neuenkirch (2015), perguntou-se “*how well do you think the BoE/BoJ/ECB/Fed [central banks] performs on credibility?*”. Dessa forma parece que o conceito já tem um objeto implícito ou subjetivo nesta área científica e profissional, amplamente aceito. Em outras perguntas Blinder (2000) e Haan, Eijffinger e Waller (2005) explicitam o objeto com os termos “*central bank credibility*”, “*credible central bank*” etc, mas se referem a essa mesma credibilidade, em outras partes do texto, como “*the credibility of monetary-policy pronouncements*” (BLINDER, 2000, p. 1421) e “*credibility of monetary policy*” (idem, p. 1423); ou como “*credibility of a decision*” (HAAN; EIJFFINGER; WALLER, 2005, p. 91) e “*credibility of monetary policy*” (idem, p. 84, 170). Afora as pesquisas de opiniões, no âmbito do textos científicos também existem diferenças conceituais e do objeto, principalmente nos trabalhos empíricos. Nos debruçaremos sobre esses estudos e suas medidas quantitativas, mas antes discorreremos mais sobre o significado da palavra.

Nas linguagens informais (também chamadas de naturais) dos idiomas português e inglês, por exemplo, o construto utilidade/*utility* tem seu significado próprio: “qualidade ou caráter do que é útil; serventia” (dicionário Michaelis) e “*fitness for some purpose or worth to some end; something useful*” (Merriam-Webster). Mas na linguagem formal da Ciência Econômica, utilidade é uma medida de preferência, com semântica precisa e livre de contexto, amplamente utilizada na sua lógica formal (matemática). Em Economia e outras ciências, “credibilidade” é um construto sem definição formal (de aceitação ampla)¹ em suas linguagens formais, diferentemente da utilidade. É uma palavra utilizada no sentido “natural” do idioma: “qualidade do que é crível; confiabilidade” (Michaelis) e “*the quality of being believed or accepted as true, real, or honest*” (Merriam-Webster), cuja semântica é de grande expressividade, mas de baixo rigor/precisão. O matemático Gottlob Frege explica as características e distinções das linguagens formal e informal nesse contexto:

Creio que a melhor maneira de elucidar a relação que se dá entre minha conceitografia e a linguagem corrente seria compará-la com a relação que ocorre entre o microscópio e o olho. Este último, pela extensão de sua aplicabilidade e pela versatilidade de sua adaptação às mais diversas circunstâncias, é em muito superior ao microscópio. Contudo, como um instrumento óptico, o olho possui, por certo, muitos inconvenientes, que passam comumente despercebidos por força de seu estreito relacionamento com a nossa vida mental. De fato, se um objetivo científico exigir grande acuidade de resolução, o olho se mostra insuficiente. Por outro lado, o microscópio se afigura perfeitamente adequado para

¹ Na ciência atuarial, e na respectiva sub-área da Economia, o conceito de credibilidade é formal e de particular importância. Na chamada Teoria da Credibilidade, em uma abordagem típica, o prêmio do seguro para um indivíduo é calculado atribuindo um peso z (credibilidade; ou fator de credibilidade) para um particular conjunto de dados, digamos do indivíduo ou do grupo ao qual pertence, enquanto o complementar $1-z$ pondera o conjunto de dados *a priori*, mais amplo.

tais fins, embora seja por isso mesmo inadequado para outros. (FREGE, 2009, p. 46)

Nessa linha, o construto informal de credibilidade é adequado para muitos propósitos em ciências, na extensão e versatilidade que o dicionário permite. Mas Fonseca (1991, p. 140), em epígrafe neste ensaio, corrobora com Frege e indica os motivos dos mal-entendidos com a credibilidade na Economia: a falta de clareza e o mau uso das linguagens. Estamos usando o olho humano para o objetivo científico, sem a resolução que o método científico requer.

Observa-se alguns dos vários significados da palavra, conforme organizado por Forder (2004a), quando utilizado o conceito da linguagem natural e no mesmo contexto dado por Blinder (2000) — considerando apenas um único objeto para a credibilidade, nominalmente o *policymaker* (banco central): sua/seu

- a) capacidade;
- b) habilidade percebida para o trabalho; competência;
- c) serviço ao interesse público;
- d) sinceridade; franqueza;
- e) abertura; transparência; inteligibilidade;
- f) clareza;
- g) honestidade;
- h) compromisso com as promessas...
 - h.1) de uma particular política;
 - h.2) de uma particular resposta à contingências;
 - h.3) de começar um conjunto de políticas com particulares considerações;
 - h.4) de manter a inflação baixa...
 - h.4.1) no contexto de um choque de preços;
 - h.4.2) no contexto de um choque de oferta;
 - h.4.3) para alcançar um objetivo específico, como tornar-se membro de uma união monetária;
 - h.4.4) apesar das tentações eleitorais;
 - h.4.5) apesar do aparente desejo de monetizar a dívida do governo;
 - h.4.6) apesar do fato de que o setor privado, com expectativas racionais, *ex post* acolha a inflação para diminuir o desemprego, compensando as imperfeições do lado da oferta (o problema da inconsistência temporal).

O trabalho de Barro e Gordon (1983), em continuação ao estudo do “problema da inconsistência temporal” de Kydland e Prescott (1977), foi um dos precursores do “problema da credibilidade” na política monetária. Em Barro e Gordon (1983) a credibilidade foi usada com um significado implícito, apontado por Forder (2004a) como igual ao Item h.4.6). O termo evoluiu e, com a versatilidade da linguagem natural, já assumiu o significado de diversos destes itens, entre outros, seja na interpretação dos agentes ou nos estudos acadêmicos — ver os *surveys* de Blinder (2000) e de Haan, Eijffinger e Waller (2005), e a discussão acadêmica na próxima seção².

A questão de que a crença do setor privado na política implementada/anunciada afeta o sucesso da política, se generalizada, é também de grande importância para outras áreas da Economia, como a fiscal. Conforme Burdekin e Langdana (1995, p. xxi):

the explicit inclusion of concepts and factors such as ‘consumer confidence’, ‘expectations’ and the ‘credibility’ of fiscal and monetary policies in the design and implementation of macroeconomic stabilisation are imperative not only for their theoretical and academic relevance, but also for their very real world policy implications.

Mas, devido à sua intrínseca relação com o conceito de expectativa, como veremos adiante, a credibilidade (na sua forma ampla) é relevante para praticamente todas as ciências sociais. Entretanto a maior parte do estudo que faremos aqui é baseada na problemática da economia monetária.

3.3 ALGUMAS INTERPRETAÇÕES E MEDIDAS DE CREDIBILIDADE

Anterior ao trabalho de Barro e Gordon (1983), a “hipótese da credibilidade” de Fellner (1976, 1979), descrita como semelhante à hipótese das expectativas racionais, propunha que “*firm and credible policies condition the public’s expectations and lead to much more strongly peaked and widely shared personal probability distributions concerning future events*” (FELLNER, 1979, p. 168-169). E a credibilidade seria obtida à medida que as crenças sobre a política estão em conformidade com a política que está sendo realizada e os anúncios oficiais sobre sua conduta — uma definição circular. Destarte, na sua origem a credibilidade foi relacionada à probabilidades atribuídas pelos agentes às políticas.

Posteriormente, Backus e Driffill (1985), baseados no modelo reputacional de Kreps e Wilson (1982), formularam a credibilidade como o equilíbrio sequencial de um jogo repetido,

² Para maior aprofundamento, ver outros artigos clássicos de credibilidade (e de reputação; termo correlato muitas vezes usado como sinônimo) selecionados em Persson e Tabellini (1994). Forder (2004b) faz um resumo crítico destes e de outros trabalhos sobre a credibilidade. Uma revisão mais ampla é obtida em Persson e Tabellini (1990) e Cukierman (2003). Sobre a linguagem na ciência econômica, ver as reflexões em Mitchell (2016) e em Fonseca (1991).

definindo-a em termos da probabilidade de que o governo seja do tipo averso à inflação. Cukierman e Meltzer (1986b) definem a credibilidade como o valor absoluto da diferença entre os planos do *policymaker* e a crença do público sobre esses planos³. Quanto menor essa diferença, maior a “credibilidade da política monetária planejada”. Entretanto, a medida de credibilidade no seu modelo é caracterizada pela velocidade em que o público é convencido de que novas políticas são adotadas (e.g. uma política desinflacionária), isto é, uma variável que mede “*the degree of sluggishness in expectations*” (CUKIERMAN; MELTZER, 1986b, p. 1108). Trabalhos como Ball (1995), Ireland (1995) e Nicolae e Nolan (2006) também utilizam a credibilidade de forma semelhante em modelos de equilíbrio geral, caracterizando-a pela velocidade de ajustamento. Conforme Ball (1995, p. 6), “*the results are more appealing if the assumption of full credibility is relaxed. Most important, combining imperfect credibility with staggering yields a better explanation for the effects of disinflation than credibility problems alone*”.

Outros modelos que estudam essas medidas desinflacionárias empregam a credibilidade de forma diversa, não diretamente relacionada à velocidade de ajustamento. Na maioria dos casos continuam sendo modelos novo-keynesianos que incorporam a teoria novo-clássica da credibilidade, comparando resultados de diferentes configurações: credibilidade perfeita, nula ou imperfeita. A literatura é extensa. Geralmente a credibilidade é relacionada a alguma variável ou parâmetro do modelo, que condiciona as expectativas e serve de *proxy* à credibilidade. Pode ser o peso/probabilidade, em uma combinação linear convexa, atribuído(a) à expectativa formulada diferentemente da correspondente às expectativas racionais (e.g. a de *adaptive learning*), como em Gibbs e Kulish (2017). Ou atribuído(a) a uma variável específica, relativa à expectativa, como em Huh e Lansing (2000), Bomfim e Rudebusch (2000) e Bonomo e Carvalho (2010).

Cukierman e Meltzer (1986a), em outro trabalho, definem duas medidas de credibilidade, agora para o “anúncio da política monetária” e não para os planos do *policymaker*. A “credibilidade média”, definida como o negativo da diferença absoluta entre o anúncio e a crença do público; e a “credibilidade marginal”, que mede o quanto a variação da meta anunciada afeta as expectativas. Faust e Svensson (2001, p. 373) usaram essa medida de credibilidade média e argumentaram preferir aplicar essa definição, que refere ao anúncio da política em vez dos planos do *policymaker*, pois, em princípio, o *policymaker* pode anunciar de forma crível uma política que não pretenda seguir. McCallum (1984, p. 106) concorda com a diferença: “*the credibility of a policy is to be distinguished from the credibility of the announcements pertaining to a particular period*”.

3.3.1 Medidas empíricas

Até agora citamos exemplos de estudos que estabeleceram medidas teóricas para a credibilidade, simularam valores ou os calibraram mediante alguma *proxy*. Mas há também os estudos

³ Haan, Eijffinger e Waller (2005) e outros autores concordam com essa definição.

empíricos, que testaram ou mensuraram estatisticamente/matematicamente a credibilidade na política monetária, relativa a alguma definição adotada ou construída. Nós exemplificaremos com alguns.

Debortoli e Lakdawala (2016) acompanham as ideias de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983) para usar o conceito de “credibilidade do banco central” como a habilidade deste em resistir à tentação de re-otimizar a política monetária. Os autores elaboram um modelo em que o comportamento do banco central segue um processo de mudança de regime de dois estados. Em cada período ele mantém a sua política prévia com probabilidade λ e passa a adotar um novo plano com probabilidade $1-\lambda$. Argumentam que a série temporal estimada da probabilidade $\lambda \in [0, 1]$ pode ser interpretada como uma medida de credibilidade do banco central.

Trabalhos como Schmidt-Hebbel et al. (2002) e Malikane e Mokoka (2012) realizaram testes indiretos em modelos macroeconômicos para identificar, de forma dicotômica, se os “anúncios de meta de inflação”, elencados no estudo, foram críveis ou não. No primeiro foi usado um modelo VAR de variáveis macroeconômicas; no segundo, uma curva de Phillips modificada.

Svensson (1993) também testou estatisticamente a credibilidade para alguns países selecionados. Mas seu objeto foi a meta de inflação (em formato de intervalo/banda), não o anúncio da meta. O autor construiu dois conceitos de credibilidade, cujos valores também são dicotômicos: a meta é crível ou não. Se os agentes acreditam que a inflação de um dado horizonte resultará no interior do intervalo da meta, então é crível. No primeiro conceito, existe “credibilidade absoluta” se os agentes acreditam atribuindo 100% de probabilidade; e há “credibilidade em expectativa” se os agentes acreditam com uma probabilidade menor que 100%. Um dos testes empíricos, que podemos considerá-lo indireto, consistiu em examinar se a taxa de juros real de mercado de uma dada maturidade estava entre o mínimo e o máximo da taxa de juros real consistente com a meta — esta última taxa (máximo e mínimo) é definida como a meta de inflação (máximo e mínimo) subtraída da primeira taxa de juros mencionada. Outro teste, direto, considerou dados de pesquisa de expectativas de inflação para dois horizontes. Se a média das expectativas estava no interior do intervalo da meta, então havia credibilidade absoluta e em expectativas, se estivesse fora, rejeitava-se a hipótese de credibilidade.

N’Diaye e Laxton (2002) usaram dados semelhantes ao de Svensson (1993). Eles calcularam a “credibilidade da política monetária” indiretamente, olhando para a taxa de juros nominal de longo-prazo R . Para cada período t , o valor da credibilidade é dado por:

$$f(R_t) = \frac{(R_t - R_{sup})^2}{(R_t - R_{sup})^2 + (R_t - R_{inf})^2} \quad (3.1)$$

onde f é a função credibilidade e R_{inf} e R_{sup} são os valores da taxa de juros considerados baixo e alto, respectivamente. São os limites inferior e superior que padronizam o contradomínio da função credibilidade para o intervalo $[0, 1]$, calibrados de forma *ad hoc*. Se $R_t = R_{inf}$, então a

credibilidade é máxima ($=1$); se $R_t=R_{sup}$, então é mínima/nula ($=0$).

Já Neuenkirch e Tillmann (2014) defendem que a “credibilidade do banco central” reflete a sua performance nas inflações passadas. Ela é modelada como uma função linear do desvio absoluto entre a média das inflações passadas e a meta de inflação:

$$f(\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-q}) = 1 - a \left| \left(\frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \pi_{t-i} \right) - \pi^* \right| \quad (3.2)$$

onde a é uma constante positiva, π_t é a inflação em t e π^* é a meta de inflação.

Partilhando das noções de Cukierman e Meltzer (1986b), há uma grande variedade de trabalhos que propõem uma medida de credibilidade a partir da diferença entre a expectativa de inflação, coletada em pesquisas de opinião (*surveys*), e a meta de inflação — chamaremos essa diferença de “hiato da inflação”. Como essas coletas de expectativas são periódicas, digamos trimestralmente, possibilitam a construção de uma série temporal para a variável. A expectativa de inflação usada no cálculo geralmente é uma medida de tendência central, principalmente mediana e média, da amostra de expectativas dos agentes que informam suas previsões no *survey* para determinados horizontes. A meta de inflação também varia de acordo com o contexto empírico do estudo. Em geral, o horizonte da meta utilizado é de um ano e a meta é um intervalo, este último formado por um centro focal, denotado por π^* , e um raio de tolerância α , fazendo o intervalo $[\pi^* - \alpha, \pi^* + \alpha] = [\pi_{inf}^*, \pi_{sup}^*]$. Às vezes a meta intervalar não tem centro focal e é definida apenas pelos limites do intervalos; outras vezes a meta é pontual, *i.e.* $\alpha=0$. Algumas aplicações têm a meta variando no tempo, mas vamos simplificar as apresentações abstraíndo-nos de todos os subíndices de tempo.

Dentre esse grupo de trabalhos, Cecchetti e Krause (2002) propõem uma medida (um índice) de “credibilidade do banco central” (usada naquele estudo com o sinônimo de “credibilidade da política monetária”) com uma meta pontual. Assim como em N’Diaye e Laxton (2002), a normalizam para o intervalo $[0, 1]$:

$$f(\mathbb{E}(\pi)) = \begin{cases} 1 & \text{se } \mathbb{E}(\pi) \leq \pi^* \\ 1 - \frac{\mathbb{E}(\pi) - \pi^*}{20 - \pi^*} & \text{se } \pi^* < \mathbb{E}(\pi) < 20 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases} \quad (3.3)$$

onde $\mathbb{E}(\pi)$ é a expectativa de inflação⁴. Logo, estabelecem credibilidade máxima mesmo para expectativas muito abaixo da meta. Se a inflação esperada é maior ou igual ao limite superior *ad hoc* de 20%, atribuem credibilidade zero.

⁴ Cecchetti e Krause (2002) não utilizaram dados de *surveys* para obter as expectativas de inflação, mas as inferiram como uma média de inflações passadas, de forma análoga à Neuenkirch e Tillmann (2014) na equação (3.2).

Baseado em Cecchetti e Krause (2002), Mendonça (2007) propõe um índice de “credibilidade do regime monetário” de metas de inflação, igualmente normalizado para o intervalo $[0, 1]$, mas considerando uma meta intervalar⁵:

$$f(\mathbb{E}(\pi)) = \begin{cases} 1 - \frac{|\mathbb{E}(\pi) - \pi^*|}{\alpha} & \text{se } \pi_{inf}^* < \mathbb{E}(\pi) < \pi_{sup}^* \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases} \quad (3.4)$$

A medida imputa credibilidade nula para expectativas fora do intervalo de flutuação e credibilidade perfeita se a expectativa é exatamente o centro focal da meta. Posteriormente, Mendonça e Souza (2009) propoem uma nova medida, agora referida como “credibilidade da política monetária”, fazendo uso também do valor 20% adotado em Cecchetti e Krause (2002):

$$f(\mathbb{E}(\pi)) = \begin{cases} 1 & \text{se } \pi_{inf}^* \leq \mathbb{E}(\pi) \leq \pi_{sup}^* \\ 1 - \frac{\mathbb{E}(\pi) - \pi_{sup}^*}{20 - \pi_{sup}^*} & \text{se } \pi_{sup}^* < \mathbb{E}(\pi) < 20 \\ 1 - \frac{\pi_{inf}^* - \mathbb{E}(\pi)}{\pi_{inf}^*} & \text{se } 0 < \mathbb{E}(\pi) < \pi_{inf}^* \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases} \quad (3.5)$$

Nesse ensejo, Dogan e Bozdemir (2014) criaram outros dois índices de “credibilidade do banco central”. Em um deles usam a função quadrática $g(x) = x^2$, no outro a sua inversa $g(x) = \sqrt{x}$, tal que⁶:

$$f(\mathbb{E}(\pi)) = \begin{cases} 1 - g\left(\frac{|\mathbb{E}(\pi) - \pi^*|}{\alpha}\right) & \text{se } \pi_{inf}^* \leq \mathbb{E}(\pi) \leq \pi_{sup}^* \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases} \quad (3.6)$$

No mesmo artigo ainda propuseram outras três medidas de credibilidade, que ponderam de formas distintas valores passados da série temporal construída a partir de uma modificação do índice (3.5).

Há outros trabalhos que propõem índices de credibilidade, mas que não citamos aqui. A contribuição dessas medidas é a de imputar uma função-perda à diferença citada por Cukierman e Meltzer (1986b), *i.e.* o hiato da inflação⁷. Esses índices têm grandes vantagens em relação ao simples hiato. Com a função-perda eles normalizam essa diferença expectacional para o intervalo

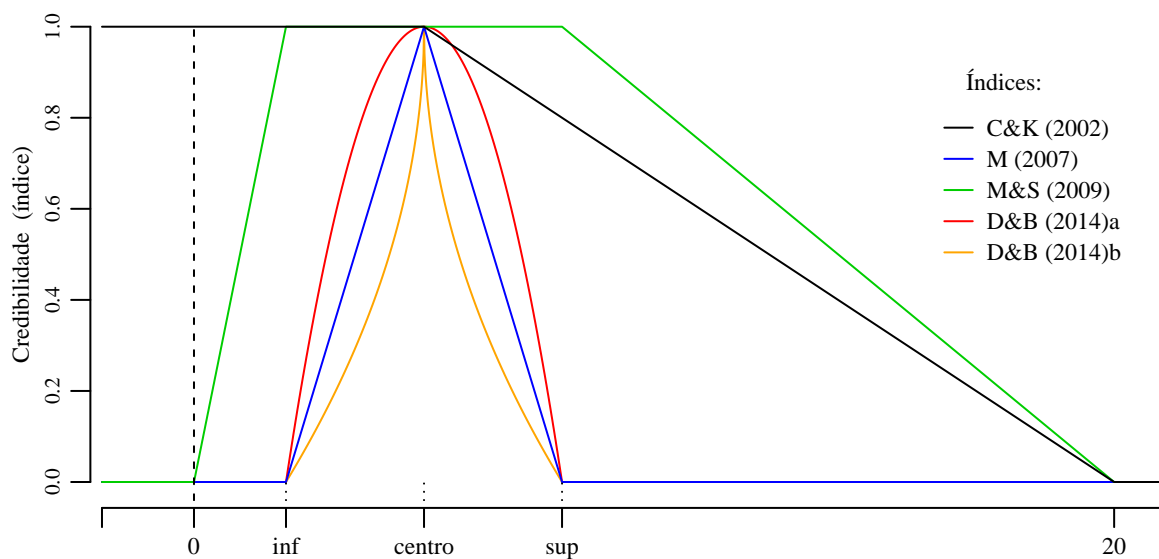
⁵ Aparentemente houve um erro na apresentação da função: no texto do artigo a expressão $|\mathbb{E}(\pi) - \pi^*|$ aparece sem o operador de módulo, mas na descrição do índice a diferença é tratada com valores absolutos. Seguimos conforme a descrição.

⁶ Aqui parece que houve o mesmo erro de Mendonça (2007) na apresentação da função: no artigo a expressão $|\mathbb{E}(\pi) - \pi^*|$ aparece sem o operador de módulo, mas na descrição da medida o hiato é tratado com valores absolutos. Seguimos conforme a descrição.

⁷ N’Diaye e Laxton (2002), com a medida (3.1), fazem isso indiretamente, não com o hiato da inflação, mas através da taxa de juros de longo prazo.

$[0, 1]$, assim o valor pode representar um peso ou uma probabilidade. Também possibilitam uma medida estável e comparável para aplicação em dados distintos, *e.g.* para economias com diferentes raios de tolerância (α) nas metas de inflação. E permitem dosar os pesos das diferenças à escolha do pesquisador, o que pode ser uma vantagem ou uma desvantagem — nos citados trabalhos, muitas dessas escolhas não foram justificadas. No Gráfico 12 provemos uma visualização gráfica das funções-perda atribuídas pelos autores. De fato, há infinitas possibilidades para essas funções e índices de credibilidade. E conforme observado no gráfico, seus resultados podem ser bem distintos, mesmo referindo-se à mesma variável.

Gráfico 12 – Funções-perda e índices de credibilidade



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos artigos citados.

Nota: Nomeamos as curvas de acordo com os respectivos artigos que elaboraram os índices, referenciados com as iniciais dos autores e o ano. As curvas D&B (2014)a-b referem-se às funções-perda da equação (3.6), com as funções $g(x)=x^2$ e $g(x)=\sqrt{x}$ respectivamente. No eixo inferior, das expectativas de inflação (em %), as marcas “inf”, “centro” e “sup” referem-se aos valores π_{inf}^* , π^* e π_{sup}^* respectivamente. Para facilidade visual, consideramos $\pi^*=5\%$ e $\alpha=3p.p.$

3.4 ORGANIZAÇÃO DO CONCEITO

Nesta seção elaboramos uma organização do conceito e da medida de credibilidade concernente à teoria monetária. Utilizamos a semântica natural da palavra, das línguas inglesa e portuguesa⁸, no sentido usual — *i.e.* a condição de estar ou ser crível, acreditado; a qualidade daquilo em que se acredita. A partir dela, e de sua respectiva sintaxe, buscamos formalizá-la em um modelo simples que contemple a mais ampla gama de definições/medidas já empregadas nesse contexto.

⁸ Semântica também comum a outras línguas, como o espanhol (*credibilidad*), italiano (*credibilità*) e francês (*crédibilité*).

Há duas partes envolvidas na credibilidade: a que acredita e a que é acreditada. A ação de acreditar é necessariamente realizada por um *agente*, provido de capacidade cognitiva — a parte que acredita⁹. E como há vários agentes que realizam a ação de acreditar, uma única “parte acreditada” pode possuir ao mesmo tempo várias credibilidades (condição de ser/estar acreditado), cada uma referente a um agente¹⁰.

Quanto à parte acreditada, a que tem a credibilidade, o complemento verbal da palavra acreditar pode ser diverso: uma proposição, um agente, uma ideia, fenômeno etc. E exemplificando a versatilidade da linguagem informal, argumentada por Frege (2009), o significado de acreditar também é variado e pode depender do complemento. Podemos ter os significados, entre outros, de:

- a) *existência*, como na frase “Eu acredito em Deus e em fantasmas”. Logo, Deus e os fantasmas têm credibilidade (de existir);
- b) *eficácia*, em “Acredito no investimento em educação, a fim de aumentar a renda”. Então o investimento em educação tem credibilidade (de ser eficaz);
- c) *ocorrência*, em “Acredito na justiça, não haverá impunidade”. Então a justiça tem credibilidade (de ocorrer);
- d) *veracidade* de uma proposição, em “Acredito no que está escrito, é tudo verdade”. Então esse texto tem credibilidade (de ser verdadeiro);
- e) *veracidade* de um agente, em “Acredito no autor do texto, ele escreve a verdade”. Então o autor tem credibilidade (de emitir verdades); as proposições que emite/emitiu/emitará são consideradas verdadeiras e, portanto, estas também têm credibilidade (de serem verdadeiras).

Assim, “acreditar no banco central”, sem detalhamento ou contexto, pode ser o mesmo que acreditar na existência do banco, e/ou na sua eficácia, veracidade de suas proposições etc¹¹. Por sua vez, a eficácia (assim como a existência, a veracidade etc.) também é relativamente ampla, pois há a eficácia em produzir, em persuadir, em atingir objetivos etc. E pode ser novamente detalhada para a eficácia em produzir relatórios, palestras, políticas, entre outros. Talvez aprofundada ainda para contextos de tempo, espaço, clima social etc; e assim por diante.

Então a ambiguidade da credibilidade no contexto monetário é só devido à falta do completo detalhamento? Na verdade, não. Primeiro porque pode não haver o detalhamento completo, no sentido de sempre poder se detalhar mais. E outra que o alvo da avaliação pode ser exatamente um agregado, assim como ocorre com frequência na macroeconomia; *e.g.* as

⁹ O agente pode ser um indivíduo ou um grupo deles. O agente que é uma instituição (pública ou privada) é a representação de um grupo de indivíduos, ou mesmo de um único indivíduo. Para aplicações modernas, podemos ainda estender o conceito de agente para instrumentos automatizados que são controlados por indivíduos.

¹⁰ É possível haver um (ou mais de um) agente que representa o agregado de todos os agentes (sem incluir esse representativo de todos, para evitar o paradoxo de Russell), bem como subgrupos deles.

¹¹ A descrição dos significados feita por Forder (2004a) é semelhante, com exemplos para a credibilidade.

variáveis inflação, PIB e desemprego. Podemos querer avaliar a eficácia média, por exemplo. Portanto, é possível haver exatidão semântica na avaliação da variável agregada/representativa *eficácia* do agente. O mal-entendido reside principalmente em usar um sentido e referir à outro; ou usar/referir um sentido e ser entendido em outro. E é possível que ambos os desentendimentos surjam pela falta de organização e conhecimento dos diversos sentidos, ou pela simples incorreção textual. O presente trabalho busca propor essa organização e lembrar da importância da correção textual.

Lembre que a inflação de uma cesta de produtos é uma medida agregada e que, com a informação apenas dessa medida, não é possível detalhar a inflação dos itens da cesta individualmente. Assim, é incorreto igualar conceitualmente a variação percentual do IPCA à inflação da gasolina no período; e o inverso também. Ora, o mesmo ocorre com a credibilidade e demais construtos quando se quer um sentido formal¹². É lícita a medida de credibilidade agregada, porém não é correto o seu uso como equivalente à credibilidade de ser eficaz, por exemplo; pois a credibilidade de ser verdadeiro está incluída na agregada. Mas, poder-se-ia argumentar que o uso da sinédoque¹³ é válido e importante para poder se obter um texto fluído. Nosso contra-argumento é que nesse *tradeoff* o custo da ambiguidade no texto científico é muito maior que o custo de uma leitura entediante. Outrossim, é possível fazer uma descrição inicial completa do objeto e depois referenciá-la de forma sucinta, com a metonímia.

Como consequência, não devemos considerar equivalentes os termos “credibilidade do banco central” e “credibilidade da política monetária”, assim como não o fizemos para “inflação dos combustíveis” e “inflação dos alimentos”. Afinal, “banco central” e “política monetária” não são o mesmo objeto¹⁴: não aludem aos mesmos elementos característicos, tampouco são do mesmo tipo, pois um é agente e o outro não. O argumento estende-se para as credibilidades do “anúncio do banco central”, “regime monetário”, “meta de inflação” e outros.

3.4.1 Um único sentido e unidade de medida

Devido à multiplicidade de sentidos de “acreditar” (e de “credibilidade”), a interpretação do valor atribuído à credibilidade também pode ser diversa. Para um objeto físico, possuir 10 unidades de massa (*e.g.* quilogramas) é diferente de possuir 10 unidades de volume (*e.g.* litros), pois são grandezas físicas diferentes. Da mesma forma, o banco central possuir 10 de eficácia não é o mesmo que possuir 10 de veracidade. Na informação “10 de credibilidade”, o numeral

¹² Obviamente também usamos as palavras no sentido informal; até por que é necessário empregar uma metalinguagem para construir (e referenciar sobre) uma outra ou a mesma linguagem, inclusive a formal. Não afirmamos que seja incorreto usar palavras cujos sentidos estritos são outros. Nosso argumento é para o uso de objetos de sentido exato quando se deseja a formalidade.

¹³ Sinédoque (ou *synecdoche*, em inglês) é a figura de linguagem, um tipo de metonímia, em que se refere à parte de algo, quando se quer o sentido do todo; ou se refere ao todo, com o sentido da parte.

¹⁴ Poderíamos considerar como mesmo objeto, por exemplo, o “banco central” e o “*policymaker*”, quando apenas empregamos palavras diferentes para referir à mesma coisa.

pode representar diferentes grandezas e magnitudes, dependendo da interpretação e mensuração dada para o conceito.

Em nossa formalização, iremos considerar o “acreditar” e a credibilidade em um único sentido, cujo o uso correto pode englobar todos os demais. Assim também empregamos uma única medida, com grandes vantagens para o tratamento formal. Não argumentamos pela invalidade ou descarte dos outros, mas propomos um uso formal nesse sentido único, que aninha os demais. Por razões que se tornarão claras, usaremos o sentido da veracidade, em que o agente julga a condição de uma proposição ser verdadeira, ou a condição de outro agente emitir proposições verdadeiras.

Qualquer das interpretações citadas para a credibilidade pode ser exatamente expressa em uma proposição usando o sentido da veracidade. Dos exemplos anteriores (página 55), podemos reescrever b) como “Acredito na veracidade de que o investimento em educação é eficaz para aumentar a renda”¹⁵, ou de forma mais sucinta, desde que o sentido se mantenha claro. Neste caso, transformamos a credibilidade no sentido de eficácia em uma credibilidade no sentido de veracidade de uma proposição de eficácia¹⁶. Na primeira, quem tem a credibilidade é o investimento em educação, na segunda é a proposição (de que ele é eficaz em aumentar a renda) que tem a credibilidade.

Transformação semelhante pode ser feita em e) alterando o objeto da credibilidade, do agente para uma proposição (de que as proposições que o agente emite são verdadeiras). Entretanto, mantivemos o agente como possível objeto da credibilidade no presente modelo (nesse sentido estrito), devido ser usual esse emprego na literatura e prático em alguns contextos¹⁷. Nessa semântica, a credibilidade do agente é uma agregação das credibilidades das proposições que emite/emitiu/emirá e, por ser uma agregação, pode manter o mesmo tipo de medida e escala. Outrossim, usamos “emite/emitiu/emirá” pois não há especificação de quais proposições do agente são avaliadas, portanto deve-se considerar todas. Daqui em diante usaremos esse verbo somente no presente, mas querendo referenciar todas as proposições; e usaremos “credibilidade do agente” somente no sentido de veracidade das proposições que emite. Também, após termos escolhido a interpretação, usaremos “credibilidade” apenas no sentido da veracidade de proposição, ou de veracidade de agente, exceto quando indicado diferente. A palavra “avaliação” será usada geralmente no sentido de avaliação de veracidade.

Na lógica clássica as proposições assumem os valores *verdadeiro* (1) ou *falso* (0). Se a avaliação realizada pelo agente for dicotômica, podemos usar esses valores para a mensuração da credibilidade. Na verdade, podemos usar no tratamento e na aplicação da credibilidade toda

¹⁵ Talvez seja necessário definir “eficácia”, se sobrar ambiguidade no estudo que a usa (*e.g.* diferenciá-la da eficiência). Mas nosso objetivo aqui não é esse; almejamos definir/organizar apenas a credibilidade.

¹⁶ Neste caso a proposição é “(a eficácia do) investimento em educação para aumentar a renda é (igual a) eficaz”.

¹⁷ Qualquer outro sentido que se queira dar à “credibilidade do agente” pode ser obtida estruturando-a em uma proposição — mas obviamente deixará de ser credibilidade do agente e sim credibilidade da proposição.

a estrutura do cálculo proposicional, cálculo de predicados e lógicas de ordem mais altas¹⁸. Abusando da linguagem, quando a avaliação for dicotômica podemos definir a expressão usual “ter credibilidade” como a atribuição do valor verdadeiro à credibilidade; e “não ter credibilidade” como a atribuição do valor falso (apesar do paradoxo léxico).

Se as avaliações não forem dicotômicas e o agente julga proposições (e outros agentes) parcialmente verdadeiras(os), então uma possibilidade para a mensuração é usar a lógica *fuzzy*, em que as proposições assumem valores no intervalo $[0, 1]$. O valor 1 corresponde à totalmente verdadeiro e 0 à totalmente falso (isso aninha a medida dicotômica); e valores intermediários representam verdade/falsidade parcial. Considere, por exemplo, a proposição “a camisa é verde”. Como há vários tons de verde e não há um limiar preciso que os diferencie dos tons de azul, o agente atribui um grau de pertencimento da camisa ao conjunto (*fuzzy*) de camisas verdes, *i.e.* um grau de verdade à proposição. Na visão *fuzzy* a incerteza decorre da imprecisão dos conjuntos, não da aleatoriedade dos eventos envolvidos ou de outros motivos.

Na teoria da probabilidade sob a abordagem subjetiva, a incerteza pode decorrer de qualquer motivo, seja pela aleatoriedade da variável, imprecisão dos conjuntos e eventos, falta de informações etc. Nesse paradigma, a probabilidade é um grau de crença (*degree of belief*), ou um grau de incerteza/certeza, que também assume valores no intervalo $[0, 1]$, mas onde 0 descreve a crença na impossibilidade da ocorrência do evento e 1 a certeza dessa ocorrência¹⁹. Ou, no presente contexto, respectivamente, a crença na impossibilidade da proposição ser verdadeira e a certeza de que é verdadeira. Nós assumimos essa interpretação de probabilidade, sob a genérica formalização axiomática de Kolmogorov²⁰, para usá-la como medida de credibilidade da proposição. Apesar de haver ainda outras opções para a mensuração da credibilidade²¹, esta nos parece mais “natural”, bem estabelecida e usual na Ciência Econômica, com grandes vantagens para sua integração com várias áreas dessa ciência.

3.4.2 Estrutura formal da credibilidade

Nós aninhamos as proposições que serão objeto de avaliação em apenas dois tipos: a que iguala um termo a um valor específico de uma variável; e a proposição que afirma que o valor que torna verdadeira uma proposição do tipo anterior pertence a determinado conjunto. Apesar de a primeira poder ser aninhada na segunda, habilitaremos as duas situações para uma maior flexibilidade lexical nas formulações das proposições. Assim diminuiremos a exigência de na

¹⁸ Não existe uma mensuração e uma estrutura de cálculo assim, consolidada, para a eficácia, existência e outras possíveis interpretações dicotômicas de credibilidade.

¹⁹ Em todas essas teorias/abordagens, os limites/elementos 0 e 1 são apenas uma convenção.

²⁰ Nessa fundamentação teórica da probabilidade, a estrutura formal da credibilidade descrita adiante se faz adequada também para outros sistemas teóricos da probabilidade.

²¹ Exemplos são as estruturas da Teoria da Evidência (também conhecida como Teoria de Dempster–Shafer ou *Theory of Belief Functions*; ver os trabalhos clássicos em Yager e Liu (2007)) e a Teoria da Mensuração Conjunta (ver Luce e Tukey (1964)).

linguagem natural formular proposições demasiado técnicas e pouco usuais. Entretanto, essa separação é virtual.

Nesta subsecção nós formalizaremos a credibilidade nos termos já discutidos. Como visto, serão dois os possíveis objetos de avaliação que estarão associados a credibilidades (também chamados de objetos da credibilidade): uma proposição nos moldes descritos (q); ou um agente (i). A credibilidade do agente também pode ser entendida como a credibilidade de uma proposição, portanto nossa exposição inicial será para esse objeto amplo. Mais adiante discutiremos sobre a agregação de credibilidades e a credibilidade do agente.

3.4.2.1 Proposições e crenças

Em termos genéricos, seja q_ω a proposição de que o termo \mathcal{A} , um objeto qualquer, é igual ao valor ω^* da variável ω cujo domínio é Ω . E seja q_A a proposição de que o valor $\tilde{\omega}_A$ pertence ao subconjunto $A^* \subset \Omega$, onde $\tilde{\omega}_A$ é o valor assumido por ω que torna verdadeira a proposição q_ω . Por sua vez, A^* é um valor específico da variável A , cujo o domínio é \mathbb{A}_Ω . Em notação resumida,

$$q_\omega := (\mathcal{A} = \omega^*) \quad , \quad \omega^* \in \Omega \quad (3.7)$$

$$q_A := (\tilde{\omega}_A \in A^*) \quad , \quad A^* \subset \Omega \quad (3.8)$$

O conjunto Ω é não-vazio e mensurável, e possui todos os possíveis valores que a variável ω pode assumir na avaliação da proposição (3.7), *i.e.* o domínio da variável ω . Como Ω é mensurável, associado a esse conjunto há um espaço mensurável $(\Omega, \mathbb{A}_\Omega)$, onde \mathbb{A}_Ω é uma σ -álgebra de subconjuntos de Ω , chamados de *eventos*. Assim, no sentido inverso, Ω é o conjunto que contém todos os elementos de todos os subconjuntos $A \in \mathbb{A}_\Omega$. Usaremos a σ -álgebra de Borel para conjuntos não-contáveis, que serão sempre sub-conjuntos do espaço euclidiano; para conjuntos contáveis, não necessariamente conjuntos numéricos e ordenados, a σ -álgebra será seu conjunto das partes.

Observação 1. A fórmula $(\mathcal{A} = \omega)$ é uma sentença-aberta, pois nela ω é uma variável livre; igualmente $(\tilde{\omega}_A \in A)$. Mas q_ω e q_A são sentenças, proposições, pois as variáveis não são mais livres; já houve uma atribuição de valores às variáveis. Declarar $\forall A(\tilde{\omega}_A \in A)$ significa atribuição múltipla e variável não livre, logo são proposições.

Observação 2. Conforme as definições de q_ω , q_A e Ω , existe a proposição $(\mathcal{A} = \omega^*)$ se, e somente se, existe $(\tilde{\omega}_A \in \{\omega^*\})$.

Quanto ao termo \mathcal{A} , este tem que ser formulado tal que $(\mathcal{A} = \omega)$ seja verdadeira para apenas um valor de ω . Se \mathcal{A} propiciar mais de um valor que torne a proposição verdadeira, então deve ser reformulado para que o conjunto desses valores seja o elemento $\tilde{\omega}_A$ do conjunto-verdade. Para manter a coesão do modelo e satisfazer o exposto, fazemos as seguintes suposições.

Suposição 1. As proposições q_ω e q_A não são auto-contraditórias e seus avaliadores as interpretam corretamente. Também, quaisquer dois elementos de Ω não são equivalentes entre si para fins de avaliação dessas proposições

Suposição 2. O avaliador é indiferente quanto às proposições $(\mathcal{A} = \omega^*)$ e $(\tilde{\omega}_A \in \{\omega^*\})$. Ou seja, o processo e os resultados da avaliação de $(\mathcal{A} = \omega^*)$ são os mesmo caso a proposição não fosse essa, mas $(\tilde{\omega}_A \in \{\omega^*\})$.

O agente avalia, potencialmente sob incerteza, se ω^* é o verdadeiro valor $\tilde{\omega}_A$ (i.e. se $\tilde{\omega}_A \in A^*$) e estabelece a sua crença na proposição. Sua incerteza, personalíssima, mas influenciável, pode decorrer da percepção de uma aleatoriedade de ω , de uma imprecisão dos elementos de Ω , ou de falta de informações sobre \mathcal{A} , entre outras. Consideramos que diversos tipos de proposições podem ser objeto de avaliação para os agentes, mas na presente estrutura só as proposições formuladas tal como q_ω ou q_A é que podem ser um objeto de credibilidade, conforme definida adiante. Seja q uma dessas proposições. Se q é avaliada por algum agente i , então necessariamente há uma credibilidade associada a q , relativa a i ; e q é o objeto dessa credibilidade. Objetos que não são proposições também podem ser objetos de avaliação. Se for um agente, então é objeto de credibilidade; e terá uma credibilidade associada se for avaliado. Estabelecemos a seguinte definição para o contexto da credibilidade:

Definição 1 (*Alvo e foco*). Se a proposição (3.7) é avaliada por algum agente, denominamos \mathcal{A} de *alvo* da credibilidade e ω^* de *foco* da credibilidade. Se for a proposição (3.8), então A^* é o foco da credibilidade, com o mesmo alvo \mathcal{A} . O conjunto Ω é chamado de *domínio do foco*.

O termo \mathcal{A} é dito alvo da credibilidade pois é também o alvo da proposição; o mesmo ocorre com o foco: ω^* e A^* são os focos das respectivas proposições. Por isso, também dizemos que \mathcal{A} é alvo e ω^* (ou A^*) é o foco da avaliação e da crença do agente na proposição. O objeto da crença do avaliador, aquilo em que ele acredita ser verdade, neste modelo será sempre algum objeto de credibilidade.

As avaliações são subjetivas, no sentido de que são realizadas por meio de um processo cognitivo do agente avaliador, seja usando meios objetivos (estatísticos, matemáticos etc), heurísticos ou outros, influenciado ou não por estados psicológicos, biológicos e sociais²². No entanto, condicionaremos as avaliações a algumas características cognitivas e técnicas. Podemos denominar esse condicionamento como uma “hipótese de racionalidade” para os avaliadores (ou para as avaliações). Não iremos axiomatizar essa “racionalidade”; ela pode ser apreendida a partir das suposições que faremos. Apesar dessa restrição, formularemos o modelo para estudar uma classe ampla de avaliações.

²² Para uma revisão introdutória destes aspectos e dos processos cognitivos em ambientes econômicos, ver Reuter e Montag (2016).

Sendo a avaliação subjetiva, cabe ao agente avaliador decidir sobre quais os possíveis valores que o alvo \mathcal{A} assume na avaliação, *i.e.* o domínio Ω da variável ω . No entanto, Ω deve ser mensurável²³; e conforme a construção, deve ser não-vazio, pois para q_ω ser uma proposição de igualdade, deve existir o foco ω^* . Além disso, conforme já assumimos na Suposição 1, o agente avaliador não inclui elementos equivalentes em Ω para a avaliação²⁴. Obviamente, o agente pode ser externamente motivado a avaliar q_ω sujeito a um determinado domínio do foco, como em uma pesquisa de opinião — neste caso é o agente que escolhe usar o domínio do foco proposto pela pesquisa. Não impomos que Ω *tenha apenas*, ou ainda, que *tenha* os valores que o alvo \mathcal{A} “realmente possa assumir”, mas o definimos como possuindo todos os elementos que o agente utiliza para avaliar a proposição.

Exemplo 1. Se todas as cores primárias pertencem a Ω e o valor “3 metros” também pertence a Ω , com $\mathcal{A} :=$ “cor primária mais próxima à cor do sol”, um agente que conhece esses elementos irá crer que a proposição q_ω com o foco “3 metros” é certamente falsa.

Exemplo 2. Se a proposição for $(\pi = 2,5)$, onde $\mathcal{A} := \pi$ é determinada taxa de inflação²⁵, o agente avaliador pode considerar Ω como o conjunto dos números reais com no máximo um dígito decimal, ao passo que o conjunto de valores que π “realmente pode assumir” inclui números com mais de um dígito decimal. Esse processo cognitivo pode ocorrer, por exemplo, como uma forma de lidar com a incerteza, agregando um intervalo na vizinhança desses números²⁶.

O avaliador de q_ω pode estar incerto quanto à veracidade, por diversos motivos, mas se no limite o conjunto Ω tem apenas um elemento, isto é $\exists! \omega^* \in \Omega$, então necessariamente o foco é este valor ω^* e o agente acredita totalmente em q_ω . Lembre que, conforme já discutido, o “acreditar” é aqui usado no sentido de veracidade, logo acreditar em q_ω significa avaliá-la verdadeira. Como habilitamos crenças parciais, ou incerteza sobre veracidade, o adjetivo totalmente é usado para referencial o máximo da crença ou da certeza (incerteza nula/mínima) de que a proposição é verdadeira.

Quanto à proposição q_A , observa-se que \mathbb{A}_Ω tem ao menos dois elementos, pois $\emptyset \subset \Omega$ e, como $\exists \omega^* \in \Omega$, também $\{\omega^*\} \subset \mathbb{A}_\Omega$. Supondo o exemplo anterior de que $\exists! \omega^* \in \Omega$, a σ -álgebra é a trivial $\{\emptyset, \{\omega^*\}\}$, com $\Omega = \{\omega^*\}$. Neste caso, com o foco $A^* := \{\omega^*\}$, igualmente o avaliador terá certeza de que q_A é verdadeira, decorrente da definição de q_A e da Suposição 2. Terá certeza que é falsa com o foco $A^* := \emptyset$, pois $\tilde{\omega}_A \in \emptyset$ é impossível.

²³ De fato, essa é uma condição pouco exigente, pois não são usuais os conjuntos que são não-mensuráveis.

²⁴ Ele não inclui *e.g.* “seis” e “meia-dúzia” em Ω ; ou inclui mas os considera diferentes/não-equivalentes.

²⁵ Aqui π não é uma variável, mas um nome, uma referência à taxa. A variável, no lado direito da proposição, já assumiu o valor 2,5. Ver a Observação 1.

²⁶ Explorando a relação entre a incerteza e o arredondamento, Binder (2017) revisa alguns estudos em cognição e linguística e usa o princípio *Round Numbers Suggest Round Interpretation*, de Krifka (2009), para quantificar a incerteza associada a “respostas arredondadas” (como em pesquisas de expectativas de inflação). Entretanto, os argumentos sobre as preferências por números arredondados são diversos.

Observação 3. Pela definição de Ω e de \mathbb{A}_Ω , o agente avaliará sempre que: *i*) $(\tilde{\omega}_A \in \Omega)$ certamente é verdadeira; e *ii*) $(\tilde{\omega}_A \in \emptyset)$ certamente é falsa.

Suposição 3. Seja a proposição $q_A := (\tilde{\omega}_A \in A^*)$ em (3.8); e seja \mathbb{A}_Ω a σ -álgebra de Ω . Assumimos que, se um agente avalia q_A , então ele avalia $(\tilde{\omega}_A \in A)$ para todo $A \in \mathbb{A}_\Omega$ e atribui um único valor $\mathbb{B}(A)$ referente à cada uma dessas proposições avaliadas. Este valor é a *crença* (*belief*) do agente na proposição.

Para fazermos uma interpretação correta de $\mathbb{B}(A^*)$, é válido distingui-la do construto crença como condição/estado de quem acredita. $\mathbb{B}(A^*)$ é uma quantificação deste estado, não o próprio estado. Portanto, quando for necessário, quando houver possibilidade de ambiguidade, referimo-nos a $\mathbb{B}(A^*)$ como o valor/intensidade da crença. Tecnicamente, estamos fazendo uso da metonímia para facilitar a linguagem, assim como fazemos com a inflação e a taxa de inflação.

A Suposição 3 pode parecer restritiva demais para avaliações subjetivas, pois exige que o agente avalie $(\tilde{\omega}_A \in A)$ para toda combinação $A \in \mathbb{A}_\Omega$ de valores $\omega \in \Omega$. Mas a autonomia do agente avaliador em decidir Ω permite abarcar muitas situações, inclusive a que, no limite, resulta $\exists! \omega^* \in \Omega^{27}$. Outrossim, não condicionamos o domínio do foco a ser numérico, tampouco ordenado; basta ser não-vazio e mensurável. Isso possibilita valores imprecisos e genéricos, como muito e pouco, alto e médio etc. A suposição também é uma premissa para que as avaliações sejam realizadas em termos relativos, comparando cada um dos focos ω^* com os demais valores $\omega \in \Omega$ em q_ω ; também possibilitando a mensuração das avaliações (das proposições q) em termos proporcionais. Um corolário da Suposição 3, em combinação com a Suposição 2, é que a proposição $(\mathcal{A} = \omega)$ também será avaliada $\forall \omega \in \Omega$, ao menos indiretamente; e a crença $\mathbb{B}(\{\omega^*\})$ na proposição $(\tilde{\omega}_A \in \{\omega^*\})$ será a mesma para $(\mathcal{A} = \omega^*)$.

Devido às convenções já bem estabelecidas, discutidas no início dessa seção, adotamos a crença $\mathbb{B}(A^*) = 1$ quando o avaliador tem certeza que a respectiva proposição é verdadeira, e $\mathbb{B}(A^*) = 0$ quando tem certeza que é falsa. E como implicação à Observação 3, $\mathbb{B}(\emptyset) = 0$ e $\mathbb{B}(\Omega) = 1$. Crenças intermediárias (que carecem de certeza quanto à veracidade) correspondem a combinações convexas daqueles valores, logo $\forall A (\mathbb{B}(A) \in [0, 1])$. Atendendo à exigência da Suposição 3, certamente há uma função $\mathbb{B} : \mathbb{A}_\Omega \rightarrow [0, 1]$ para representar essa atribuição de valores das crenças, relativas ao conjunto de proposições $\mathbb{P}_{\mathcal{A}, \Omega}$, definido como

$$\mathbb{P}_{\mathcal{A}, \Omega} := \{(\tilde{\omega}_A \in A) \mid (\tilde{\omega}_A \in A) \text{ proposicao como em (3.8)}\} \quad (3.9)$$

e $\mathbb{B}(A^*)$ é a imagem de A^* nessa função²⁸. Denominamos \mathbb{B} de *função crença* do agente, referente ao alvo \mathcal{A} , ou de *crença referente a \mathcal{A}* . A suposição a seguir resume e completa as condições suficientes de nossa intenção de mensuração.

²⁷ Um exemplo para essa situação é quando o agente quer avaliar \mathcal{A} baseado apenas na opinião/projeção pontual $\mathbb{E}_0(\mathcal{A})$ de outro agente $i=0$. Ele dá total crédito à opinião $\mathbb{E}_0(\mathcal{A})$ e avalia a proposição $(\mathcal{A} = \mathbb{E}_0(\mathcal{A}))$, com $\Omega = \{\mathbb{E}_0(\mathcal{A})\}$, como certamente verdadeira.

²⁸ Poderíamos definir \mathbb{B} tendo $\mathbb{P}_{\mathcal{A}, \Omega}$ como domínio, mas a primeira forma é mais simples.

Suposição 4. Assumimos que a crença $\mathbb{B}(A^*)$ do agente avaliador na proposição ($\tilde{\omega}_A \in A^*$), como descrita na Suposição 3, é a imagem de A^* na função $\mathbb{B} : \mathbb{A}_\Omega \rightarrow [0, 1]$. Essa função é uma medida com as seguintes propriedades:

- a) $\mathbb{B}(A^*) \geq 0$;
- b) $\mathbb{B}(\Omega) = 1$; e
- c) para toda coleção finita $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathbb{A}_\Omega$ de conjuntos disjuntos, e para toda coleção infinita enumerável $A_1, A_2, \dots \in \mathbb{A}_\Omega$ de conjuntos disjuntos, respectivamente

$$\mathbb{B}\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{k=1}^n \mathbb{B}(A_k), \quad \mathbb{B}\left(\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k\right) = \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{B}(A_k).$$

A medida de crença \mathbb{B} , se interpretada na Teoria da Probabilidade, é uma medida de probabilidade e $(\Omega, \mathbb{A}_\Omega, \mathbb{B})$ é um espaço de probabilidade, pois $(\Omega, \mathbb{A}_\Omega)$ é um espaço mensurável e a função \mathbb{B} satisfaz aos axiomas de Kolmogorov, *i.e.* aos itens da Suposição 4. Diversas implicações, presumível já conhecidas do leitor, como condições de independência dos focos-evento, crenças (probabilidades) condicionais etc, podem ser derivadas da firmada teoria, bem como outras possibilidades ao modelo. Faremos intenso uso dessas possibilidades.

Observação 4. A função identidade $X(\omega) = \omega$, com $\omega \in \Omega$, pode ser considerada um *elemento aleatório* do espaço mensurável $(\Omega, \mathbb{A}_\Omega)$. Se $\Omega = \mathbb{R}$, então X é uma variável aleatória em $(\mathbb{R}, \mathcal{B}_\mathbb{R})$, onde $\mathcal{B}_\mathbb{R}$ é a σ -álgebra de Borel na reta.

Observação 5. Podemos induzir uma função crença/probabilidade para o elemento aleatório X , da observação anterior, fazendo $\mathbb{B}_X(X=\omega^*) = \mathbb{B}_X(X \in \{\omega^*\}) = \mathbb{B}(\{\omega^*\})$; ou apenas $\mathbb{B}(X=\omega^*)$ devido à equivalência. Também podemos generalizar para $\mathbb{B}(X \in A^*) = \mathbb{B}(A^*)$; e resumir para $f(\omega) = f_X(\omega) = \mathbb{B}(X=\omega)$, a função massa.

Observação 6. Se Ω for um conjunto estritamente e totalmente ordenado e \leq é uma relação de ordem em Ω , então também podemos ter $\mathbb{B}(X \leq \omega^*) = \mathbb{B}(A^* := \{\omega \in \Omega \mid \omega \leq \omega^*\})$. Neste caso, definimos a função de distribuição de X como $F_X(\omega) = \mathbb{B}(X \leq \omega)$. Em muitos casos também podemos definir uma função densidade $f_X(\omega) \geq 0$, tal que $F(\omega) = F_X(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} f_X(t) dt$.

Se o valor $X(\tilde{\omega}_A)$ será conhecido/observado em algum tempo futuro, então a função $f_X(\omega)$ massa ou densidade da crença é também chamada de *expectativa probabilística* para X (em inglês, *probability expectation*); ou ainda, no caso da função densidade, de *expectativa em densidade* (*density expectation*). Usa-se também a palavra *previsão* nestas expressões, no lugar de expectativa.

3.4.2.2 Credibilidade das proposições

Mencionamos que há duas partes envolvidas na credibilidade, a que acredita e a que é acreditada. A primeira é um agente; e a segunda é uma proposição, (3.7) ou (3.8). A crença

é o estado/condição de quem acredita, enquanto a credibilidade é o estado/característica de quem é acreditado. Na subsecção anterior descrevemos a crença do agente como seu estado resultante da avaliação de veracidade de uma proposição, relacionada a um valor que quantifica a sua intensidade. Nesta subsecção descrevemos a credibilidade da proposição como seu estado resultante da respectiva crença do agente; também quantificaremos sua intensidade.

Certamente a intensidade da credibilidade depende da intensidade da respectiva crença²⁹. Se $B(A^*) = 1$, então a proposição $(\tilde{\omega}_A \in A^*)$ é acreditada como verdadeira ao máximo, *i.e.* tem credibilidade máxima; se $B(A^*) = 0$, credibilidade mínima; e parcial quando valores intermediários. Cabe agora representarmos essa intensidade numericamente. O mais apropriado é usarmos a mesma medida, já convencionada, bem estabelecida e associada à B . Seja $\gamma(B(A^*))$ o valor da credibilidade relacionada à crença $B(A^*)$; então fazemos $\gamma(B(A^*)) = B(A^*)$.

Devido à Suposição 3 e à igualdade $\gamma(B(A^*)) = B(A^*)$, se há uma crença $B(A^*)$ associada à $(\tilde{\omega}_A \in A^*)$, com $A^* \in \mathbb{A}_\Omega$, então também há $\forall A \in \mathbb{A}_\Omega$ uma, e apenas uma, credibilidade $\gamma(B(A))$ relativa a $(\tilde{\omega}_A \in A)$, avaliadas pelo mesmo agente de $B(A^*)$. Logo, existe uma função identidade

$$\gamma : [0, 1] \rightarrow [0, 1], \quad \gamma(B(A^*)) = B(A^*) \quad (3.10)$$

que representa essa associação de credibilidades e crenças, onde $\gamma(B(A^*))$ é a imagem de $B(A^*)$ nessa função; e uma outra função

$$\Gamma : \mathbb{A}_\Omega \rightarrow [0, 1], \quad \Gamma(A^*) = \gamma(B(A^*)) \quad (3.11)$$

que representa a relação entre os eventos A e as respectivas credibilidades das proposições em $\mathbb{P}_{\mathcal{A}, \Omega}$ (Equação 3.9). Como anunciamos, a intensidade $\Gamma(A^*)$ da credibilidade de uma proposição é igual à intensidade da respectiva crença nessa proposição, *i.e.*

$$\Gamma(A) = B(A), \quad \forall A \in \mathbb{A}_\Omega \quad (3.12)$$

Construímos (3.10) para reforçar a comunicação de que a crença é condição necessária à credibilidade.

A partir de (3.12) e das observações 4 à 6, induzimos a função credibilidade $\Gamma(X=\omega^*) = \Gamma_X(X=\omega^*)$ para o elemento aleatório X ; a função massa $f(\omega) = \Gamma(X=\omega)$; a função de distribuição $F(\omega) = \Gamma(X \leq \omega)$, para domínios do foco totalmente e estritamente ordenados, e a respectiva função densidade $f(\omega)$ se for possível.

Também argumentamos que uma proposição $q_A := (\tilde{\omega}_A \in A^*)$ pode ser avaliada por diversos agentes e, por conseguinte, pode estar associada a mais de uma crença e credibilidade —

²⁹ Aqui também é válido distinguir o construto credibilidade, o estado de quem é acreditado, da quantificação/intensidade deste estado. Especificaremos qual deles quando houver possibilidade de ambiguidade.

cada par crença-credibilidade relativo a um único agente. Então, para um conjunto $\mathcal{I}=\{1, \dots, I\}$ de agentes que avaliam q_A , temos I crenças e credibilidades:

$$\mathbb{B}_i(A^*) = \mathbb{B}_i(A^*|\Omega_i), \quad i \in \mathcal{I} \quad \text{e} \quad A^* \in \mathbb{A}_{\Omega_i} \quad (3.13)$$

$$\Gamma_i(A^*) = \Gamma_i(A^*|\Omega_i) = \mathbb{B}_i(A^*|\Omega_i), \quad i \in \mathcal{I} \quad \text{e} \quad A^* \in \mathbb{A}_{\Omega_i} \quad (3.14)$$

onde Ω_i é o domínio do foco escolhido pelo agente $i \in \mathcal{I}$ para avaliar q_A , e \mathbb{A}_{Ω_i} é a σ -álgebra correspondente à Ω_i . A^* é um evento admissível para todo agente i ; e $\omega \in A^*$ implica que ω faz parte do domínio do foco de todo agente em \mathcal{I} . É factível termos $\bigcap_{\mathcal{I}} \Omega_i = \emptyset$, mas nesse caso não existe uma proposição comum entre esses agentes, e cada proposição relativa ao alvo \mathcal{A} terá, no universo dos agentes \mathcal{I} , apenas uma credibilidade associada.

Um caso especial e interessante é quando $\Omega_i = \Omega$ para todo agente $i \in \mathcal{I}$. Nesse contexto, temos I funções crença e credibilidade, *i.e.* I pares de crença-credibilidade para cada proposição em $\mathbb{P}_{\mathcal{A},\Omega}$:

$$\mathbb{B}_i(A) = \mathbb{B}_i(A|\Omega), \quad i \in \mathcal{I} \quad \text{e} \quad A \in \mathbb{A}_{\Omega} \quad (3.15)$$

$$\Gamma_i(A) = \Gamma_i(A|\Omega) = \mathbb{B}_i(A|\Omega), \quad i \in \mathcal{I} \quad \text{e} \quad A \in \mathbb{A}_{\Omega} \quad (3.16)$$

Igualmente, a partir de (3.16) e das observações 4 à 6, para um dado conjunto $\mathbb{P}_{\mathcal{A},\Omega}$ e um conjunto $\mathcal{I}=\{1, \dots, I\}$ de avaliadores de $\mathbb{P}_{\mathcal{A},\Omega}$, induzimos as funções crença $\mathbb{B}_i(X=\omega^*)$ e credibilidade $\Gamma_i(X=\omega^*)$, com $\omega^* \in \Omega$, para o elemento aleatório X . Também a função massa $f_i(\omega) = \Gamma_i(X=\omega) = \mathbb{B}_i(X=\omega)$; a função de distribuição $F_i(\omega) = \Gamma_i(X \leq \omega) = \mathbb{B}_i(X \leq \omega)$, para domínios do foco totalmente e estritamente ordenados, e a respectiva função densidade $f_i(\omega)$ se for possível. O elemento aleatório X , definido no espaço mensurável $(\Omega, \mathbb{A}_{\Omega})$, é o mesmo para todos os I agentes; mas como as respectivas funções de probabilidade (crença e credibilidade) são potencialmente distintas, os espaços de probabilidade $(\Omega, \mathbb{A}_{\Omega}, P_i)$ também o são, onde $P_i = \Gamma_i = \mathbb{B}_i$.

Resumimos parte do exposto sobre a credibilidade na seguinte definição:

Definição 2 (Credibilidade). Considere um conjunto de proposições $\mathbb{P}_{\mathcal{A},\Omega}$, descrito em (3.9), com alvo \mathcal{A} e domínio do foco Ω . Seja $\mathcal{I}=\{1, \dots, I\}$ o conjunto de agentes que avaliam, sob o mesmo domínio Ω , as proposições em $\mathbb{P}_{\mathcal{A},\Omega}$. Então existem I funções crenças \mathbb{B}_i , descritas em (3.15), e I funções Γ_i , descritas em (3.16) e denominadas *função credibilidade de i* . Cada função Γ_i representa a relação entre as proposições em $\mathbb{P}_{\mathcal{A},\Omega}$ (ou os eventos em \mathbb{A}_{Ω}) e as intensidades com as quais são acreditadas como verdadeiras pelo avaliador i . O valor $\Gamma_i(A^*)$ é chamado de *credibilidade* da proposição $(\tilde{\omega}_{\mathcal{A}} \in A^*) \in \mathbb{P}_{\mathcal{A},\Omega}$ referente ao avaliador i .

3.4.2.3 Agregações

Há vários tipos de agregação de proposições e credibilidades; citaremos apenas alguns aqui. Iniciamos com a agregação de proposições, que sempre resultam em outra proposição.

Seja \mathbb{P} um conjunto não-vazio de proposições que são possíveis objetos de credibilidade. Considere uma proposição cujo alvo $\mathcal{K}\mathbb{P}$ é uma qualidade/estado/condição qualquer de \mathbb{P} ; proposição denotada por

$$q_k := (\mathcal{K}\mathbb{P} = k^*) \quad (3.17)$$

e sua correlata por

$$q_K := (\tilde{\omega}_{\mathcal{K}\mathbb{P}} \in K^*) \quad (3.18)$$

definidas nos moldes de (3.7) e (3.8), respectivamente. Se \mathbb{P} possui mais de um elemento, dizemos que q_k , assim como q_K , é uma *proposição agregada*, ou que representa uma *agregação de proposições*. Proposições que são objetos de credibilidade são avaliadas sempre quanto à sua veracidade; e veracidade é uma qualidade/condição. Mas se tivermos $\{(\mathcal{A}=\omega^*)\} = \mathbb{P}$, por exemplo, e se $q_k := (\mathcal{K}\mathbb{P} = k^*)$ for avaliada, com $\mathcal{K}\mathbb{P} :=$ “importância de \mathbb{P} ” e $k^* :=$ “muito importante”, então virtualmente se está avaliando $q_\omega := (\mathcal{A}=\omega^*)$ quanto à sua importância, enquanto de fato avalia-se a veracidade de $\{q_\omega\}$ ser muito importante³⁰, *i.e.* a proposição q_k .

Considere a proposição de que todas as proposições em \mathbb{P} são verdadeiras, *i.e.* a proposição com o alvo $\mathcal{V}\mathbb{P} :=$ “veracidade das proposições em \mathbb{P} ”, referindo à condição de veracidade, e o foco $\bar{v} :=$ “verdadeiras” (ou algo semelhante). Denotamos essa proposição por $q_{\bar{v}} := (\mathcal{V}\mathbb{P} = \bar{v})$. Um caso especial é quando \mathbb{P} possui somente proposições que são emitidas por apenas um agente. Se \mathbb{P}^j é o conjunto não-vazio de todas as proposições que foram/serão emitidas apenas pelo agente j , seja

$$q_{\bar{v}j} := (\mathcal{V}\mathbb{P}^j = \bar{v}) \quad (3.19)$$

a proposição, potencialmente uma proposição agregada, de que as proposições em \mathbb{P}^j são verdadeiras. E seja $\mathcal{I} = \{1, \dots, I\}$ o conjunto de agentes que avaliam $q_{\bar{v}j}$, com $j \notin \mathcal{I}$. Logo, existem

avaliadores acreditam na proposição de que o agente j emite proposições verdadeiras. E como anunciado, habilitaremos esse agente genérico j a ser objeto de credibilidade nesse sentido, de forma que os avaliadores avaliarão se j emite proposições verdadeiras, sem o interposto da proposição. Formalizamos essa situação:

Suposição 5. Seja $\mathcal{V}j$ a condição de veracidade do agente j emitir proposições verdadeiras. Então, existe $\mathcal{V}j$ se, e somente se, existe a proposição $q_{\bar{v}j}$, descrita em (3.19). Nos moldes da suposições 3 e 4, se o agente $i \neq j$ avalia $\mathcal{V}j$, então há uma crença $\mathbb{B}_i(\mathcal{V}j) \in [0, 1]$ de i quanto à veracidade de j , que é igual à crença $\mathbb{B}_i(\{\bar{v}\})$ de i em $q_{\bar{v}j}$, caso ele avalie esta proposição. O avaliador é indiferente quanto à $\mathcal{V}j$ e $q_{\bar{v}j}$.

Definição 3 (Credibilidade do agente). Considere a Suposição 5. Decorrente de (3.10) e (3.11) deduzimos que há uma credibilidade $\mathbb{B}(\mathcal{V}j)$ associada à $\mathcal{V}j$; esta credibilidade representa o

³⁰ A proposição q_ω não precisa ser elemento de um conjunto, como em $\{q_\omega\} = \mathbb{P}$, para ser avaliada “virtualmente” dessa forma. Poderíamos ter o alvo $\mathcal{K}q_\omega :=$ “importância de q_ω ” e a proposição $q_k := (\mathcal{K}q_\omega = k^*)$.

quanto o agente j é acreditado como verdadeiro pelo avaliador i em emitir proposições verdadeiras. Denominamos $\mathbb{B}(\mathcal{V}j)$ de *credibilidade do agente j em emitir proposições verdadeiras, correspondente ao avaliador i* , ou apenas de *credibilidade de j por i* , ou algo semelhante, se subentendido o sentido.

Citamos as proposições que j emite, mas como não há especificação de quais proposições são essas (usamos o verbo emitir no infinitivo ou no presente indefinido), considera-se todas elas: as que foram, as que serão e as que estão sendo emitidas pelo agente. Entretanto,

Observação 7. Para subconjuntos de \mathbb{P}^j e respectivos alvos que os qualificam, também é possível concebermos credibilidades do agente j quanto à esses subconjuntos e denominá-las de acordo.

Para exemplificar a Observação 7, seja $\mathbb{P}_{>}^j \subset \mathbb{P}^j$ o conjunto não-vazio de todas as proposições que futuramente serão emitidas pelo agente j ; e seja $\mathcal{V}j_{>}$ a condição de veracidade do agente j em emitir no futuro apenas proposições verdadeiras. Assim, se i avalia a proposição ($\mathcal{V}\mathbb{P}_{>}^j = \bar{v}$), existe uma respectiva credibilidade para a proposição. Também, se avalia $\mathcal{V}j_{>}$, aludindo à Definição 3, existe uma credibilidade $\mathbb{B}_i(\mathcal{V}j_{>})$ denominada de *credibilidade do agente j para suas proposições futuras, correspondente ao avaliador i* (ou algo semelhante). Pode-se ainda imaginar um subconjunto de $\mathbb{P}_{>}^j$ que agrupa apenas proposições sobre determinado assunto, digamos sobre os objetivos inflacionários de j , e denominar as correspondentes credibilidades de acordo.

Quanto aos resultados das avaliações, podemos agregar crenças ou credibilidades. Uma das agregações mais usuais é a de resultados de avaliações de diversos agentes referente a um único objeto de avaliação. Nós utilizaremos esse caso de agregação nas descrições a seguir como exemplo, cuja formalização pode ser mimetizada para alguns outros casos.

A crença/expectativa de um agente representativo é o resultado da agregação das crenças de um conjunto de agentes. Com resultado numérico idêntico, a respectiva credibilidade agregada é uma alternativa que pode contornar algumas críticas epistemológicas ao agente representativo. Ao contrário da crença, a credibilidade não é um estado mental³¹, mas a característica/condição de uma proposição ou agente. E a agregação de características objetivas não é sujeita a tais críticas. Representamos a seguir a agregação de credibilidades, cujo procedimento é idêntico para crenças.

Na agregação de credibilidades de uma proposição³², referentes a um conjunto $\mathcal{I}=\{1, \dots, I\}$

³¹ Como discutido na Nota de rodapé 9, o agente pode ser a representação de um grupo de indivíduos. Nesse caso a crença deste agente é a representação, arbitrada por indivíduos do grupo, de um subconjunto dos estados mentais desses indivíduos. Essa representação pode se dar ou por alguma forma de agregação (novamente: arbitrada por eles), pela simples escolha de um dos estados mentais, pela transformação de um desses estados, ou uma combinação destes. Ademais, o arbítrio pela representação também é feito com semelhantes processos cognitivos, dependentes e resultantes de estados mentais.

³² Iremos exemplificar a agregação de credibilidades de proposição, mas, conforme a Suposição 5, servirá também pra credibilidades de agente.

de agentes, o que se quer é, a partir de uma I -upla de credibilidades

$$\Pi(A^* | \mathcal{I}) = (\Gamma_1(A^*), \Gamma_2(A^*), \dots, \Gamma_I(A^*)) \in [0, 1]^I \quad (3.20)$$

referentes a uma proposição q_A , associar um valor $\check{\Gamma}(A^* | \mathcal{I}) \in [0, 1]$ representativo de $\Pi(A^* | \mathcal{I})$. E $\Pi(A^* | \mathcal{I})$ pode ser definida, a partir de (3.16), como a imagem de uma função Π multi-valorada. Um caso especial de agregação é quando todos os agentes de \mathcal{I} avaliam q_A com o mesmo domínio do foco, digamos Ω , e existe um valor $\check{\Gamma}(A^* | \mathcal{I}, \Omega)$ para cada I -upla $\Pi(A^* | \mathcal{I}, \Omega)$, $A^* \in \mathbb{A}_\Omega$, onde \mathbb{A}_Ω é a σ -álgebra de Ω . Nesta ocasião, temos uma função composta

$$\check{\Gamma} : \mathbb{A}_\Omega \rightarrow [0, 1], \quad \check{\Gamma} := (g \circ \Pi) \quad (3.21)$$

$$\text{onde } g : \{\Pi(A^* | \mathcal{I}) \in [0, 1]^I \mid A^* \in \mathbb{A}_\Omega\} \rightarrow [0, 1] \quad (3.22)$$

que representa essa relação, onde Π é a função multi-valorada de imagem $\Pi(A^* | \mathcal{I}, \Omega)$. Dado o exposto, procedemos à seguinte

Definição 4. Denominamos a imagem $\check{\Gamma}(A^* | \mathcal{I})$ na função (3.21), referente às credibilidades em (3.20), como a *credibilidade agregada de q_A relativa aos agentes \mathcal{I}* (ou agente representativo de \mathcal{I}). Se a agregação for realizada para uma I -upla de crenças em q_A , então a imagem $\check{\mathbb{B}}(A^* | \mathcal{I})$ da função $\check{\mathbb{B}}$, semelhante à (3.21), é denominada *crença agregada de q_A relativa aos agentes \mathcal{I}* . $\check{\mathbb{B}}$ e $\check{\Gamma}$ podem ser chamadas de *função crença agregada* e *função credibilidade agregada*, respectivamente.

Observação 8. As funções $\check{\Gamma}$ e $\check{\mathbb{B}}$ são também uma medida de probabilidade no espaço mensurável $(\Omega, \mathbb{A}_\Omega)$ e estão habilitadas às aplicações citadas nas observações 4 à 6.

A forma de agregação, *i.e.* a forma funcional de g , depende da escolha do pesquisador/observador, o agente agregador. E esta decisão é novamente subjetiva e sujeita às características citadas para as avaliações. Aspectos como custo de formulação de g e conhecimento podem influenciar. Mas provavelmente o mais relevante é o objetivo da agregação, a finalidade do valor representativo. Função média aritmética e ponderada são usuais.

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A estrutura formal que propomos fornece uma organização às interpretações e a aplicações do construto credibilidade. Seu objetivo não é excludente, mas abrangente; também não impõe um único sentido, mas requer correção semântica e textual. Esta credibilidade formal é integrada à linguagem natural de diversos idiomas — na verdade, foi construída sobre elas. É alinhada à inicial concepção de Fellner (1979) e aninha outras interpretações. Pode referir ao *policymaker* ou qualquer agente, a um anúncio/pronunciamento ou conjunto deles, política, regime ou modelo, na forma de uma proposição. Mas algumas das interpretações citadas na subseção 3.3.1 não são compatíveis com a presente, particularmente aquelas que se desviam

da concepção da linguagem natural. No entanto, muitas são relacionadas a esta por um nexo de causalidade, como a do parâmetro de velocidade de ajustamento do respectivo modelo e a do desvio das esperanças das crenças — os índices apenas impõem um formato conveniente ao desvio. Não nos propomos aqui a formatar as citadas concepções na estrutura proposta para provar o argumento deste relacionamento. Mas exemplificamos brevemente a diversidade de possibilidades.

Das mais usuais, a citada credibilidade do banco central, ou do *policymaker* monetário, é configurada como a credibilidade desse agente em emitir proposições verdadeiras — estabelecida na Definição 3. Estas proposições podem ser genéricas, em nível agregado, como os anúncios de (novas ou da manutenção de) políticas/planos. Ou podem ser específicas e referirem somente à política de juros; talvez ainda mais específica, sendo relativa a determinado período. Nesta última, potencialmente com anúncio(s) para diferentes períodos e, dependendo da configuração, formando um processo estocástico de credibilidades — credibilidades que podem ser específicas e respectivas a determinados agentes ou agente representativo. A proposição do *policymaker* também pode ser relativa a um agregado temporal, implicando em uma credibilidade intertemporal do agente avaliador. As possibilidades são amplas. Mas a explicitação semântica é exigência do método científico, mesmo que seja para deixar claro o nível agregado.

Igualmente comum nos trabalhos acadêmicos é a credibilidade relativa a um modelo econômico. Aqui pode ser formatada, conforme a Definição 2, como a intensidade que o modelo econômico é acreditado como verdadeiro por determinado grupo de agentes econômicos (ou agente representativo). Os agentes elaboram suas crenças, *i.e.* atribuem probabilidades a diferentes configurações (talvez conjunto de parâmetros) do modelo ou diversidades de modelos, ou ainda apenas ao modelo específico. E este modelo, em consequência, recebe a condição/característica de ser acreditado, de ter as credibilidades nos respectivos graus. De igual modo, diversas especificidades podem ser estabelecidas.

Particularmente útil empírica e teoricamente, em modelos econômicos ou no estabelecimento de políticas, são as credibilidades relativas ao alvo taxa de inflação, principalmente a com foco na meta de inflação. Isto é, a credibilidade da proposição de que a taxa de inflação (de determinado período e índice de preços) será igual a certo valor (no caso da meta pontual) ou pertencerá à determinado intervalo (no caso da meta intervalar) — é a *credibilidade relativa à meta de inflação*. Também de acordo com a Definição 2 e a igualdade (3.12), esta credibilidade é correspondente à intensidade com a qual os agentes acreditam ser verdadeiro que a inflação será igual à meta (ou pertencerá ao intervalo da meta). Outrossim, essa intensidade corresponde a uma probabilidade, atribuída pelos agentes à meta, *i.e.* à veracidade da respectiva proposição. Alguns *surveys* coletam essas probabilidades de um apanhado de agentes, e incluem outros focos diferentes da meta. No ensaio “Credibilidade: aplicação empírica” nós utilizamos o rico e disponível banco de dados do *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, que coleta essas probabilidades no *Survey of Professional Forecasters*, e calculamos algumas dessas credibilidades.

REFERÊNCIAS

- BACKUS, D.; DRIFILL, J. Rational Expectations and Policy Credibility Following a Change in Regime. **The Review of Economic Studies**, Oxford , v. 52, n. 2, p. 211, abr. 1985.
- BALL, L. Disinflation with imperfect credibility. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 35, n. 1, p. 5–23, fev. 1995.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 12, n. 1, p. 101–121, jan. 1983.
- BINDER, C. C. Measuring uncertainty based on rounding: New method and application to inflation expectations. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 90, Supplement C, p. 1–12, out. 2017.
- BLINDER, A. S. Central-Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It? **American Economic Review**, Nashville, v. 90, n. 5, p. 1421–1431, dez. 2000.
- BOMFIM, A. N.; RUDEBUSCH, G. D. Opportunistic and Deliberate Disinflation under Imperfect Credibility. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 32, n. 4, p. 707, nov. 2000.
- BONOMO, M.; CARVALHO, C. Imperfectly Credible Disinflation under Endogenous Time-Dependent Pricing. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 42, n. 5, p. 799–831, ago. 2010.
- BURDEKIN, R. C. K.; LANGDANA, F. K. **Confidence, credibility, and macroeconomic policy: past, present, future**. London; New York: Routledge, 1995.
- CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. **Review**, St. Louis, v. 84, 2002.
- CUKIERMAN, A. **Central Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence**. Cambridge, Mass.: The MIT Press, 2003.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. The Credibility of Monetary Announcements. In: NEUMANN, M. (Ed.). **Monetary Policy and Uncertainty**. [S.l.]: Nomos Verlagsgesellschaft, 1986.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. **Econometrica**, Hoboken, v. 54, n. 5, p. 1099, set. 1986.
- DEBORTOLI, D.; LAKDAWALA, A. How Credible Is the Federal Reserve? A Structural Estimation of Policy Re-Optimizations. **American Economic Journal: Macroeconomics**, Nashville, v. 8, n. 3, p. 42–76, jul. 2016.
- DOGAN, M. K.; BOZDEMIR, G. The Effects of Credibility on Interest Rates in Turkey. **Eurasian Journal of Business and Economics**, Bishkek, v. 7, n. 14, p. 71–90, nov. 2014.

- FAUST, J.; SVENSSON, L. E. O. Transparency and Credibility: Monetary Policy With Unobservable Goals. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 42, n. 2, p. 369–397, 2001.
- FELLNER, W. The Credibility Effect and Rational Expectations: Implications of the Gramlich Study. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, DC, v. 1979, n. 1, p. 167–189, 1979.
- FELLNER, W. J. **Towards a reconstruction of macroeconomics: problems of theory and policy**. Washington: American Enterprise Institute for Public Policy Research, 1976.
- FONSECA, E. G. d. On the misuse of language: Ordinary language, formalism and the false-security pitfall. In: **Beliefs in action: economic philosophy and social change**. Cambridge [England]; New York: Cambridge University Press, 1991.
- FORDER, J. Credibility in Context: Do Central Bankers and Economists Interpret the Term Differently? **Econ Journal Watch**, Fairfax, v. 1, n. 3, p. 413–426, dez. 2004.
- FORDER, J. The theory of credibility: confusions, limitations and dangers. In: **Neo-Liberal Economic Policy**. Cheltenham, UK; Northampton, USA: Edward Elgar Publishing, 2004.
- FREGE, G. **Lógica e Filosofia da Linguagem**. 2. ed. São Paulo: EDUSP, 2009.
- GIBBS, C. G.; KULISH, M. Disinflations in a model of imperfectly anchored expectations. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 100, p. 157–174, nov. 2017.
- HAAN, J. d.; EIJFFINGER, S. C. W.; WALLER, S. **The European Central Bank: credibility, transparency, and centralization**. Cambridge, Mass: MIT Press, 2005. (CESifo book series).
- HAYO, B.; NEUENKIRCH, M. Central bank communication in the financial crisis: Evidence from a survey of financial market participants. **Journal of International Money and Finance**, Oxford, v. 59, p. 166–181, dez. 2015.
- HERZOG, T. N. **Introduction to credibility theory**. 4th ed. ed. Winsted, CT: ACTEX Publications, 2010. (ACTEX academic series).
- HUH, C. G.; LANSING, K. J. Expectations, credibility, and disinflation in a small macroeconomic model. **Journal of Economics and Business**, New York, v. 52, n. 1, p. 51–86, jan. 2000.
- IRELAND, P. N. Optimal disinflationary paths. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 19, n. 8, p. 1429–1448, nov. 1995.
- JOHNSON, T. J.; KAYE, B. K. Reasons to believe: Influence of credibility on motivations for using social networks. **Computers in Human Behavior**, Oxford, v. 50, p. 544–555, set. 2015.
- KLETTKE, B.; HALLFORD, D.; MELLOR, D. Perceptions of credibility of sexual abuse victims across generations. **International Journal of Law and Psychiatry**, Oxford, v. 44, p. 91–97, jan. 2016.
- KREPS, D. M.; WILSON, R. Reputation and imperfect information. **Journal of economic theory**, San Diego, v. 27, n. 2, p. 253–279, 1982.

- KRIFKA, M. Approximate interpretations of number words. In: HINRICHS, E. W.; NERBONNE, J. A.; DOWTY, D. R. (Ed.). **Theory and evidence in semantics**. Stanford, Calif.: Stanford University, 2009, (CSLI lecture notes, 189).
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, n. 3, p. 473–491, 1977.
- LEMOINE, M.; LINDÉ, J. Fiscal consolidation under imperfect credibility. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 88, p. 108–141, set. 2016.
- LUCE, R. D.; TUKEY, J. W. Simultaneous conjoint measurement: A new type of fundamental measurement. **Journal of Mathematical Psychology**, San Diego, v. 1, n. 1, p. 1–27, jan. 1964.
- MALIKANE, C.; MOKOKA, T. Monetary policy credibility: A Phillips curve view. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, New York, v. 52, n. 3, p. 266–271, ago. 2012.
- MCCALLUM, B. T. **Credibility and Monetary Policy**. [S.l.], 1984.
- MENDONÇA, H. d. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. **Applied Economics**, Abingdon, v. 39, n. 20, p. 2599–2615, 2007.
- MENDONÇA, H. F. d.; SOUZA, G. J. d. G. e. Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate. **Economic Modelling**, Amsterdam, v. 26, n. 6, p. 1228–1238, nov. 2009.
- MITCHELL, R. **The language of economics: socially constructed vocabularies and assumptions**. London: Palgrave Macmillan, 2016.
- N'DIAYE, P. M. P.; LAXTON, D. **Monetary Policy Credibility and the Unemployment-Inflation Tradeoff; Some Evidence From 17 Industrial Countries**. [S.l.], 2002.
- NEUENKIRCH, M.; TILLMANN, P. Inflation targeting, credibility, and non-linear Taylor rules. **Journal of International Money and Finance**, Oxford, v. 41, p. 30–45, mar. 2014.
- NICOLAE, A.; NOLAN, C. The Impact of Imperfect Credibility in a Transition to Price Stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 38, n. 1, p. 47–66, 2006.
- PERSSON, T.; TABELLINI, G. E. **Macroeconomic policy, credibility and politics**. Chur, Switzerland ; New York, N.Y: Harwood Academic Publishers, 1990. (Fundamentals of pure and applied economics, 38).
- PERSSON, T.; TABELLINI, G. E. (Ed.). **Monetary and fiscal policy**. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1994. v. 1 (Credibility).
- RASKIN, D. C.; HONTS, C.; KIRCHER, J. (Ed.). **Credibility assessment: scientific research and applications**. Amsterdam: Academic Press, 2014.
- REUTER, M.; MONTAG, C. (Ed.). **Neuroeconomics**. Berlin: Springer Berlin Heidelberg, 2016. (Studies in Neuroscience, Psychology and Behavioral Economics).
- SCHMIDT-HEBBEL, K. et al. Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate. **Economía**, Washington, DC, v. 2, n. 2, p. 31–89, 2002.

SVENSSON, L. E. **The simplest test of inflation target credibility.** Cambridge, USA, 1993.

YAGER, R. R.; LIU, L. (Ed.). **Classic Works of the Dempster-Shafer Theory of Belief Functions.** Norwalk: Springer, 2007.

4 CREDIBILIDADE: APLICAÇÃO EMPÍRICA

Resumo:

Este trabalho realiza uma aplicação do conceito e da medida de credibilidade construídos no ensaio “Credibilidade: o conceito”. Naquele, organizou-se as interpretações do construto, formalizando um conceito abrangente e de medida facilmente tratável, mas não foi realizada uma exemplificação empírica. Isto é feito no presente ensaio. Utilizando dados de um *survey* de expectativas de inflação (pontuais e probabilísticas) para a economia dos Estados Unidos, estima-se diversas credibilidades para variados horizontes temporais e focos. Empregou-se métodos não-paramétricos para as estimações (*spline* e *kernel*), com especificações adaptadas à particularidade dos dados. Os resultados são apresentados em gráficos informativos.

Palavras-chave: Credibilidade. Economia Monetária. Expectativas. *Spline*. *Kernel*.

Abstract:

This work make an application of the concept and measure of credibility builded in the essay “Credibilidade: o conceito”, in which the interpretations of the construct were organized, formalizing a comprehensive concept and easily tractable measure. We did the empirical application of the concept and measure in this essay. Using data from a survey of inflation expectations (both point and probabilistic) for the US economy, we estimate various credibilities for various time horizons and focus. Non-parametric methods (*spline* and *kernel*) with specifications adapted to the particularity of the data was employed. The results was presented in informative graphs.

Keywords: Credibility. Monetary Economics. Expectations. *Spline*. *Kernel*.

4.1 INTRODUÇÃO

No campo das ciências sociais o conceito de credibilidade recebe grande importância nos estudos atuais — ver *e.g.* Gibbs e Kulish (2017) na economia monetária; Lemoine e Lindé (2016) na fiscal; Herzog (2010) na Ciência Atuarial; Raskin, Honts e Kircher (2014) na Psicologia; Johnson e Kaye (2015) em redes sociais; e Klettke, Hallford e Mellor (2016) no Direito. Particularmente na política monetária, após a teoria das expectativas racionais e agora com as *near-rational* como em Gibbs e Kulish (2017), um dos principais interesses pela credibilidade é referente aos custos de uma política desinflacionária, ou de manutenção inflacionária, sobre o emprego, produto, renda e bem-estar. No entanto, como exposto no ensaio “Credibilidade: o conceito” (Ensaio2), este construto é interpretado em distintos significados e mensurada com semelhante variedade, implicando em alguns custos por diminuição da sinergia.

Mas naquele ensaio também propôs-se uma organização da interpretação e da medida

de credibilidade, formalizando um conceito abrangente e uma medida facilmente tratável. Não ocupou-se em mensurar a credibilidade, exemplificada para algum alvo e foco; apenas indicou o caminho. No presente estudo buscamos realizar esse exemplo empírico de aplicabilidade do conceito e da medida, sobre um dos alvos que consideramos dos mais importantes, a saber, a taxa de inflação. Como sub-produto do exemplo, documentamos a credibilidade referente à inflação dos Estados Unidos (CPCE, de 2007 à 2017 em diversos horizontes), com focos que incluem a suposta meta de inflação implícita daquela economia, e relativa a um grupo de profissionais em previsão da inflação.

A organização conceitual no Ensaio2 propõe que a credibilidade seja interpretada como o estado/característica de um objeto em ser acreditado por um agente como verdadeiro. E os únicos objetos genéricos que assumem essa posição são uma proposição e um agente. Então, se o objeto não for um agente, apenas configuramos o alvo e o foco do estudo em uma proposição, onde o foco é um resultado particular do alvo. Seja \mathcal{A} o alvo “inflação do ano $y + h$ ” e $\pi_{y+h} \in \mathbb{R}$ o foco, então tomamos $q_\pi := (\mathcal{A} = \pi_{y+h})$ como a proposição de que a inflação do ano $y + h$ será igual ao número real π_{y+h} .

Se um agente i avalia q_π então, conforme o modelo, existe um valor $\mathbb{B}_i(\{\pi_{y+h}\}) \in [0, 1]$ que representa a intensidade da crença de i em q_π ser verdadeira, *i.e.* o quanto i crê que π_{y+h} seja o verdadeiro valor da inflação no ano $y + h$. Por outro lado, q_π é acreditada como verdadeira por i na intensidade $\Gamma_i(\{\pi_{y+h}\}) = \mathbb{B}_i(\{\pi_{y+h}\})$, onde $\Gamma_i(\{\pi_{y+h}\})$ é dita a credibilidade de q_π por i ; por outra, é o quanto a proposição de que inflação do ano $y + h$ será igual a π_{y+h} é acreditada como verdadeira por i .

Considere que o agente i avalia todos os valores $\pi_{y+h} \in \mathbb{R}$ em proposições como q_π , onde $\mathbb{P}_{\mathcal{A}, \mathbb{R}}$ é o conjunto dessas proposições, então $\mathbb{B}_i : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ é uma função crença. E de acordo com os supostos no modelo, é também uma medida de probabilidade, assim como $\Gamma_i : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$, que é a função credibilidade referente à \mathcal{A} e relativa à i , ou seja, $\mathbb{B}_i = \Gamma_i$. Também existe uma variável aleatória $\Pi_{i,y+h}(\pi_{y+h}) = \pi_{y+h}$ nos espaços de probabilidade $(\mathbb{R}, \mathcal{B}_{\mathbb{R}}, \mathbb{B}_{i,y+h}) = (\mathbb{R}, \mathcal{B}_{\mathbb{R}}, \Gamma_{i,y+h})$, com função densidade de probabilidade (fdp) dada por $f_i(\pi_{y+h})$, tal que $F(\pi_{y+h}) = \int_{-\infty}^{\pi_{y+h}} f_i(t) dt$, onde $F(\pi_{y+h})$ é a função de distribuição de $\Pi_{i,y+h}$ explicitada no modelo. Então $f_i(\pi_{y+h})$ é a fdp da crença e da credibilidade referentes à inflação do ano $y + h$ e relativas à i .

Neste estudo estimamos diversas dessas fdps individuais e obtivemos as credibilidades com os focos que incluem a meta de inflação implícita nos EUA. Também agregamos fdps e credibilidades em referência à agentes representativos médios, fazendo $\bar{f}(\pi_{y+h}) = I^{-1} \sum f_i(\pi_{y+h})$ e $\bar{\Gamma}(\{\pi_{y+h}\}) = I^{-1} \sum \bar{\Gamma}_i(\{\pi_{y+h}\})$, onde I é a quantidade de agentes na agregação sob as mesmas condições.

Na maioria dos trabalhos que analisamos, anteriores ao Ensaio2, calcularam-se medidas de credibilidades para apenas um horizonte temporal, digamos um ano, como em: Cecchetti e Krause (2002), Mendonça (2007), Mendonça e Souza (2009), Dogan e Bozdemir (2014). Ou

então medidas intertemporais, considerando uma crença para todos os horizontes ou com o horizonte indefinido: ver por exemplo Gibbs e Kulish (2017), Debortoli e Lakdawala (2016), Schmidt-Hebbel et al. (2002), Malikane e Mokoka (2012), N'Diaye e Laxton (2002). Exceção dentre os trabalhos analisados foi o de Svensson (1993), que calculou para os horizontes de um e cinco anos. Diferentemente, nós interpretamos uma credibilidade mais rica nas dimensões; nesta aplicação uma credibilidade que varia no tempo, com cinco horizontes trimestrais, outros três horizontes anuais e mais dois plurianuais (5 e 10 anos) a cada período. Além disso, o modelo distingue a credibilidade relativamente aos agentes, ao contrário de todos os demais trabalhos; considera credibilidades relativas a um único agente ou a um agente representativo de qualquer grupo de agentes. Entretanto, no exemplo a seguir, apresentamos apenas as credibilidades relativas a um agente médio representativo, correspondente a uma agregação de credibilidades usando a média simples. E quanto ao foco da credibilidade, também fomos ecléticos, principalmente devido a meta de inflação implícita ser supostamente o ponto de um *continuum*.

Nossa metodologia estima as credibilidades tanto com dados de expectativas probabilísticas quanto de expectativas pontuais. Para os dados de expectativas probabilísticas, muito mais ricos informacionalmente, construímos fdps individuais e do agente médio, no formato uniforme por intervalos e no formato suave (para o agente médio), todas empregando *splines*. Para o formato suave, dada a peculiaridade dos dados, utilizamos um modelo diferenciado para a estimação, minimizando a soma do quadrado dos erros de probabilidade (SSPE); este, também usado em uma *generalized cross validation* adaptada. Os dados de expectativas pontuais proporcionaram a construção de fdps para o agente médio, na qual fizemos uso da *kernel density estimation* com *oversmoothed bandwidth*, supondo uma mesma distribuição de probabilidade entre os agentes.

Na seção seguinte descremos as particularidades dos dados. Na seção 4.3, usando as expectativas probabilísticas, construímos as fdps individuais e do agente médio. Na seção 4.4 as fdps do agente médio a partir das expectativas pontuais. As credibilidades estimadas são apresentadas na seção 4.5 com gráficos bastante informativos. Realizamos considerações finais na seção 4.6.

4.2 DADOS

Neste exercício utilizamos as expectativas para o núcleo¹ da inflação dos gastos de consumo pessoal (*Core Personal Consumption Expenditures* — CPCE) dos Estados Unidos. Os dados são do *Survey of Professional Forecasters* (SPF), gerenciado pelo *Federal Reserve Bank of Philadelphia* — FED-Phi (2018).

As expectativas de inflação têm periodicidade trimestral e referem-se a previsões para a

¹ O núcleo exclui do índice os bens mais voláteis: alimentos e energia — ver <<https://www.bea.gov>>.

variação percentual do índice de preços CPCE, dessazonalizada, em taxa anualizada. Os dados do SPF para essas expectativas de inflação iniciam no primeiro trimestre de 2007 (2007Q1)² e neste exercício utilizamos a amostra até o trimestre 2017Q3, totalizando 43 trimestres. A média desta amostra é de 36 respondentes por trimestre³; mínimo de 26 e máximo de 42.

Há previsões para inflações trimestrais, anuais e de períodos de cinco e de dez anos à frente. A previsão para o trimestre é relativo à variação percentual do índice deste período comparado com o anterior. A previsão para o ano é referente à variação percentual do índice do quarto trimestre deste ano, comparado com o índice do quarto trimestre do ano anterior. O índice de cada trimestre é calculado como a média dos índices dos meses do respectivo trimestre.

O alvo das previsões para cinco (dez) “anos à frente” é a variação percentual entre o índice do quarto trimestre do ano anterior ao da previsão e o índice do quarto trimestre do quinto (décimo) ano posterior ao da data de previsão — o intervalo total corresponde a 20 (40) trimestres. A taxa é anualizada, portanto refere a uma variação percentual média dos cinco anos.

Há previsões pontuais e previsões probabilísticas. Os horizontes de cinco e dez anos à frente são para previsões pontuais. Os horizontes anuais das expectativa pontuais correspondem às previsões para o ano corrente e para os dois anos posteriores ao da pesquisa. E são cinco horizontes trimestrais para as previsões pontuais, correspondentes ao trimestre corrente e os quatro seguintes ao da pesquisa⁴. As previsões pontuais são usadas na seção 4.4 para inferir sobre as previsões probabilísticas do agente representativo médio nestes horizontes, em formato de fdp contínua e suave.

As previsões probabilísticas da pesquisa são para apenas dois horizontes: o ano corrente e o seguinte ao da pesquisa. As probabilidades são registradas pelo agente previsor em dez opções que representam intervalos de valores, pré-definidos pela pesquisa — ver Tabela 4, coluna “Intervalos SPF”. Com estes dois horizontes, 43 trimestres de registro (2007Q1 à 2017Q3) e uma média de aproximadamente 34 previsores por trimestre⁵, temos um total de 2951 expectativas em probabilidades nesta amostra. Deste total, que inclui as previsões no quarto trimestre para o ano corrente, somente 19 expectativas concentram toda a probabilidade em apenas um destes intervalos de aparentes 0,5 pontos percentuais (nenhuma concentra nos extremos). As previsões individuais probabilísticas dão suporte à construção das expectativas probabilísticas do agente representativo de forma mais rica. Estimamos fdps contínuas e suaves para este agente na próxima seção.

² Usamos a abreviação de 2007Q1 ou 07Q1 para nos referir ao trimestre 1 do ano de 2007.

³ Considerando apenas as respostas não nulas para as previsões pontuais dos horizontes trimestrais da amostra.

⁴ Também são coletadas expectativas para o valor da inflação do trimestre anterior ao da pesquisa; valor por vezes recalculado posteriormente. Abstemo-nos dessas expectativas.

⁵ Considerando apenas as respostas não nulas. O mínimo foi 26 e o máximo 40.

Tabela 4 – Intervalos das probabilidades

Intervalos SPF	Intervalos Ajustados	Mediana
	[-2,5; -2,0)	-2,25
	[-2,0; -1,5)	-1,75
	[-1,5; -1,0)	-1,25
	[-1,0; -0,5)	-0,75
Vai diminuir	[-0,5; 0,0)	-0,25
0,0 à 0,4	[0,0; 0,5)	0,25
0,5 à 0,9	[0,5; 1,0)	0,75
1,0 à 1,4	[1,0; 1,5)	1,25
1,5 à 1,9	[1,5; 2,0)	1,75
2,0 à 2,4	[2,0; 2,5)	2,25
2,5 à 2,9	[2,5; 3,0)	2,75
3,0 à 3,4	[3,0; 3,5)	3,25
3,5 à 3,9	[3,5; 4,0)	3,75
4,0 ou mais	[4,0; 4,5)	4,25
	[4,5; 5,0)	4,75
	[5,0; 5,5)	5,25
	[5,5; 6,0)	5,75
	[6,0; 6,5]	6,25

Fonte: Elaborado pelo autor com base em FED-Phi (2017).

4.3 EXPECTATIVAS PROBABILÍSTICAS: DADOS DE PROBABILIDADES

No SPF as opções para o registro das probabilidades formam um conjunto discreto. Cada opção é um elemento deste domínio do foco, apesar de a semântica dos nomes das opções indicarem intervalos (infinitos elementos). Os valores registrados pelos participantes nestas opções são massas de probabilidade. Supondo que originalmente os agentes atribuem densidades a todos os pontos da reta, construímos fdps para cada previsão probabilística a partir dos registros e de um novo domínio convexo para o foco. Em seguida fazemos o mesmo para um agente representativo médio.

Inicialmente ajustamos os intervalos-SPF para formarem uma partição. Também incluímos quatro intervalos conexos de mesmo comprimento (de 0,5) em cada extremo — ver a Tabela 4, coluna “Intervalos Ajustados” —, construindo o conjunto convexo $[-2,5; 6,5]$. A finalidade é repartir entre eles a massa de probabilidade dos intervalos-SPF de comprimento infinito “Vai diminuir” e “4,0 ou mais”, conforme regra descrita adiante.

Em todas as previsões probabilísticas da amostra, exceto em 0,2% delas (total de sete), as probabilidades foram não-decrescentes antes da moda (a opção de intervalo com a maior probabilidade) e não-crescentes após a moda — considerando as probabilidades das opções interiores (entre 0 e 4). Funções com essa característica, são unimodais. Portanto, para a regra a seguir, e ainda para outras decisões neste trabalho sobre o formato das fdps, assumimos que elas são unimodais.

Seja $P(\geq 4,0)$ a probabilidade registrada para “4,0 ou mais” e $\delta = \frac{P(\geq 4,0)}{P(3,5 \text{ } 3,9)}$, então

dividimos $P(\geq 4,0)$ entre os intervalos ajustados conforme segue:

- a) se $\delta \leq 1$, *i.e.* se $P(\geq 4,0)$ é menor ou igual à probabilidade do intervalo-SPF anterior, então consideramos que $P(\geq 4,0)$ refere-se apenas no próximo intervalo ajustado: $P([4,0; 4,5)) = P(\geq 4,0)$;
- b) se $\delta > 1$ e:
 - se $\delta \leq 1,34 \approx \sum_{i=1}^3 0,65^i$, então dividimos $P(\geq 4,0)$ entre os três intervalos ajustados contidos em $[4,0; 5,5)$ — cada um com no máximo 65% da probabilidade atribuída ao anterior. O primeiro deles fica com $0,65P(\geq 4,0)$, o segundo com o restante ou, no máximo, $0,65^2P(\geq 4,0)$ e, se for o caso, o intervalo $[5,0; 5,5)$ com até $0,65^3P(\geq 4,0)$;
 - se $1,34 < \delta \leq 2,05 \approx \sum_{i=1}^4 0,75^i$, então dividimos $P(\geq 4,0)$ entre os quatro intervalos contidos em $[4,0; 6,0)$ de forma similar ao subitem anterior;
 - se $2,05 < \delta \leq 3,15 \approx \sum_{i=1}^5 0,85^i$, então de forma semelhante dividimos $P(\geq 4,0)$ entre os cinco intervalos contidos em $[4,0; 6,5)$;

Fizemos essa divisão simetricamente para $P(< 0)$. Das 2951 previsões, apenas 48 apresentaram $\delta > 1$ nos extremos “Vai diminuir” ou “4,0 ou mais”. Destas, 40 foram ajustadas conforme o Item b); nas outras oito se obteve $\delta > 3,15$ em algum dos extremos e, devido à elevada falta de informação nestas observações, descartamos-as.

Feitas as adaptações, construiremos as funções crença dos agentes a partir das probabilidades referente aos 18 intervalos ajustados e conforme o modelo elaborado no ensaio “Credibilidade: o conceito”, que foi resumidamente descrito na introdução deste. Iniciamos definindo algumas variáveis.

Seja \mathcal{A} o alvo “inflação do ano $y+h$ ” e $\mathbb{P}_{\mathcal{A},\mathbb{R}}$ o respectivo conjunto de proposições ($\mathcal{A} = \pi_{y+h}$), com $\pi_{y+h} \in \mathbb{R}$, isto é, com domínio do foco \mathbb{R} . Para cada trimestre $t \in \mathcal{T} = \{1, \dots, T=43\}$ existe um conjunto de agentes $\mathcal{I}_t = \{1, \dots, I_t\}$ que avaliam as proposições em $\mathbb{P}_{\mathcal{A},\mathbb{R}}$, relativas à inflação de $y+h$; onde $h \in \{0, 1\}$ é o deslocamento do horizonte de previsão a partir do ano $y \in \mathcal{Y} = \{1, \dots, Y=11\}$ correspondente a t . Cada agente $i \in \mathcal{I}_t$ forma sua crença $\mathbb{B}_{i,t,y+h}$ relativa a \mathcal{A} ; com $\mathbb{B}_{i,t,y+h}$ representando a função crença do agente i em t e para os valores da inflação do ano $y+h$. Então para cada t , quando acrescido das funções crença, o espaço mensurável $(\Omega, \mathcal{B}_{\mathbb{R}})$ forma I_t espaços de probabilidade $(\mathbb{R}, \mathcal{B}_{\mathbb{R}}, \mathbb{B}_{i,t,y+h})$, onde $\mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ é a σ -álgebra de Borel da reta. E para cada um desses espaços de probabilidade fazemos corresponder uma variável aleatória $\Pi_{i,t,y+h}$, todas definidas como a identidade $\Pi_{i,t,y+h}(\pi_{y+h}) = \pi_{y+h}$.

Considere $[a_j, b_j) \subset \Omega$ um dos 18 intervalos de comprimento 0,5, com $j \in \mathcal{J} = \{1, \dots, J=18\}$ e $\Omega = [-2,5; 6,5]$; e seja a variável aleatória $\Pi_{i,t,y+h}^o$ do espaço de probabilidade

$(\mathbb{R}, \mathcal{B}_{\mathbb{R}}, \mathbb{B}_{i,t,y+h})$, tal que

$$\Pi_{i,t,y+h}^{\circ}(\pi_{y+h}) = \begin{cases} j & \text{se } \pi_{y+h} \in [a_j, b_j) \\ 0 & \text{c.c} \end{cases} \quad (4.1)$$

Então temos a função crença/probabilidade $\mathbb{B}_{i,t,y+h}^{\circ}$ induzida em \mathcal{J} , definida como:

$$\begin{aligned} \mathbb{B}_{i,t,y+h}^{\circ}(\Pi_{i,t,y+h}^{\circ} = j) &\equiv \mathbb{B}_{i,t,y+h}(\{\pi_{y+h} \in \Omega \mid \Pi_{i,t,y+h}^{\circ}(\pi_{y+h}) = j, j \in \mathcal{J}\}) \\ &\equiv \mathbb{B}_{i,t,y+h}([a_j, b_j)) \end{aligned} \quad (4.2)$$

Nós conhecemos as probabilidades/crenças $\mathbb{B}_{i,t,y+h}^{\circ}(\Pi_{i,t,y+h}^{\circ} = j)$ atribuídas pelo agente i devido à SPF (e após os ajustes). Mas somos ignorantes quanto às probabilidades $\mathbb{B}_{i,t,y+h}([a, b])$ para todos os intervalos $[a, b] \in \mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ — isto é, não conhecemos sua fdp subjetiva para $\Pi_{i,t,y+h}$, apenas a sua fp para $\Pi_{i,t,y+h}^{\circ}$. Nosso intento agora é inferir $\mathbb{B}_{i,t,y+h}$ a partir de $\mathbb{B}_{i,t,y+h}^{\circ}$, escolhendo dois formatos *ad hoc* para a fdp. No primeiro, empregado para as fdps individuais e do agente médio, dividimos uniformemente a massa de cada intervalo entre seus pontos — uma função constante por partes. Com o segundo formato, aplicado apenas para o agente representativo, construímos fdps com curvas suaves e diferenciáveis através de um método não-paramétrico.

4.3.1 Fdps uniformes por intervalos

Considere $p_{i,t,y+h}^j := \mathbb{B}_{i,t,y+h}^{\circ}(\Pi_{i,t,y+h}^{\circ} = j)$, ou apenas $p_{i,t}^j$ quando o contexto permitir. Sejam as funções $u^j : \mathbb{R} \rightarrow \{0, 2\}$ definidas por partes tais que:

$$u^j(\pi_{y+h}) = \begin{cases} \frac{1}{b_j - a_j} & \text{se } \pi_{y+h} \in [a_j, b_j) \\ 0 & \text{c.c} \end{cases} \quad (4.3)$$

com $1/(b_j - a_j) \equiv 2$, pois $\forall j (b_j - a_j = 0,5)$. Então a fdp constante (uniforme) por intervalos, do agente i , no trimestre t e para a inflação do ano $y+h$, é denotada por $f_{i,t,y+h}^u$ (ou só por $f_{i,t}^u$ quando o contexto permitir, ou se for explicitado com π_{y+h}) e definida por:

$$f_{i,t}^u(\pi_{y+h}) = \sum_{j \in \mathcal{J}} p_{i,t}^j \cdot u^j(\pi_{y+h}) \quad (4.4)$$

$$\text{com } \int_{a_j}^{b_j} f_{i,t}^u(\pi_{y+h}) d\pi = \mathbb{B}_{i,t,y+h}([a_j, b_j)) \quad (4.5)$$

onde $p_{i,t}^j \cdot u^j(\pi_{y+h})$ é a densidade de probabilidade comum à todo $\pi_{y+h} \in [a_j, b_j)$, com valor igual a $2 \cdot \mathbb{B}_{i,t,y+h}([a_j, b_j))$.

Então $f_{i,t}^u$ é uma função *spline*: uma função polinomial por partes (*piecewise polynomial*) de grau zero, com nós internos (pontos de quebra) igual aos limites inferiores dos últimos 17 intervalos, *i.e.* $\{a_j \in [a_j, b_j) \mid j = 2, \dots, 18\}$, e cujas funções base u^j são *B-splines* cardinais de

grau zero⁶. Os valores $p_{i,t}^j$ são os coeficientes da *spline*. Essa configuração facilitará o manejo das fdps adiante.

Para o agente representativo médio, agregamos as crenças em probabilidades médias \bar{p}_t^j definidas por:

$$\bar{p}_t^j = \frac{1}{I_t} \sum_{i \in \mathcal{I}_t} p_{i,t}^j \quad (4.6)$$

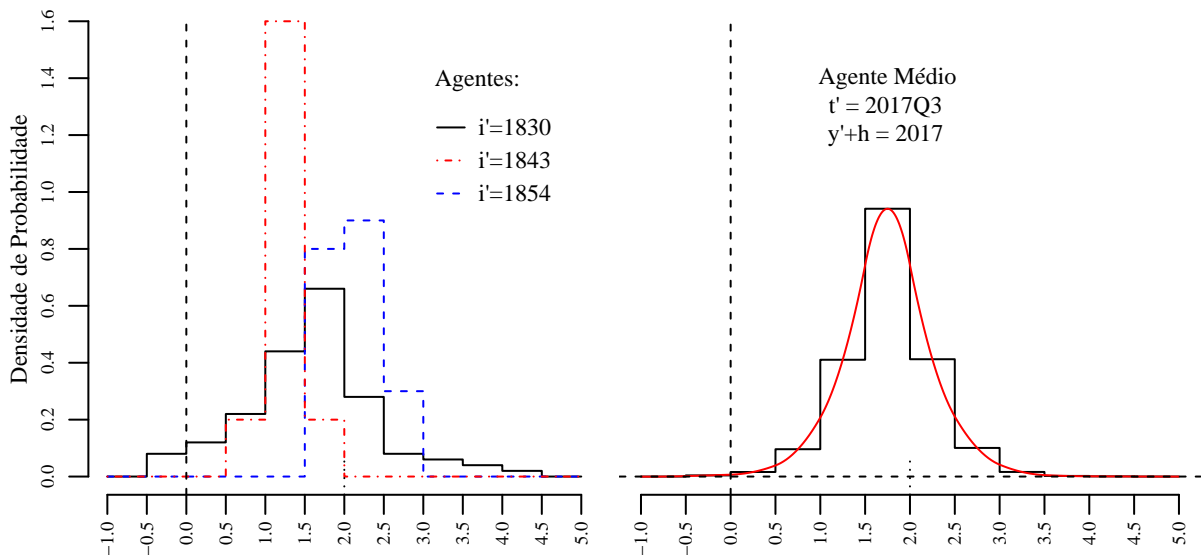
Então, pela definição do agente médio, sua fdp uniforme por intervalos, $\bar{f}_{t,y+h}^u$ ou \bar{f}_t^u , é dada pela *spline*:

$$\bar{f}_t^u(\pi_{y+h}) = \sum_{j \in \mathcal{J}} \bar{p}_t^j u^j(\pi_{y+h}) \quad (4.7)$$

Por questão de notação, também criamos conjuntos com os respectivos nomes para os valores de algumas variáveis anteriormente definidas: $t' \in \mathcal{T}' = \{07Q1, \dots, T' = 17Q3\}$; $y' \in \mathcal{Y}' = \{2007, \dots, Y' = 2017\}$; $i' \in \mathcal{I}'_t = \{1, \dots, I'_t\}$, onde i' é o código fixo⁷ do agente, estabelecido na SPF.

O Gráfico 13 exemplifica o resultado da aplicação em três expectativas probabilísticas de 2017Q3 para a inflação de 2017 (painel da esquerda) e mostra a fdp uniforme por intervalos do agente médio, representativo dos 32 previsores válidos do período (painel da direita, linha preta).

Gráfico 13 – Fdps individuais e do agente médio: dados de probabilidades



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: No painel esquerdo, três exemplos de fdps uniformes por intervalo, $f_{i,17Q3}^u(\pi_{2017})$, das previsões probabilísticas individuais do trimestre 2017Q3 para a inflação percentual em 2017. No painel direito, a fdp média (do agente médio representativo) uniforme por intervalos, $\bar{f}_{17Q3}^u(\pi_{2017})$, na cor preta; na cor vermelha, a correspondente fdp suave, obtida por *spline* de interpolação.

⁶ As *B-splines* também são definidas polinomialmente por partes. São construídas de forma recursiva e unicamente descritas pelo seu grau (ou ordem) e nós. Para mais detalhes sobre essas funções, ver *e.g.* Boor (2001).

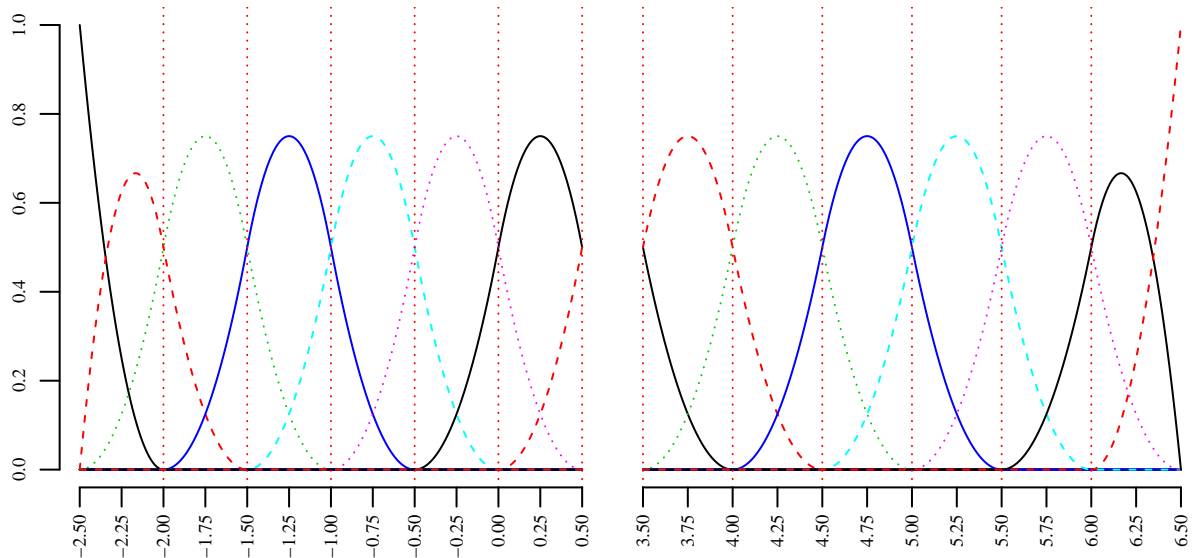
⁷ O código acompanha o agente predictor no tempo, mas em algumas ocasiões este código pode mudar de agente, como o caso de ficar muito tempo inativo na pesquisa. Ver FED-Phi (2017) para mais informações.

4.3.2 Fdps suaves

Para construir a fdp suave do agente médio, \bar{f}_t , ao invés de posicionar uma função constante em cada intervalo, utilizamos outra função base, suave, simétrica, centrada no intervalo e estendendo-se (*i.e.* sendo diferente de zero) para os dois intervalos vizinhos. Utilizamos *B-splines* cardinais de ordem três.

Cada *B-spline* é definida sobre a quantidade $norder+1$ nós, onde $norder$ é o número de ordem. Elas são diferente de zero somente no interior do intervalo formado entre o primeiro e o último destes nós. A quantidade necessária de *B-splines* para formar a base é igual à soma da ordem (três) com a quantidade de nós internos (17). Os nós internos correspondem aos limites inferiores $\{a_j \in [a_j, b_j) \mid j = 2, \dots, 18\}$ dos intervalos constantes na Tabela 4. O total de nós da base é igual à quantidade de nós interiores somada à $norder-1$ nós finais idênticos em cada extremo do domínio. Como consequência, as duas primeiras e as duas últimas *B-splines* não estendem-se por três intervalos e não são simétricas. A base formada por essas 20 funções-base pode ser observada no Gráfico 14 (para melhorar a visualização, ocultamos parte do gráfico).

Gráfico 14 – *B-splines* de ordem três



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Conjunto das 20 *B-splines* cardinais de ordem três que formam a base das *fdps-spline*. Os nós internos, representados nas linhas verticais, correspondem aos limites inferiores $\{a_j \in [a_j, b_j) \mid j = 2, \dots, 18\}$ dos intervalos constantes na Tabela 4.

Anotações: Para melhorar a visualização, ocultamos parte do gráfico, que segue o mesmo padrão.

A função \bar{f} é então definida como uma combinação linear das *B-splines* (aqui ocultamos os subscritos de tempo e horizonte por clareza notacional):

$$\bar{f}(\pi) = \sum_{k=1}^{20} c_k B_k(\pi) = \mathbf{c}^\top B(\pi) = B(\pi)^\top \mathbf{c} \quad (4.8)$$

onde B_k é a k -ésima B -spline de ordem três e c_k é o respectivo coeficiente; $B(\pi)^\top$ é o vetor transposto dos valores $B(\pi)$. Podemos escolher os coeficientes c_k com o propósito de interpolar os valores de \bar{f}^u correspondentes à mediana dos intervalos (ver Tabela 4), de forma que a função \bar{f} seja igual à imagem da função \bar{f}^u nestas medianas. Este propósito pode ser obtido impondo que a soma do quadrado dos erros seja igual a zero: $\text{SSE} = \sum_{j=1}^{18} [\bar{f}^u(m_j) - \bar{f}(m_j)]^2 = 0$, onde m_j é a mediana do j -ésimo intervalo. Neste caso podemos calcular os coeficientes por mínimos quadrados ordinários (MQO), fazendo $\hat{\mathbf{c}} = (\mathbf{B}^\top \mathbf{B})^{-1} \mathbf{B}^\top \mathbf{x}$, onde \mathbf{x} é o vetor dos pontos $\bar{f}^u(m_j)$ e \mathbf{B} é a matriz 18×20 dos valores $B_k(m_j)$. Graficamente, neste procedimento a curva suave \bar{f} passa por cima dos pontos de coordenadas $(m_j, \bar{f}^u(m_j))$ — ver Gráfico 13, painel da direita, curva vermelha.

Mas com a interpolação não há busca de fidelidade aos dados das probabilidades \bar{p}^j . Observando o gráfico, especificamente sobre o intervalo aberto $(1,5; 2)$, a curva \bar{f} fica totalmente abaixo (exceto na mediana) da uniforme por partes \bar{f}^u . Logo sua integral é substancialmente menor que a de \bar{f}^u neste intervalo e sua imagem não é um bom palpite para as densidades. Nós contornamos essa particularidade dos dados, que não são coordenadas, minimizando a soma do quadrado dos erros de probabilidade (SSPE) nos intervalos:

$$\text{SSPE} = \sum_{j=1}^{18} [(b_j - a_j) \bar{f}^u(m_j) - \int_{a_j}^{b_j} \bar{f}(\pi) d\pi]^2 \quad (4.9)$$

$$= \sum_{j=1}^{18} [0,5 \bar{f}^u(m_j) - \int_{a_j}^{b_j} \mathbf{c}^\top B(\pi) d\pi]^2 \quad (4.10)$$

$$= \sum_{j=1}^{18} [\tilde{x}_j - \mathbf{c}^\top \int_{a_j}^{b_j} B(\pi) d\pi]^2 \quad (4.11)$$

$$\text{SSPE}(\mathbf{c}) = (\tilde{\mathbf{x}} - \tilde{\mathbf{B}}\mathbf{c})^\top (\tilde{\mathbf{x}} - \tilde{\mathbf{B}}\mathbf{c}) \quad (4.12)$$

onde $\tilde{\mathbf{x}}$ é o vetor das 18 probabilidades $\bar{p}^j = 0,5 \bar{f}^u(m_j)$ e $\tilde{\mathbf{B}}$ é a matriz 18×20 do valor das integrais de cada B -spline nos intervalos. Podemos minimizar a $\text{SSPE}(\mathbf{c})$ para encontrar \mathbf{c} que iguale as probabilidades:

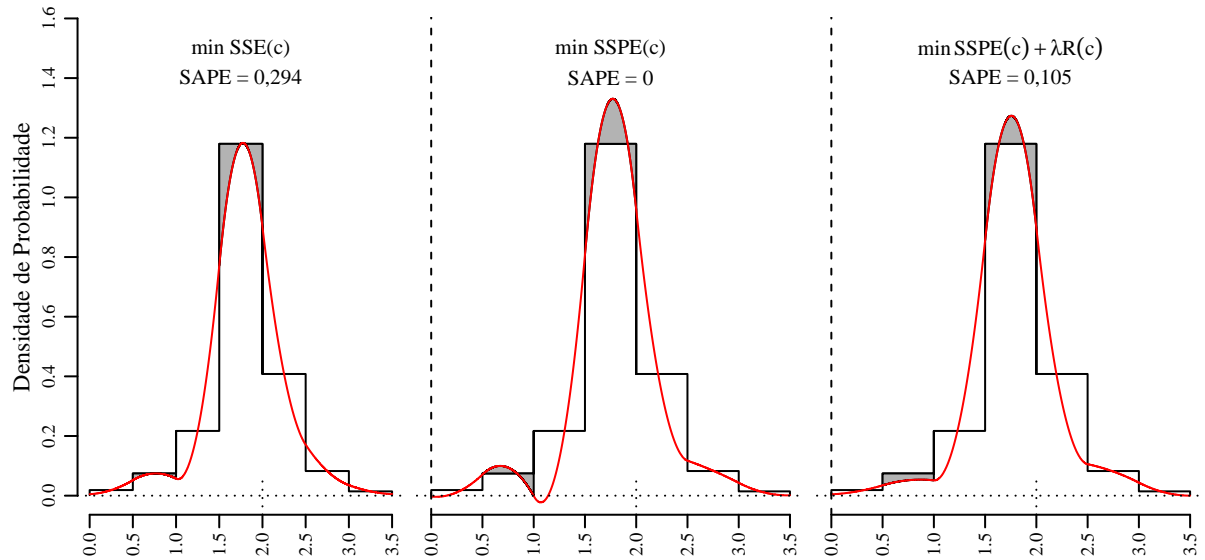
$$\hat{\mathbf{c}} = \arg \min_{\mathbf{c}} (\tilde{\mathbf{x}} - \tilde{\mathbf{B}}\mathbf{c})^\top (\tilde{\mathbf{x}} - \tilde{\mathbf{B}}\mathbf{c}) \quad (4.13)$$

$$= (\tilde{\mathbf{B}}^\top \tilde{\mathbf{B}})^{-1} \tilde{\mathbf{B}}^\top \tilde{\mathbf{x}} \quad (4.14)$$

Mostramos um exemplo do resultado no Gráfico 15, painel central, apresentando a fdp $\bar{f}_{16Q4}(\pi_{2016})$. Ele pode ser comparado com o resultado da *spline* de interpolação, painel esquerdo, que teve a soma dos erros de probabilidade absolutos (SAPE) igual a 0,294, enquanto $\bar{f}_{16Q4}(\pi_{2016})$, por construção, foi zero. Contudo, há o inconveniente dessa solução apresentar comportamento demasiado oscilatório, como no intervalo $[0; 1,5]$ do exemplo, inclusive com trecho negativo. Como argumentamos na seção 4.3, os dados individuais sugerem que as probabilidades intervalares e as densidades tendem a ser unimodais, e quando se trabalha com as médias, essa tendência se torna ainda mais plausível. Nós decidimos então reduzir essa oscilação

e deixar as fdps mais próximas dessa monotonicidade, evitando também os valores negativos, mas assumido certa perda de ajuste das probabilidades intervalares.

Gráfico 15 – Ajuste das fdps-spline



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: No painel esquerdo, a fdp média uniforme por intervalo do trimestre 2016Q4 para a inflação percentual em 2016, $f_{16Q4}^u(\pi_{2016})$, e a fdp *spline* de interpolação correspondente na cor vermelha, obtida minimizando a SSE. No painel central, o mesmo, mas com a *spline* calculada pela minimização da SSPE. No direito, a *spline* por minimização da SSPE com penalização por rugosidade. As áreas sombreadas mostram as diferenças das funções nos dois intervalos exemplificados.

Usualmente as *splines* de suavização, que não interpolam os pontos, ajustam-se aos dados restritas a uma limitação de sua curvatura ou inclinação, através de uma “penalização à aspereza”. Principalmente em dados de maior variância, o objetivo geralmente é diminuir as oscilações tornando a curva “mais horizontal” e suave. A escolha de c é feita então através da minimização de uma função de penalidade que pondera a SSE e uma medida de curvatura geral da função. Geralmente a integral do quadrado da segunda derivada: a curvatura total $\int_{-2,5}^{6,5} [\bar{f}''(\pi)]^2 d\pi$. Mas nosso objetivo aqui não é diminuir as oscilações para obter uma curva mais horizontal, é o contrário. Logo escolhemos penalizar a falta de inclinação da função através da integral do quadrado do inverso da primeira derivada, denotada por $R_{\bar{f}}$. É uma medida de aspereza que corresponde a uma função-perda quadrática a ser minimizada junto à SSPE. Em termos matriciais:

$$\int_{-2,5}^{6,5} [\bar{f}'(\pi)]^2 d\pi = \int_{-2,5}^{6,5} [\mathbf{c}^\top B'(\pi)]^2 d\pi \quad (4.15)$$

$$= \mathbf{c}^\top \left[\int_{-2,5}^{6,5} B'(\pi) B'(\pi)^\top d\pi \right] \mathbf{c} \quad (4.16)$$

$$= \mathbf{c}^\top \mathbf{D} \mathbf{c} \quad (4.17)$$

onde $B'(\pi)$ é o vetor de valores da derivada das funções B_k no ponto π e \mathbf{D} é a matriz simétrica resultante da integral entre colchetes. Devido às propriedades das B -splines com nós internos distintos, as funções *spline* resultantes têm derivadas contínuas no interior do domínio — precisamente, derivadas de ordem até duas unidades a menos que a ordem da *spline*. Logo, $\bar{f}, B_k \in C^1$. Então, fazendo de $\tilde{\mathbf{D}}$ a matriz cujos elementos são iguais ao inverso dos elementos de \mathbf{D} , estes todos diferentes de zero devido à integral, temos:

$$R_{\bar{f}}(\mathbf{c}) = \mathbf{c}^\top \tilde{\mathbf{D}} \mathbf{c} \quad (4.18)$$

Nós adicionamos essa medida de aspereza à SSPE para estimar $\hat{\mathbf{c}}$:

$$\hat{\mathbf{c}} = \arg \min_{\mathbf{c}} \text{SSPE}(\mathbf{c}) + \lambda R_{\bar{f}}(\mathbf{c}) \quad (4.19)$$

$$= \arg \min_{\mathbf{c}} (\tilde{\mathbf{x}} - \tilde{\mathbf{B}}\mathbf{c})^\top (\tilde{\mathbf{x}} - \tilde{\mathbf{B}}\mathbf{c}) + \lambda \mathbf{c}^\top \tilde{\mathbf{D}} \mathbf{c} \quad (4.20)$$

$$= (\tilde{\mathbf{B}}^\top \tilde{\mathbf{B}} + \lambda \tilde{\mathbf{D}})^{-1} \tilde{\mathbf{B}}^\top \tilde{\mathbf{x}} \quad (4.21)$$

onde $\lambda \in \mathbb{R}_+$ é o parâmetro de suavização, representando o *tradeoff* entre a suavidade e o ajuste. Ele determina a intensidade da penalidade: se $\lambda \rightarrow 0$, então $R_{\bar{f}}$ tende a ter pouca influência na escolha de \mathbf{c} ; no limite, se $\lambda = 0$, o resultado são os coeficientes (4.14) da *spline* sem suavização. Mas se λ é significativamente maior que zero, então inclinações $\bar{f}'(\pi)$ próximas de zero têm impacto relevante e, com a minimização desses valores, \bar{f} tende a ser menos horizontal. Devido a isso, retiramos a penalização à \bar{f} nos intervalos extremos onde a coordenada \tilde{x}_j de $\tilde{\mathbf{x}}$ é zero e a inclinação de \bar{f} precisa ser também igual a zero. Alteramos a matriz de penalização de $R_{\bar{f}}(\mathbf{c})$ multiplicando cada elemento das colunas da matriz simétrica $\tilde{\mathbf{D}}_{20 \times 20}$ por zero ou um. Para uma dada coluna $\tilde{\mathbf{d}}_{\bar{k}}$, seu elemento $\tilde{d}_{k+1, \bar{k}}$ ($k = 1, \dots, 18$) é multiplicado por 0 se $\tilde{x}_{j=k} = 0$ e por 1 caso contrário; devido às posições das B -splines, $\tilde{d}_{1, \bar{k}}$ é multiplicado igualmente à $\tilde{d}_{2, \bar{k}}$ e $\tilde{d}_{20, \bar{k}}$ à $\tilde{d}_{19, \bar{k}}$. Denotando a matriz resultante por $\tilde{\mathbf{R}}$, alteramos (4.18) e (4.21) para:

$$R_{\bar{f}}(\mathbf{c}) = \mathbf{c}^\top \tilde{\mathbf{R}} \mathbf{c} \quad (4.22)$$

$$\hat{\mathbf{c}} = (\tilde{\mathbf{B}}^\top \tilde{\mathbf{B}} + \lambda \tilde{\mathbf{R}})^{-1} \tilde{\mathbf{B}}^\top \tilde{\mathbf{x}} \quad (4.23)$$

Os parâmetros λ da estimação (4.23) foram escolhidos separadamente para cada fdp, por meio de uma *generalized cross validation* adaptada (GCVa), também específica para essa aplicação. Nossa GCVa é uma modificação da medida GCV desenvolvida por Craven e Wahba (1978). Enquanto a original utiliza a SSE, nós empregamos a SSPE:

$$\text{GCVa}(\lambda) = \frac{J^{-1} \text{SSPE}(\lambda)}{[J^{-1} \text{trao}(I - S(\lambda))]^2} \quad (4.24)$$

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda} \text{GCVa}(\lambda) \quad (4.25)$$

onde $S(\lambda) = \tilde{\mathbf{B}}(\tilde{\mathbf{B}}^\top \tilde{\mathbf{B}} + \lambda \tilde{\mathbf{R}})^{-1} \tilde{\mathbf{B}}^\top$ é o operador de projeção na estimação da fdp específica e I é a matriz identidade conformável. Para um dado λ , (4.23) tem apenas uma solução, que é obtida

analiticamente, resultando na medida $\text{SSPE}(\hat{c}(\lambda))$ — portanto GCVa é função apenas de λ . O valor ótimo $\hat{\lambda}$ é obtido numericamente.

Como medida adicional, também condicionamos $\mathbf{c} \geq 0$ para diminuir as oscilações e evitar os valores negativos. Fizemos isso no mesmo algoritmo de força bruta da otimização numérica de λ . Estabelecemos o limite inferior $\lambda_0 = 0 \leq \lambda$ e utilizamos passos de iguais $10^{-6} = \lambda_s - \lambda_{s-1}$ na iteração. Em cada passo calculamos $\hat{c}(\lambda_s)$, impomos $c_k = 0$ se $c_k < 0$ e depois calculamos $\text{SSPE}(\hat{c}(\lambda_s))$ e $S(\lambda_s)$ para obter $\text{GCVa}(\lambda_s)$. Conforme (4.25), o λ_s ótimo é o que minimiza GCVa ⁸.

O resultado das fdps construídas com $\hat{c}(\hat{\lambda})$ é exemplificado no Gráfico 15, painel da direita, com a função $\bar{f}_{16Q1}(\pi_{2016})$, a terceira com maior SAPE dentre as 86 — ver a Tabela 6 no Apêndice B. Comparando-a com a forma pura de ajuste, a *spline* de ajuste com suavização $(\min \text{SSPE}(\mathbf{c}) + \lambda R(\mathbf{c}))$ não é igualmente exata nas probabilidades intervalares, mas mantém-se próxima aos dados. Não apenas nas probabilidades, mas também na característica observada de monotonicidade a partir da moda: é suave nas curvas, sem o comportamento oscilatório da puro-ajuste⁹. Apesar de não ser exata nos dados, para o horizonte $h = 1$ a perda de ajuste pode ser considerada irrelevante: conforme a Tabela 6, a maior SAPE foi de 0,016 e média de 0,004. Este modelo se mostrou inadequado para quando a fdp contínua por intervalos tem “degraus muito altos” comparativamente ao vizinho, devido ao formato e extensão das *B-splines*. Houveram expectativas individuais com probabilidades diferentes de zero em apenas dois intervalos, para as quais testamos uma fdp suave conforme o modelo descrito¹⁰ e que resultou muito divergente dos dados — é possível identificar situação semelhante, mas mais amena, no exemplo da fdp do Gráfico 15, na cauda esquerda. O resultado gráfico de todas as fdps de ajuste suave é apresentada no Apêndice A, Figuras 21 e 22.

As esperanças com as fdps \bar{f} foram praticamente iguais às esperanças com \bar{f}^u . A diferença $\bar{f}^u(\pi) - \bar{f}(\pi)$ média para o horizonte $h=1$ foi de 0,0035 e de 0,0015 para o $h=2$; a diferença máxima foi 0,04. Apesar do pequeno viés, a probabilidade de a média das diferenças ser zero (hipótese nula) foi de 0,017, considerando ambos horizontes, pois o desvio-padrão destas diferenças foi pequeno: 0,009. As diferenças foram maiores quanto ao segundo momento central das distribuições, sempre com variâncias mais altas nas \bar{f}^u (nas esperanças não houve esse padrão). A maior diferença percentual (em relação à variância da \bar{f}) foi de 29,3%, enquanto a média dessa diferenças ficou em 12,6% e 9,7%, para os horizontes $h=1$ e $h=2$ respectivamente. Considerando ambos horizontes, encontramos que em média as variâncias com \bar{f}^u foram 9,4%

⁸ Os valores ótimos $\hat{\lambda}$ apresentaram as seguintes estatísticas, respectivamente para as fdps de horizonte $h = 0$ e $h = 1$, todas em escala $(1 : 10^{-4})$: médias 1,26 e 0,4; desvios-padrão 2,57 e 1,05; medianas 0,01 e 0,02; máximos em 11 e 4,65 e mínimos ambos em zero.

⁹ No exemplo da função $\bar{f}_{16Q1}(\pi_{2016})$, grande parte da oscilação foi evitada com a imposição de $\mathbf{c} \geq 0$. No entanto, fazendo $\mathbf{c} \geq 0$ na puro-ajuste, sem suavização por penalização à R_f , ainda assim apresentou demasiada oscilação.

¹⁰ Nós não estimamos fdps suaves para as expectativas probabilísticas individuais, mas testamos como seria em algumas delas.

maior — coeficiente (1,094) altamente significativo estatisticamente. Essa característica da variância da \bar{f}^u é facilmente compreendida ao comparar o seu formato gráfico com o da \bar{f} : em cada intervalo j , nos pontos mais externos a \bar{f}^u têm valor (densidade) mais alto, correspondendo a um maior peso para esses pontos distantes da média (ver Gráfico 15).

4.4 EXPECTATIVAS PROBABILÍSTICAS: DADOS PONTUAIS

Nesta seção os dados para inferir sobre as expectativas probabilísticas do agente representativo são as previsões pontuais referidas na seção 4.2. Pela definição do agente representativo médio, sua expectativa probabilística para a inflação (e respectiva distribuição de probabilidade) é a média das expectativas (distribuições) individuais. Neste exercício supomos que a previsão pontual informada pelo agente individual na pesquisa é a esperança baseada na sua distribuição de probabilidade subjetiva — uma distribuição específica para realização dessa previsão. Devido à ignorância quanto à essas distribuições específicas dos agentes, supomos também, por simplicidade, que são todas iguais a uma distribuição paramétrica K conhecida. Uma distribuição simétrica, unimodal, diferenciável e de variância finita e positiva igual a σ^2 . Mas distintas entre os agentes apenas no parâmetro da média.

Seja $\bar{\pi}_{i,t+h}$ a expectativa pontual do agente i em t para a variável aleatória inflação do trimestre $t+h$, denotada por $\Pi_{i,t+h}$, que assume valores $\pi_{t+h} \in \mathbb{R}$, com $h \in \{0, 1, \dots, 4\}$. Considere $K_{i,t+h}$ a fdp representativa da sua expectativa probabilística para $\Pi_{i,t+h}$, pertencente à família paramétrica K . Sua média é $\bar{\pi}_{i,t+h}$ e o desvio-padrão é $dp(\Pi_{i,t+h}) = \sigma$; este último comum a todo agente i e todo horizonte $t+h$. Então as densidades médias $f_t(\pi_{t+h})$ do agente representativo médio são dadas por¹¹:

$$f_t(\pi_{t+h}) = \frac{1}{I_t} \sum_{i=1}^{I_t} K_i(\pi_{t+h}) \quad (4.26)$$

Defina a variável aleatória $\Pi_{i,t+h}^0 = \Pi_{i,t+h} - \bar{\pi}_{i,t+h}$ de média zero. Seja K_0 sua fdp. Então $K_0(\pi_{t+h} - \bar{\pi}_{i,t+h}) = K_i(\pi_{t+h})$. Se também impormos o desvio-padrão unitário fazendo $\Pi_{i,t+h}^0 = (\Pi_{i,t+h} - \bar{\pi}_{i,t+h})/\sigma$, temos¹²

$$\frac{1}{\sigma} K_0 \left(\frac{\pi_{t+h} - \bar{\pi}_{i,t+h}}{\sigma} \right) = K_i(\pi_{t+h}) \quad (4.27)$$

Assim K_0 é padronizada e a decisão por σ é explícita. A Equação 4.26 pode ser reescrita como:

$$f_t(\pi_{t+h}) = \frac{1}{\sigma I_t} \sum_{i=1}^{I_t} K_0 \left(\frac{\pi_{t+h} - \bar{\pi}_{i,t+h}}{\sigma} \right) \quad (4.28)$$

¹¹ Para resumir a notação também usamos $f(\pi_{t+h})$ ao invés de $f_{t,t+h}(\pi_{t+h})$; e $K_i(\pi_{t+h})$ ao invés de $K_{i,t,t+h}(\pi_{t+h})$.

¹² As fdfs são homogêneas de grau -1 , portanto $K(u/\sigma) = \sigma \cdot K(u)$. A função desvio-padrão possui grau de homogeneidade igual a 1, então $\sigma \cdot dp(\Pi/\sigma) = dp(\Pi)$. Se $dp(\Pi) = \sigma$, temos $dp(\Pi/\sigma) = 1$.

Logo, a inferência da expectativa probabilística do agente representativo através de (4.28) corresponde à estimação das densidades via *kernel density estimation* (KDE), usando os pontos $\{\bar{\pi}_{i,t+h}\}_{i \in \mathcal{I}_t}$. A função *kernel* é K_0 e σ é a *bandwidth*.

Conforme a literatura KDE¹³, a escolha pelo formato (família) da distribuição K , pressuposta comum a todos os agentes, e o correspondente *kernel* K_0 , não é tão importante quanto a escolha pela dispersão da distribuição (σ), que por sua vez também serve de parâmetro de suavização na estimação das densidades. Há várias técnicas para a seleção do *bandwidth*. Algumas delas são mais indicadas devido às suas características assintóticas, porém os tamanhos de nossas amostras de previsões pontuais não ultrapassam 50 (com média de 36 e mínimo de 26).

Para buscar o comportamento unimodal e suave das fdps, evidenciado pelos dados e descrito na seção 4.3, usamos o conservador “princípio da suavização máxima”, descrito por Terrell (1990). Com ele escolhemos o limite superior dos *bandwidth* AMISE-ótimos, denominado por Wand e Jones (1995) de *oversmoothed bandwidth* (OS)¹⁴. Também, como argumentado por Terrell (1990), estimativas de densidade sub-suavizadas tendem a apresentar características espúrias, tais como assimetrias e múltiplas modas, que surgem apenas devido à aleatoriedade da amostra. Aplicar a maior suavidade compatível com a escala do problema tende a eliminar tais características acidentais. O método ainda tem a vantagem de não ser dependente de *cross-validation*, por vezes arbitrária devido à escolha da técnica, também geralmente intensiva computacionalmente e sujeita a variações amostrais. Quanto ao *kernel*, fizemos a opção pelo Epanechnikov (ou *kernel* ótimo), que apresenta a maior eficiência dentre as funções, apesar de serem pequenas as diferenças de eficiência (a de uma função uniforme é apenas 7% menor que a desta).

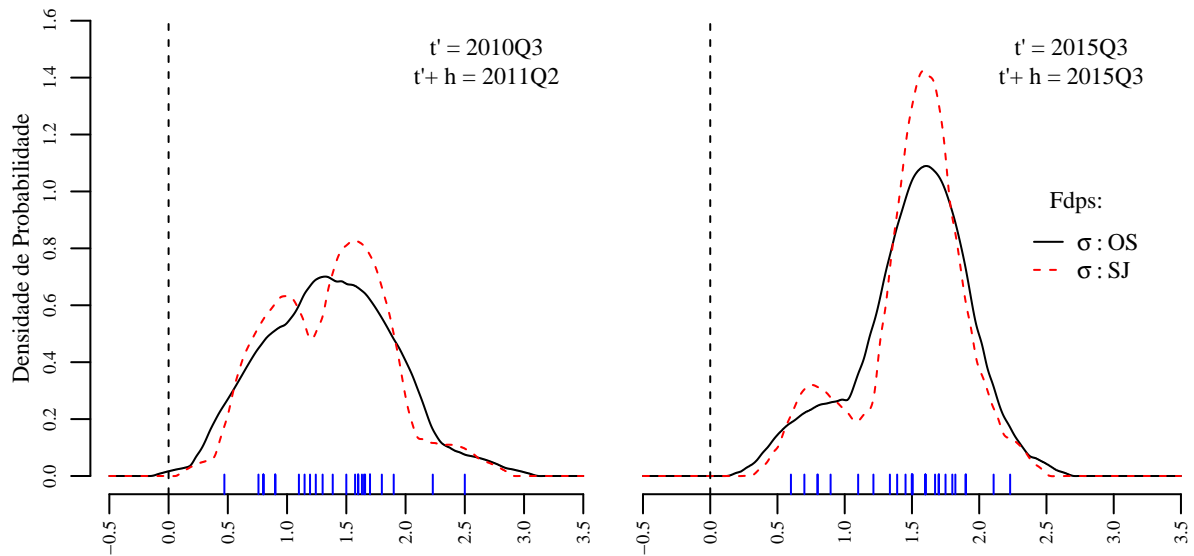
O Gráfico 16 mostra em linhas pretas dois exemplos do resultado: no painel da esquerdo a fdp $f_{10Q3}(\pi_{11Q2})$ e no direito a $f_{15Q3}(\pi_{15Q3})$; junto ao eixo da inflação mostramos em pequenas linhas azuis as previsões pontuais do trimestre. Mediante curvas sobrepostas fizemos comparação com uma configuração alternativa, mudando apenas a regra de seleção do *bandwidth*: o método de Sheather e Jones (1991) (SJ) — também recomendado por Wand e Jones (1995, p. 86) devido ao seu equilíbrio entre viés e variância. É possível verificar visualmente a descrição anterior do resultado OS. Em muitas ocasiões a diferença concentrou-se apenas na região da moda.

Com as mesmas configurações, também construímos as fdps para os horizontes anuais $y+h$, com $h \in \{0, 1, 2\}$, e as fdps dos horizontes de “cinco anos à frente” ($h5$) e “dez anos à frente” ($h10$) — respectivamente as funções $f_{t,y+h}(\pi_{y+h})$, $f_{t,h5}(\pi_{h5})$ e $f_{t,h10}(\pi_{h10})$.

¹³ Ver *e.g.* Wand e Jones (1995) e Silverman (1998).

¹⁴ AMISE é o erro quadrático integrado médio assintótico, e varia de acordo com o valor do fator de escala de f_t (ou dos dados, quando na estimação) — ver Terrell (1990) para mais detalhes. Para a seleção do *oversmoothed bandwidth* empregamos o desvio-padrão como fator de escala, dois estágios para a estimação funcional e, no cálculo computacional, cerca de quatro mil pontos igualmente espaçados sobre os quais o *binning* é realizado para obter a aproximação funcional do *kernel*. Usamos o pacote `KernSmooth` do software R nas estimações.

Gráfico 16 – Fdp do agente médio e *bandwidths*: dados pontuais



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: No painel esquerdo a fdp $f_{10Q3}(\pi_{11Q2})$ e no direito a $f_{15Q3}(\pi_{15Q3})$. Em vermelho tracejado, as estimações com o *bandwidth* pelo método de Sheather e Jones (SJ); em preto contínuo com o *oversmoothed bandwidth* (OS). No eixo inferior, em linhas azuis, as previsões pontuais para a inflação percentual do trimestre.

4.4.1 Expectativas pontuais vs probabilísticas

Como há expectativas pontuais e probabilísticas de cada agente para os pares $(t, y+h)$, $h \in \{0, 1\}$, é possível compará-las e identificar alguns padrões a partir dessa amostra.

Inicialmente considere $\mu_{i,t,h} = \int_{\mathbb{R}} [\pi_{y+h} \cdot \bar{f}_{i,t}^u(\pi_{y+h})]$ a esperança da expectativa probabilística do agente i ; e μ_i^{15} a média dessas esperanças para todo t e h . Observamos pois que em geral os agentes não utilizaram essas esperanças $\mu_{i,t,h}$ para registrar suas expectativas pontuais $\bar{\pi}_{i,t,h}$ ($\equiv \bar{\pi}_{i,t,y+h}$) correspondentes.

Alguns agentes divergiram bastante nas expectativas, *i.e.* sua variável de divergência $|d|_{i,t,h} = |\mu_{i,t,h} - \bar{\pi}_{i,t,h}|$ apresentou média $|d|_i$ consideravelmente diferente de zero. Contudo, muitos agentes apresentaram baixa divergência média. Para apresentarmos em números, considere as divergências relativas $|d|_{i,t,h}^{\%} = 100(|d|_{i,t,h}/\bar{\pi})$, onde $\bar{\pi} = 1,74$ é a média dos $\bar{\pi}_{i,t,h}$ incluindo todo i, t e h (a proporcionalidade facilitará a perspectiva das magnitudes). Considere ainda a variável de diferença $d_{i,t,h} = \mu_{i,t,h} - \bar{\pi}_{i,t,h}$ e a correspondente relativa $d_{i,t,h}^{\%} = 100(d_{i,t,h}/\bar{\pi})$.

Observável pela Tabela 5¹⁶, cerca de 19% dos agentes registraram na SPF, em média, uma expectativa pontual menor que a esperança da sua expectativa probabilística uniforme por

¹⁵ Para expressar a média dos dados nas suas diferentes composições, excluímos da notação da variável o índice para o qual calculamos a média. Assim, por exemplo, $\mu_i = \frac{1}{2T} \sum_t \sum_h \mu_{i,t,h}$.

¹⁶ Nem todos os dados descritos no texto de forma mais exata constam na tabela, a fim de deixá-la mais compacta. Mas é possível identificá-los aproximadamente pelo percentil mais próximo.

intervalos¹⁷, isto é, $d_i^{\%} < 0$. Aproximadamente 52% deles tiveram divergência média relativa $|d_i^{\%}|$ menor que 10% de $\bar{\pi}$ — nós consideramos esse valor, 10% de $\bar{\pi}$, como um ponto-de-corte para “baixa divergência”. Poucos mantiveram a média relativa de suas divergências abaixo de 5% de $\bar{\pi}$ (cerca de 9% dos agentes); na outra ponta, 6% apresentou média maior que 20% de $\bar{\pi}$.

Tabela 5 – Comparação das expectativas em percentis

Percentil	$ d _{i,t,h}$	$ d _{i,t,h}^{\%}$	$d_{i,t,h}^{\%}$	$d_i^{\%}$	$ d _i^{\%}$	β_i	$dp(\varepsilon)_i^{\%}$
0	0,00	0,00	-81,13	-22,10	2,80	0,70	3,87
10	0,02	1,20	-10,71	-3,02	5,45	0,97	7,20
20	0,05	2,80	-4,78	0,37	6,96	0,99	8,83
30	0,06	3,50	-1,72	1,53	8,28	1,01	10,16
40	0,09	5,41	0,25	2,68	8,85	1,02	11,37
50	0,12	6,88	2,87	3,41	9,82	1,03	12,03
60	0,15	8,61	5,74	5,13	10,50	1,04	13,45
70	0,20	11,51	8,60	6,22	12,20	1,06	14,74
80	0,28	16,35	12,90	7,24	12,98	1,07	17,88
90	0,40	22,94	20,07	9,98	17,11	1,08	20,45
95	0,55	31,54	28,23	14,64	20,87	1,12	22,60
100	1,72	98,76	98,76	37,17	39,11	1,28	30,79

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: Na coluna da esquerda os percentis; nas demais, os valores das variáveis em cada percentil. Excluímos do cálculo as expectativas que não tiveram sua contraparte (pontual ou probabilística) registrada na SPF. Para os β_i e ε_i , excluímos os agentes (total de 8) com menos de 3 pares de expectativas.

Apesar de estas informações de médias serem relevantes, sobra dúvida se os agentes seguiram algum padrão de registro que relacionou esperança-ponto. Ao invés de analisarmos a dispersão de divergências, realizamos uma regressão esperança-ponto por MQO, com a expectativa pontual como explicativa e sem intercepto, e analisamos o desvio-padrão dos resíduos de cada agente, $dp(\varepsilon)_i^{\%}$, em pontos percentuais de $\bar{\pi}$. Com isso também obtivemos, da óbvia correlação entre as variáveis, sua proporcionalidade média, dada por β_i (todas altamente significativas estatisticamente). Se a dispersão destes resíduos for próxima de zero, significa que o agente manteve uma relação esperança-ponto linear estável e que foi consistente em seus registros, independentemente do tamanho de sua divergência média relativa.

Conforme a tabela, menos de 30% dos agentes mantiveram uma relação média-ponto estável, considerando o ponto-de-corte 10% de $\bar{\pi}$ em $dp(\varepsilon)_i^{\%}$. E em aproximadamente 10% deles o valor deste desvio-padrão foi maior que 20%, correspondendo a uma baixa consistência em seus registros. Também observamos uma forte correlação entre a dispersão $dp(\varepsilon)_i^{\%}$ e a proporcionalidade $100|\beta_i - 1|$: com a primeira como explicativa, obtivemos o coeficiente 0,37 (altamente significativo) e R^2 ajustado 0,63. Isso significa que, entre os agentes, quanto mais

¹⁷ Esse e os demais resultados também servem para as expectativas probabilísticas estimadas com outros formatos de fdp fidedignos aos dados, como a suave da subseção 4.3.2. Neste caso, como demonstrado, a diferença das esperanças foi quase nula, apesar de significativa, e as variâncias altamente correlacionadas.

próxima foi a relação esperança-ponto (*i.e.* β_i mais perto de 1), mais estável ela foi, na proporção 100:37.

Logo, com estes resultados podemos concluir que, em geral, os agentes não se preocuparam em manter a consistência¹⁸ entre as previsões pontuais e probabilísticas que registraram no SPF, apesar de alguns terem feito isso. Isso não significa, no entanto, que as duas variáveis não são correlacionadas. Como vimos, uma pode servir de *proxy* para a outra. Neste trabalho não buscamos estudar as causas desses fatos.

Igualmente calculamos médias, regressões e dispersões de resíduos para os agrupamentos de expectativas por trimestres, separadas por horizontes, e obtivemos resultados semelhantes aos agrupamentos por indivíduos, mas com menor amplitude entre os percentis. As médias trimestrais $|d|_{t,h=1}^{\%}$, por exemplo, resultaram no valor 6,69% de $\bar{\pi}$ para o percentil 0, e 14,9% para o percentil 100. Com isso concluímos que nosso agente representativo médio, das seções 4.3 e 4.4, também “apresentou” inconsistência entre as previsões pontuais e probabilísticas.

No agregado, considerando todo i , t e h , cerca de 63% das expectativas registradas divergiram até 10% de $\bar{\pi}$. Em contrapartida, 14% dessas expectativas divergiram de 20% à 98%. Num teste estatístico para saber se a média das diferenças relativas é igual a zero ($H_0: d^{\%}=0$), rejeitamos a hipótese nula com a estatística- t de 14,3 — a média dessas diferenças foi 3,9%. A conclusão de inconsistência das expectativas se aplica também no agregado.

4.5 CREDIBILIDADE RELATIVA À META DE INFLAÇÃO

Nós procedemos ao cálculo das credibilidades usando as fdps estimadas nas seções anteriores e em conformidade com a estrutura proposta no ensaio “Credibilidade: o conceito”, brevemente exposta na introdução deste trabalho.

Consideraremos o alvo inflação-CPCE e, a título de exercício, um foco ao redor de 2%, para todos os horizontes: do trimestre atual até o agregado dos próximos 10 anos. O valor de 2% é, desde 2012, o estabelecido pelo FOMC (*Federal Open Market Committee*) como o objetivo de longo-prazo para a inflação do CPCE¹⁹. Inicialmente vamos usar como foco o intervalo [1,5; 2,5] (em %).

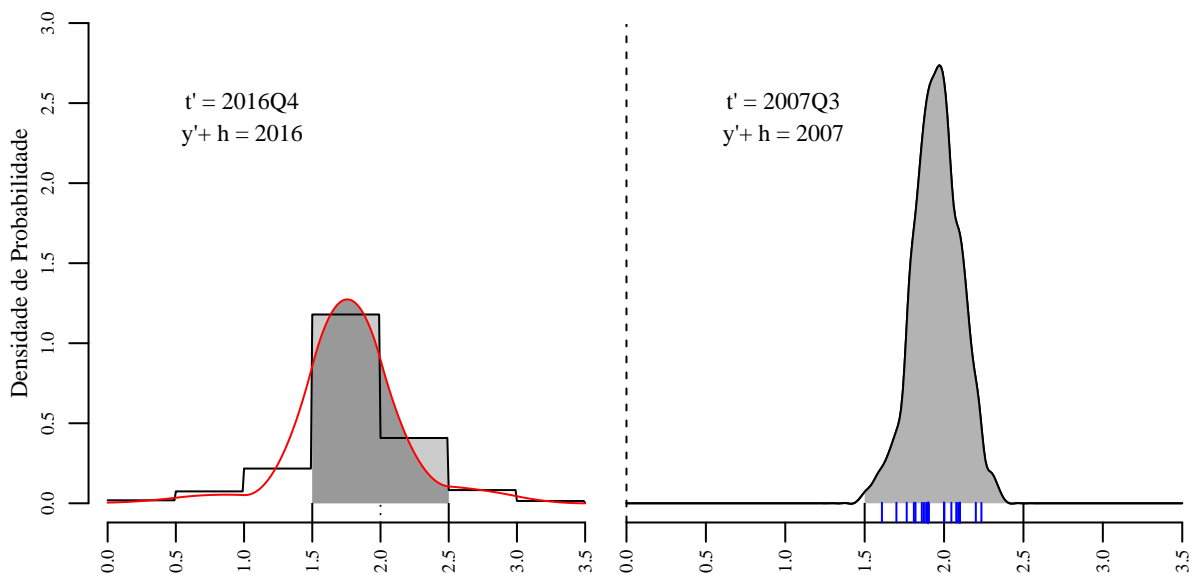
O Gráfico 17 exemplifica em três fdps o cálculo da credibilidade. No painel direito, a probabilidade 0,998 atribuída em 2007Q3 pelo agente representativo médio (da SPF; dados

¹⁸ Aqui usamos a palavra “consistência” para descrever a situação que mantém verdadeira a hipótese de que a previsão pontual é a esperança da distribuição de probabilidades atribuída à variável.

¹⁹ Este valor foi tornado público inicialmente com o *Monetary Policy Report to the Congress*, do *Board of Governors of the Federal Reserve System*, de fevereiro de 2012 — ver <www.federalreserve.gov>. Apesar de os EUA não terem aderido formalmente ao regime monetário de metas de inflação, o referido objetivo pode ser considerado uma meta de inflação, tal como a do regime formal. Além disso, provavelmente o valor faz referência a um horizonte definido, que desconhecemos; mas no exercício iremos supor que é usado para todos os horizontes.

pontuais) ao intervalo $[1,5; 2,5]$ para a inflação de 2007. Este valor é o quanto o agente médio acreditava (na veracidade da proposição de) que a inflação resultaria neste intervalo e, portanto, é a credibilidade dessa proposição referente a esse agente naquele período. No painel esquerdo a área 0,758 referente à curva vermelha (fdp suave do agente médio; dados em probabilidade) é a credibilidade, em 2016Q4 e referente ao agente médio, da proposição de que a inflação em 2016 resultaria no intervalo $[1,5; 2,5]$. Essa fdp foi a mesma usada no Gráfico 15 — a terceira com maior SAPE. Considerando a fdp uniforme por intervalos, a credibilidade foi 0,793; algo diferente devido às considerações expostas na subseção 4.3.2. Este último valor é perfeitamente correto (relativamente aos dados) e independe do formato inferido à fdp, pois o intervalo considerado, $[1,5; 2,5]$, coincide com os intervalos dos dados (opções SPF). Caso não coincidisse, a credibilidade com a fdp suave poderia fornecer melhor estimativa, principalmente se o intervalo fosse pequeno. Enfim, dada a fdp (função crença; expectativa probabilística), é fácil conhecer a crença do agente para qualquer foco que se queira e a credibilidade da respectiva proposição.

Gráfico 17 – Densidades e credibilidade



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: No painel esquerdo as fdps \bar{f} (curva vermelha) e \bar{f}^u (preta) em $t'=2016Q4$ para a inflação percentual de $y'+h=2016$ e as correspondentes áreas (probabilidades/credibilidades) referentes ao intervalo $[1,5; 2,5]$, iguais a 0,758 e 0,793 respectivamente. No direito a $f_{07Q3}(\pi_{2007})$, sua respectiva área (0,998) no intervalo, e as expectativas pontuais em azul.

Para o foco que coincida com um dos intervalos das opções de registro na SPF, ou uma união destes, não há necessidade de inferência da fdp, pois a credibilidade é igual à probabilidade atribuída à opção, ou à soma delas no caso da união. Com a v.a. contínua (ou contínua por partes), a credibilidade com o foco em um ponto (ou conjunto contável de pontos) será sempre zero, inclusive a meta pontual de inflação do FOMC. Contudo, é pouco provável que este comitê estabeleça uma meta com probabilidade nula de ser atingida. Possivelmente ele não tenha

como meta, de fato, um ponto de um *continuum*, mas considere algum arredondamento para a variável, tornando-a discreta; ou considere uma meta intervalar, centrada em 2% e com uma banda de tolerância — arredondar é o mesmo que considerar intervalos da variável com o mesmo comprimento do arredondamento. O arredondamento e o intervalo da meta podem ser subjetivos, ou mesmo formalizados internamente, sem a divulgação. E com os agentes que avaliam a meta, talvez ocorra o mesmo: consideram um arredondamento ou meta intervalar implícita. No presente exercício nós inferimos fdps para as expectativas e possibilitamos o cálculo para qualquer foco, mas apresentamos o resultado somente para algumas metas intervalares.

Seja $\tilde{\pi}^*(\alpha)$ o intervalo focal da credibilidade, com centro em $\pi^*=2$ e precisão focal (ou raio de tolerância) igual a $\alpha \geq 0$ — isto é, $\tilde{\pi}^*(\alpha) = [2-\alpha, 2+\alpha]$. Inicialmente consideramos a precisão 0,5, simulando a meta intervalar $\tilde{\pi}^*(0,5) = [1,5; 2,5]$ para o FOMC; e a precisão 0,005, simulando um arredondamento de dois algarismos significativos pelo comitê/agentes, com meta equivalente $\tilde{\pi}^*(0,005) = [1,995; 2,005]$. Nós plotamos esses resultados no Gráfico 18, respectivamente no painel superior e inferior, linhas pretas, referente ao agente representativo médio (da SPF; dados pontuais) para a inflação anual de horizonte $h=2$. Para proporcionar mais informação, incluímos intervalos de credibilidade, preenchidos por tons de cinza e delimitados por diferentes precisões focais. As precisões adicionais são proporcionais à $\alpha^*=0,5$ ou $\alpha^*=0,005$, na seguinte sequência:

$$1,5\alpha^*, 1,25\alpha^*, 1,125\alpha^*, \alpha^*, 0,875\alpha^*, 0,75\alpha^*, 0,5\alpha^* \quad (4.29)$$

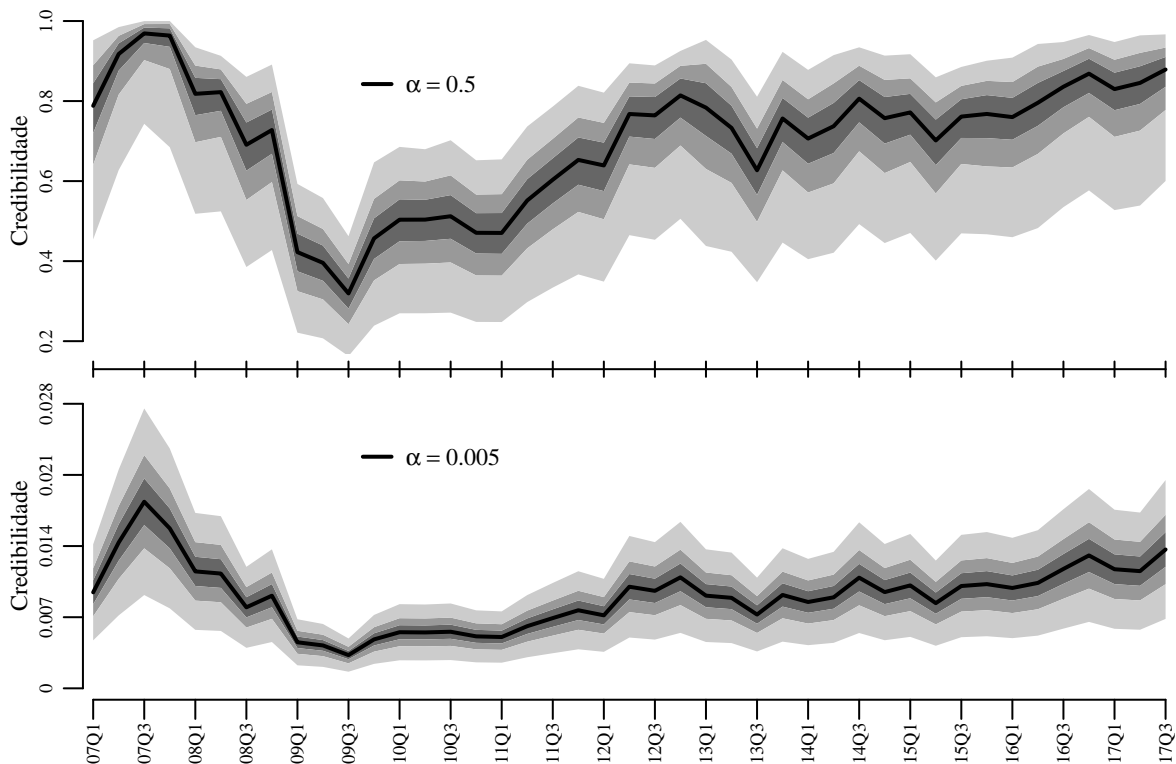
$$(1+0,5^1)\alpha^*, (1+0,5^2)\alpha^*, (1+0,5^3)\alpha^*, \alpha^*, (1-0,5^3)\alpha^*, (1-0,5^2)\alpha^*, (1-0,5^1)\alpha^* \quad (4.30)$$

$$\equiv \rho_1^+\alpha^*, \rho_2^+\alpha^*, \rho_3^+\alpha^*, \alpha^*, \rho_3^-\alpha^*, \rho_2^-\alpha^*, \rho_1^-\alpha^* \quad (4.31)$$

De acordo com a definição da credibilidade, $\alpha_2 > \alpha_1 \Rightarrow \bar{\Gamma}_t(\tilde{\pi}^*(\alpha_2)) \geq \bar{\Gamma}_t(\tilde{\pi}^*(\alpha_1))$, onde $\bar{\Gamma}_t$ é a função credibilidade, referente ao trimestre t e ao agente médio. O que permite criarmos os intervalos de credibilidade: o intervalo cinza fraco superior $[\bar{\Gamma}_t(\tilde{\pi}^*(\rho_1^+\alpha^*)), \bar{\Gamma}_t(\tilde{\pi}^*(\rho_2^+\alpha^*))]$ e assim por diante. Colorimos igualmente os intervalos de credibilidade com $\bar{\Gamma}$'s equiproporcionais, facilitando a identificação gráfica de assimetrias na largura destes pares de intervalos.

As assimetrias na magnitude da variação da credibilidade, decorrentes das alterações na precisão focal, são menores quando os valores da precisão também são menores — compare o painel inferior com o superior, no Gráfico 18. As principais causas dessas assimetrias de variação são a curtose e a assimetria das fdps — características também importantes para análise de incerteza. Se as fdps forem uniformes, então não haverá assimetria de variação (dependendo também da posição do foco na fdp). E quanto menores os intervalos de integração (valor da precisão; tamanho do intervalo do foco), menores os efeitos da curtose e da assimetria das fdps, como verificado na diferença dos painéis. Logo, também nesse sentido, quanto menor o α , mais “precisa” a medida de credibilidade. A escolha pela precisão dependerá do objetivo da análise de credibilidade a ser feita.

Seria possível elaborar uma medida de credibilidade alternativa, de extrema precisão,

Gráfico 18 – Credibilidade e intervalos de credibilidade; $h=2$ 

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: Credibilidades relativas à meta de inflação, referente ao agente representativo médio (da SPF; dados pontuais) e à inflação anual de horizonte $h=2$. No painel superior, as curvas de credibilidade com focos $\tilde{\pi}^*(\alpha) = [\pi^* - \alpha, \pi^* + \alpha]$, colineares aos limites dos intervalos em escalas de cinza; onde α é igual aos valores em (4.29), $\alpha^*=0,5$ e $\pi^*=2$. No painel inferior o mesmo para $\alpha^*=0,005$.

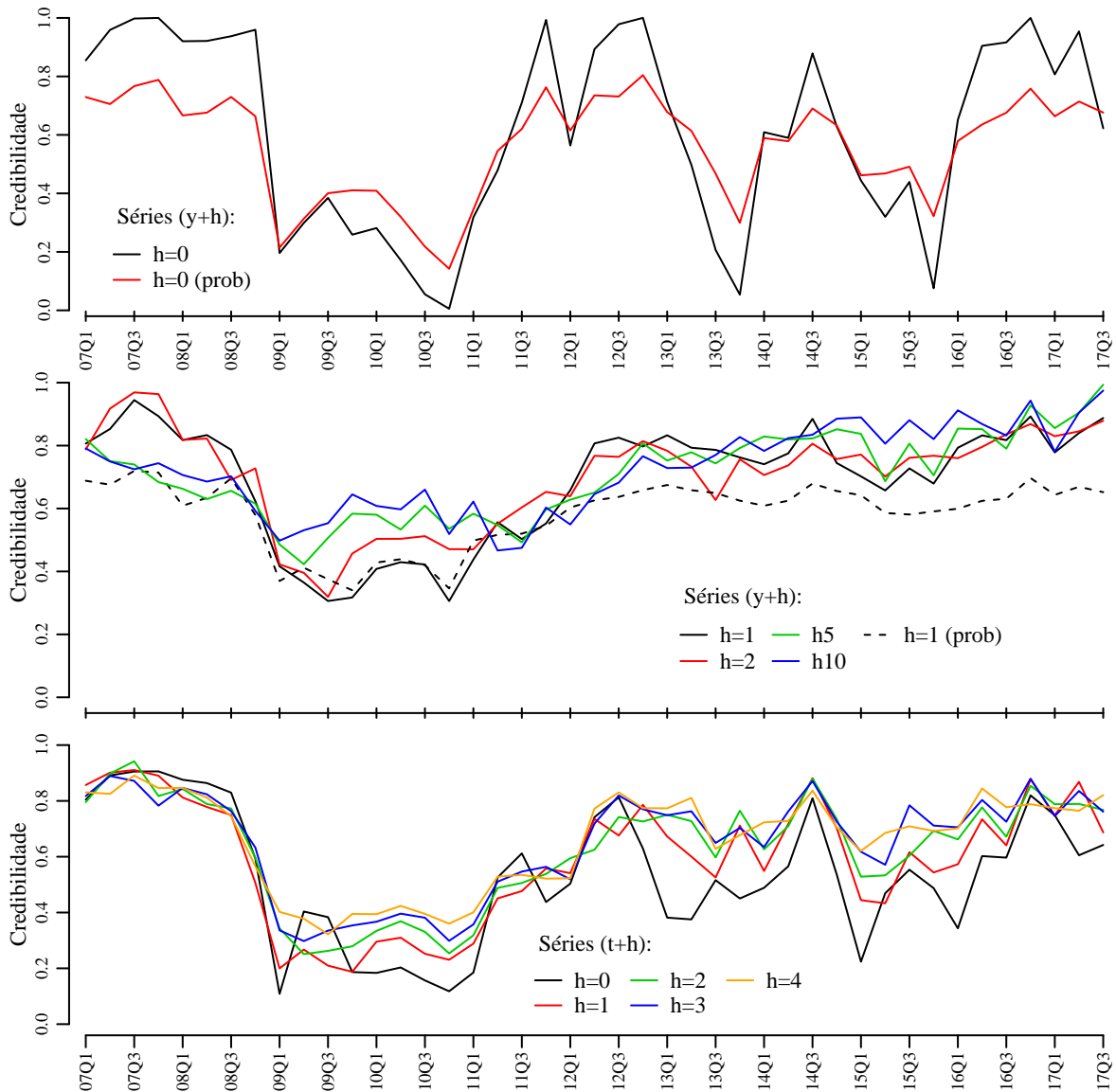
para focos pontuais em v.a. contínuas (ou contínua por partes), configurando-a como a densidade de probabilidade da variável no ponto. Mas com isso perderíamos parte do apelo conceitual da medida de credibilidade original e o contra-domínio dessa função seria toda a reta positiva, ao invés do intervalo $[0, 1]$. Ademais, é possível obter no modelo proposto uma medida com o foco tão preciso quanto se queira (*i.e.* um intervalo muito pequeno ao redor do ponto focal) e manter o conceito e o contra-domínio. O único inconveniente aqui são os pequenos valores da imagem, mas que pode ser contornado configurando a unidade de medida em uma nova escala, como a percentual, por exemplo — neste caso os valores da credibilidade no painel inferior da figura seriam de mais fácil leitura.

No Gráfico 19 apresentamos as séries de credibilidade para todos os horizontes, usando o foco $\tilde{\pi}^*(0,5) = [1,5; 2,5]$. Observa-se a grande credibilidade nesta meta intervalar no período pré-crise da amostra, e a sua queda logo em seguida, com um “grande vale” no período 2009Q1–2011Q1. Depois disso, para os horizontes maiores que zero, uma trajetória crescente e com valores próximos à unidade para as inflações anuais.

No painel superior mostramos as séries para a inflação anual de horizonte $h=0$, obtidas com os dados pontuais e em probabilidades. É possível verificar graficamente a grande correlação entre elas e a diferença de variância. A série calculada com os dados em probabilidades tem

menor variância e picos e vales menos proeminentes, pois as fdps inferidas com estes dados apresentaram dispersões mais regulares. Muitas fdps de dados pontuais tiveram dispersões bem pequenas, enquanto outra grande quantidade apresentou dispersão muito alta, por isso a maior variância da série correspondente²⁰.

Gráfico 19 – Credibilidades por horizontes e tipos de dados



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: No painel superior, as credibilidades com foco $\tilde{\pi}^*(0,5) = [1,5; 2,5]$ para as inflações anuais no horizonte $h=0$, a partir dos dados pontuais e em probabilidades. No painel central, o mesmo foco, usando dados pontuais para a inflação anual dos horizontes $h = 1, 2$ e para a inflação média (em taxa anualizada) dos próximos cinco ($h5$) e dez ($h10$) anos à frente; também a série de horizonte $h=1$ calculada com os dados em probabilidades. No inferior, o mesmo foco para as inflações trimestrais, para os horizontes $h = 0, 1, 2, 3, 4$ e a partir de dados pontuais.

²⁰ Apesar de termos usado o *oversmoothed bandwidth* na inferência das fdps de dados pontuais, muitas destas resultaram com dispersões menores, comparativamente às de dados em probabilidade. Não detalhamos aqui essas comparações, mas de fato isso ocorreu.

Os maiores picos e vales, *i.e.* as credibilidades mais próximas de 1 ou 0, ocorreram nos quartos trimestres, onde a incerteza (dispersão das densidades) sobre o resultado do ano corrente é bem menor. Este padrão sazonal ocorreu de forma significativa em quase todas as séries para inflação anual, apesar de não reportarmos aqui as estimações de sazonalidade.

No painel central da figura plotamos as séries de credibilidade calculadas com os dados pontuais para a inflação anual dos horizontes $h = 1, 2$ e para a inflação média (na mesma taxa anualizada) dos próximos cinco ($h5$) e dez ($h10$) anos à frente; também incluímos a série de horizonte $h=1$ calculada com os dados em probabilidades. A variância das séries nos horizontes deste painel é visivelmente menor que as séries para $h=0$. As credibilidades para o médio-prazo ($h = 1, 2$) de dados pontuais seguiram trajetórias muito semelhantes, enquanto a série para $h=1$ de dados em probabilidades foi consistentemente inferior à sua correspondente (com causas já comentadas), exceto no período do grande vale 2009Q1–2011Q1. O desvio-padrão com $h=1$ foi de 0,19, enquanto que com $h=2$ foi de 0,16, no entanto as amplitudes foram 0,64 e 0,65, respectivamente, mas ainda muito próximas.

As séries para o longo-prazo $h5$ e $h10$ também tiveram trajetórias semelhantes, com desvios-padrão quase idênticos: 0,1354 e 0,135, respectivamente — valores menores que os das séries para o médio-prazo. A amplitude foi maior na de horizonte mais curto: 0,57, enquanto na outra foi 0,51. Nestas séries a credibilidade foi inferior no período pré-crise, comparativamente às demais séries, e superior no grande vale; no entanto também sofreram queda nesse período. E nos períodos recentes registraram credibilidade próximo do máximo.

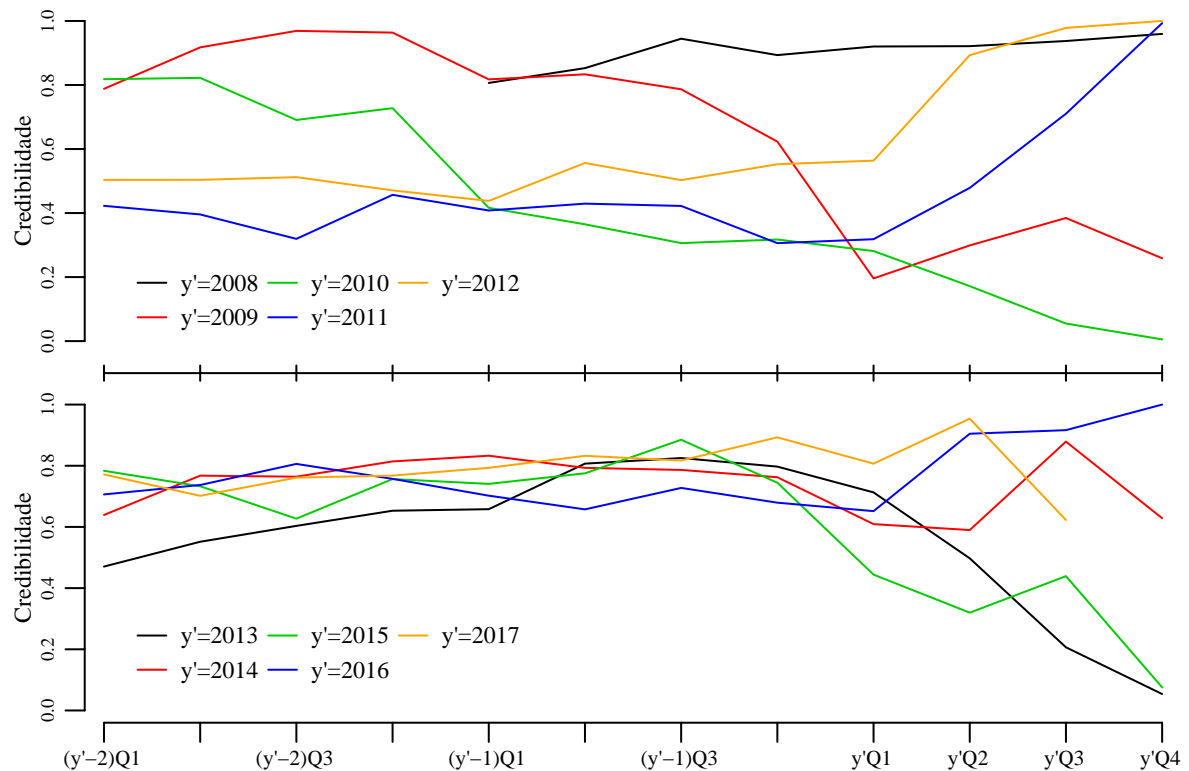
No painel inferior estão as séries de credibilidade para as inflações trimestrais, com horizontes $h = 0, 1, 2, 3, 4$, calculadas a partir de dados pontuais. Novamente se observou a série para $h=0$ com maior amplitude e variância, mas com estas características menos acentuadas que a para $h=0$ de horizonte anual. Talvez porque as incertezas experimentadas nos trimestres finais do ano relativas à inflação do ano corrente sejam menores ainda que as relativas à inflação sobre o trimestre corrente, já que a primeira é uma média de valores, em sua maioria já conhecidos, junto ao valor da previsão desta última. Os desvios-padrão foram, na ordem do horizonte: 0,238, 0,221, 0,198, 0,185 e 0,171. E as amplitudes, respectivamente: 0,797, 0,723, 0,691, 0,592 e 0,569. Os valores para ambas as variáveis são sempre maiores que os valores das respectivas séries para as inflações anuais.

Podemos resumir que, considerando tanto os dados em probabilidade quanto os pontuais, e considerando inflações anuais e trimestrais, o valor do desvio-padrão e da amplitude da série estão inversamente relacionados ao horizonte de previsão. Parte da explicação pode estar nas sinalizações dos anúncios de política de longo-prazo (*e.g. forward guidance* e meta de inflação) e nos fatores conjunturais prementes no curto-prazo.

As credibilidades até agora foram apresentadas em uma série temporal com cada período t da série registrando o valor da credibilidade referente à inflação com um horizonte h fixo. Se o alvo for uma inflação trimestral, digamos, então para cada alteração Δt na origem t

da previsão/credibilidade, também alteramos para $h+\Delta t$ o período da inflação que é alvo da credibilidade; *i.e.* o período-alvo é móvel. Mas podemos observar as credibilidades em uma série com o período-alvo fixo e h móvel. Assim, para a inflação do trimestre $t+h$ temos as previsões com origem em $\dots t+h-2, t+h-1, t+h-0$; e semelhante para a inflação anual. Esta série é útil ao pesquisador que quer examinar a evolução da credibilidade para uma inflação de período fixo, podendo fornecer *ex post* explicações sobre as causas do estado da natureza no período-alvo, ou *ex ante* previsões para este. No Gráfico 20 mostramos estas séries de credibilidade referente às inflações anuais de 2008 à 2017. Como as expectativas são coletadas para até dois anos à frente, incluindo o ano corrente, temos 12 observações em cada curva, exceto para 2007-8 e 2017 — não mostramos o de 2007 por ter apenas quatro observações. É possível identificar alguns padrões, como as abruptas mudanças nos trimestres $y'Q1$, que sugerem revisões mais profundas nas expectativas quando inicia o ano para o qual se faz a previsão.

Gráfico 20 – Credibilidades referentes à período-alvo fixo



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: Nas curvas de credibilidade o período-alvo da inflação é y' e o foco é $\tilde{\pi}^*(0,5) = [1,5; 2,5]$. Os dados são de expectativas pontuais.

4.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo realizamos uma aplicação empírica do conceito e da medida de credibilidade construídos no ensaio “Credibilidade: o conceito”, usando dados de expectativas de inflação do *Survey of Professional Forecasters* (SPF) gerenciado pelo *Federal Reserve Bank of Philadelphia*

dos EUA. Extrapolamos as mensurações usuais e estimamos diversas fdps e credibilidades para variados horizontes e focos, empregando métodos não-paramétricos adaptados aos dados.

Verificamos que os dados de expectativas probabilísticas são muito mais ricos para a estimação das credibilidades, propiciando inclusive a identificação, e não a estimação, da real crença de agentes individuais, e as correspondentes credibilidades associadas, nas proposições sobre a inflação quando o foco é uma das opções da pesquisa. Entretanto, agregamos as credibilidades dos participantes do *survey* fazendo referência a um agente representativo deste grupo, que pode ser usado como *proxy* para a economia americana, dada a influência dessa pesquisa.

Documentamos a credibilidade relativa à inflação nessa economia, considerando diversos focos que contenham a genérica meta de inflação implícita utilizada. Verificamos algumas assimetrias nos valores das credibilidades quando variamos a precisão do foco, principalmente devido à curtose e assimetria das fdps. Estas, características também importantes para análise de incerteza; e aqui são visualizáveis em um gráfico de credibilidades bastante informativo, que apresenta as medidas relativas a diversas precisões focais. Dentre outros padrões observados, identificamos que naquela economia quanto menor o horizonte da inflação avaliada, maior a volatilidade dos valores da credibilidade.

Assim, comprovamos a eficácia do conceito e da medida propostos naquele ensaio. E a aplicabilidade do modelo é visivelmente ampla. Considerando, por exemplo, a base de dados do SPF; há informações com características idênticas (ou semelhantes) para expectativas de diversas outras variáveis macroeconômicas, como: emprego, desemprego, produção industrial, PIB, taxa de juros, investimentos etc. Suas respectivas credibilidades podem ser igualmente calculadas/estimadas num trabalho futuro e aplicadas em diferentes campos de pesquisa. Enfim, é possível fazer isso para quaisquer dados, de qualidade satisfatória, que contenham crenças/expectativas/previsões relativas a valores de um determinado objeto.

REFERÊNCIAS

BOOR, C. de. **A practical guide to splines**. Revised edition. New York: Springer, 2001. (Applied mathematical sciences, 27).

CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. **Review**, v. 84, 2002.

CRAVEN, P.; WAHBA, G. Smoothing noisy data with spline functions. **Numerische Mathematik**, v. 31, n. 4, p. 377–403, dez. 1978.

DEBORTOLI, D.; LAKDAWALA, A. How Credible Is the Federal Reserve? A Structural Estimation of Policy Re-Optimizations. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 8, n. 3, p. 42–76, jul. 2016.

DOGAN, M. K.; BOZDEMIR, G. The Effects of Credibility on Interest Rates in Turkey.

Eurasian Journal of Business and Economics, v. 7, n. 14, p. 71–90, nov. 2014.

FEDERAL RESERVE BANK OF PHILADELPHIA – FED-Phi. **Survey of Professional Forecasters Documentation**. Philadelphia, 2017. Disponível em: <<https://www.philadelphiafed.org>>. Acesso em: 02 fev. 2018.

FEDERAL RESERVE BANK OF PHILADELPHIA – FED-Phi. Historical Data Files for the Survey of Professional Forecasters. In: _____. **Survey of Professional Forecasters**. Philadelphia, 2018. Disponível em: <<https://www.philadelphiafed.org/research-and-data/real-time-center/survey-of-professional-forecasters/data-files/>>. Acesso em: 02 fev. 2018.

GIBBS, C. G.; KULISH, M. Disinflation in a model of imperfectly anchored expectations. **European Economic Review**, v. 100, p. 157–174, nov. 2017.

HERZOG, T. N. **Introduction to credibility theory**. 4th ed. ed. Winsted, CT: ACTEX Publications, 2010. (ACTEX academic series).

JOHNSON, T. J.; KAYE, B. K. Reasons to believe: Influence of credibility on motivations for using social networks. **Computers in Human Behavior**, v. 50, p. 544–555, set. 2015.

KLETTKE, B.; HALLFORD, D.; MELLOR, D. Perceptions of credibility of sexual abuse victims across generations. **International Journal of Law and Psychiatry**, v. 44, p. 91–97, jan. 2016.

LEMOINE, M.; LINDÉ, J. Fiscal consolidation under imperfect credibility. **European Economic Review**, v. 88, p. 108–141, set. 2016.

MALIKANE, C.; MOKOKA, T. Monetary policy credibility: A Phillips curve view. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 52, n. 3, p. 266–271, ago. 2012.

MENDONÇA, H. d. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. **Applied Economics**, v. 39, n. 20, p. 2599–2615, 2007.

MENDONÇA, H. F. d.; SOUZA, G. J. d. G. e. Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate. **Economic Modelling**, v. 26, n. 6, p. 1228–1238, nov. 2009.

N'DIAYE, P. M. P.; LAXTON, D. **Monetary Policy Credibility and the Unemployment-Inflation Tradeoff; Some Evidence From 17 Industrial Countries**. [S.l.], 2002.

RASKIN, D. C.; HONTS, C.; KIRCHER, J. (Ed.). **Credibility assessment: scientific research and applications**. Amsterdam: Academic Press, 2014.

SCHMIDT-HEBBEL, K. et al. Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate. **Economía**, v. 2, n. 2, p. 31–89, 2002.

SHEATHER, S.; JONES, M. C. A Reliable Data-Based Bandwidth Selection Method for Kernel Density Estimation. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 53, p. 683–690, 1991.

SILVERMAN, B. W. **Density estimation for statistics and data analysis**. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 1998. (Monographs on statistics and applied probability, 26).

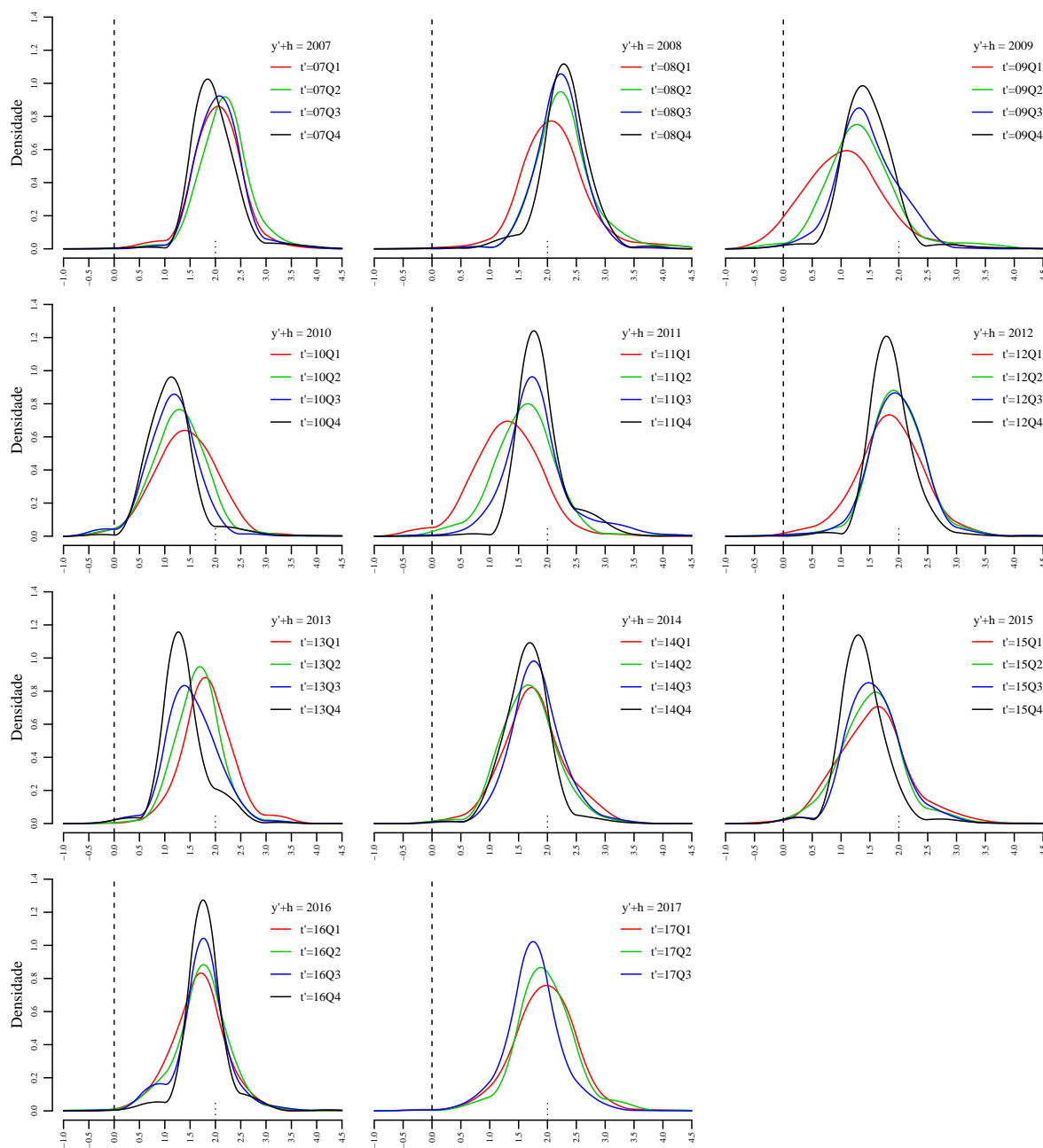
SVENSSON, L. E. **The simplest test of inflation target credibility**. Cambridge, USA, 1993.

TERRELL, G. R. The Maximal Smoothing Principle in Density Estimation. **Journal of the American Statistical Association**, v. 85, n. 410, p. 470–477, 1990.

WAND, M. P.; JONES, M. C. **Kernel Smoothing**. Boston: Springer US, 1995.

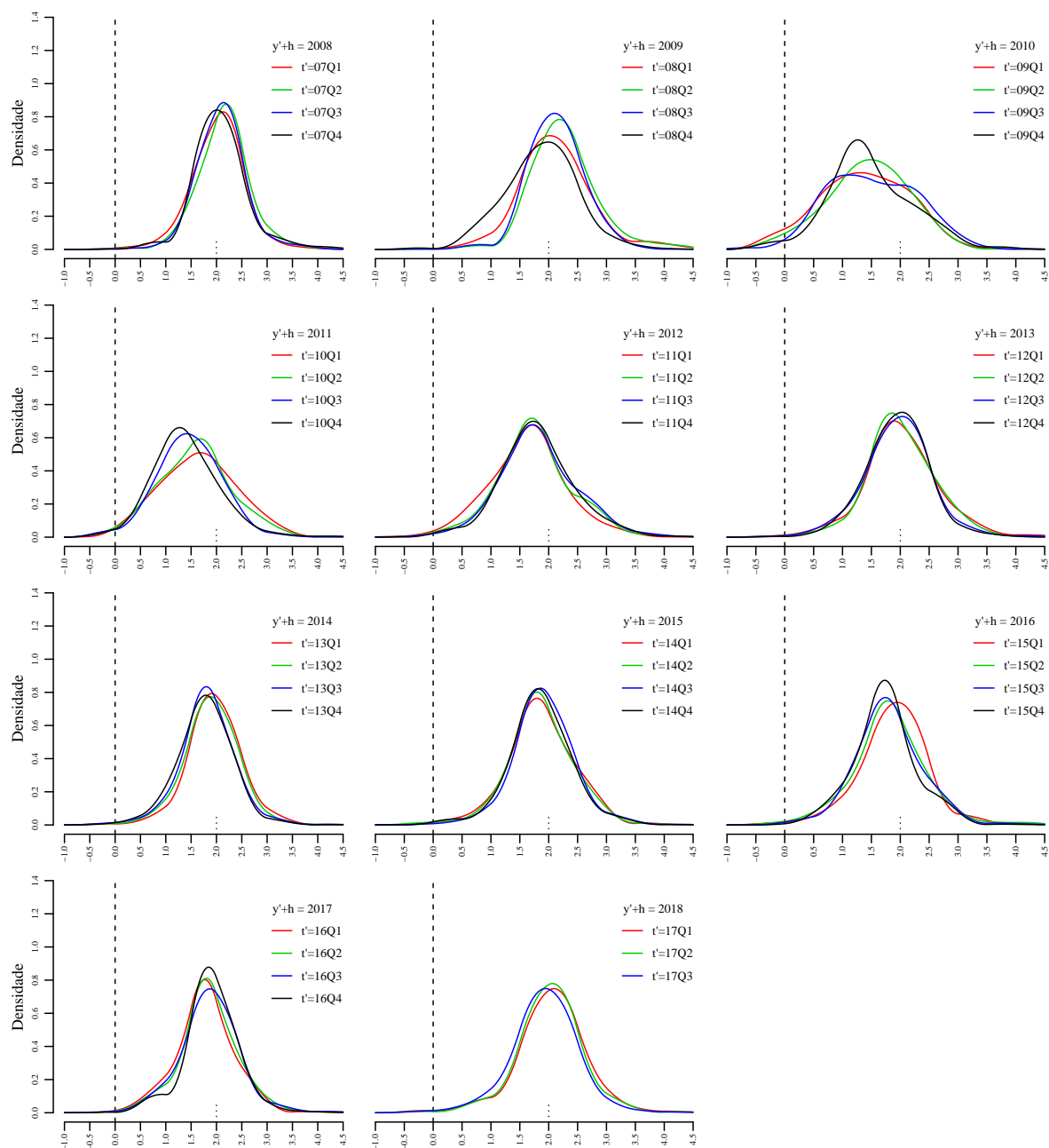
APÊNDICE A – Fdps médias das expectativas probabilísticas

Gráfico 21 – Fdps médias das expectativas probabilísticas (h=1)



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Gráfico 22 – Fdps médias das expectativas probabilísticas (h=2)



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

APÊNDICE B – SAPE das fdps suaves

Tabela 6 – Soma dos erros de probabilidade absolutos (SAPE) das fdps suaves

$t'(y' + 0)$	SAPE	$t'(y' + 0)$	SAPE	$t'(y' + 1)$	SAPE	$t'(y' + 1)$	SAPE
2007Q1(2007)	0,001	2012Q3(2012)	0,032	2007Q1(2008)	0,001	2012Q3(2013)	0,002
2007Q2(2007)	0,000	2012Q4(2012)	0,023	2007Q2(2008)	0,003	2012Q4(2013)	0,004
2007Q3(2007)	0,061*	2013Q1(2013)	0,005	2007Q3(2008)	0,001	2013Q1(2014)	0,004
2007Q4(2007)	0,101*	2013Q2(2013)	0,004	2007Q4(2008)	0,004	2013Q2(2014)	0,002
2008Q1(2008)	0,005	2013Q3(2013)	0,001	2008Q1(2009)	0,005	2013Q3(2014)	0,003
2008Q2(2008)	0,005	2013Q4(2013)	0,076*	2008Q2(2009)	0,006	2013Q4(2014)	0,002
2008Q3(2008)	0,016	2014Q1(2014)	0,002	2008Q3(2009)	0,004	2014Q1(2015)	0,002
2008Q4(2008)	0,053*	2014Q2(2014)	0,003	2008Q4(2009)	0,016	2014Q2(2015)	0,003
2009Q1(2009)	0,014	2014Q3(2014)	0,007	2009Q1(2010)	0,015	2014Q3(2015)	0,001
2009Q2(2009)	0,007	2014Q4(2014)	0,059*	2009Q2(2010)	0,008	2014Q4(2015)	0,008
2009Q3(2009)	0,002	2015Q1(2015)	0,001	2009Q3(2010)	0,008	2015Q1(2016)	0,003
2009Q4(2009)	0,063*	2015Q2(2015)	0,001	2009Q4(2010)	0,010	2015Q2(2016)	0,004
2010Q1(2010)	0,004	2015Q3(2015)	0,000	2010Q1(2011)	0,013	2015Q3(2016)	0,002
2010Q2(2010)	0,006	2015Q4(2015)	0,093*	2010Q2(2011)	0,006	2015Q4(2016)	0,001
2010Q3(2010)	0,011	2016Q1(2016)	0,001	2010Q3(2011)	0,007	2016Q1(2017)	0,002
2010Q4(2010)	0,124*	2016Q2(2016)	0,008	2010Q4(2011)	0,003	2016Q2(2017)	0,009
2011Q1(2011)	0,010	2016Q3(2016)	0,001	2011Q1(2012)	0,001	2016Q3(2017)	0,001
2011Q2(2011)	0,001	2016Q4(2016)	0,104*	2011Q2(2012)	0,003	2016Q4(2017)	0,001
2011Q3(2011)	0,003	2017Q1(2017)	0,003	2011Q3(2012)	0,003	2017Q1(2018)	0,003
2011Q4(2011)	0,118*	2017Q2(2017)	0,010	2011Q4(2012)	0,002	2017Q2(2018)	0,003
2012Q1(2012)	0,010	2017Q3(2017)	0,001	2012Q1(2013)	0,005	2017Q3(2018)	0,002
2012Q2(2012)	0,006			2012Q2(2013)	0,001		

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do FED-Phi (2018).

Nota: A média das SAPEs das previsões de horizonte $y'+0$ é igual a 0,025 e de horizonte $y'+1$ é igual a 0,004. Se MAPE é a “média dos erros absolutos de probabilidade” dos 18 intervalos de uma previsão probabilística, então a média das MAPEs no horizonte $y'+0$ é de 0,0014 e no horizonte $y'+1$ é de 0,0002. Marcamos com * as SAPEs maiores que 0.05 — total de 10; todas no horizonte $h=0$.

5 CONCLUSÃO

Nesta tese desenvolvemos três estudos divididos em duas partes. Na primeira, composta do ensaio empírico “Emprego e investimentos no Polo Naval de Rio Grande”, investigamos a atividade econômica e o emprego no setor naval dos municípios do Polo Naval de Rio Grande, correspondente aos investimentos de produção nos estaleiros, e estimamos seus efeitos sobre o emprego agregado desses municípios. Documentamos diversas características observadas e estimadas do emprego do setor naval destes municípios. Após uma breve descrição do polo e de revisão de alguns trabalhos que o estudaram, construímos as séries de variação e de variação acumulada (ou estoque relativo) dos empregos do setor (soma dos municípios de RG e SJJ). Identificamos vários movimentos nessas séries relacionados aos inícios e terminos das construções de plataformas no polo, assim como aos episódios jurídicos da Operação Lava-Jato envolvendo as empresas dos estaleiros. A fase mais próspera no emprego do setor foi nos anos de 2013 a 2016; a partir de dezembro deste último, o estoque relativo experimentou uma queda acentuada até o fim de 2017.

Verificamos um forte componente sazonal nessa série a partir de 2013, mas iniciando em meados de 2011 com amplitude crescente. A sazonalidade foi dinâmica: do biênio 2013-2014 ao 2016-2017, os segundo e terceiro bimestres anuais evoluíram de período amplificador para período redutor deste estoque de empregos, enquanto que os dois últimos bimestres do ano passaram de redutor para amplificador. Além disso, identificamos que a partir de 2013 fevereiro foi o principal mês dos vales sazonais, mas também o que apresentou maiores acelerações positivas dos movimentos de sazonalidade.

Criamos séries semelhantes também para os setores econômicos de alimentação (F), alojamento (A) e educação (E). Verificamos que foram bastante relacionadas ao emprego do setor naval (N); que as séries E e F foram estatisticamente defasadas em relação à de N, cerca de um ano; e que a de A foi estatisticamente antecipada, em cerca de meio ano.

Outra altamente correlacionada com o setor naval foi a série do emprego agregado (todos os setores); correlação que resultou em um coeficiente de Pearson igual a 0,97. Com esse indicativo e a intuição teórica de que o emprego naval e as atividades econômicas que ele representa tenham causado efeitos importantes sobre o emprego agregado, procedemos a uma investigação de causalidade e de magnitude do efeito. Demonstramos através da definição do emprego agregado, e da rejeição de hipóteses pela observação de fatos, a causalidade do polo naval sobre aquele.

Com a abordagem estatística dos modelos de diferenças-em-diferenças (*diff-in-diff*) novamente verificamos a causalidade e ainda quantificamos os efeitos. Empregamos uma especificação do modelo diferente da tradicional: ao invés de utilizar variáveis de pesos dicotômicos (*dummies*) para o tratamento, nas dimensões de tempo e indivíduo (município), permitimos um

continuum de pesos. Estes pesos foram determinados pela *proxy* do tratamento, o estoque relativo de empregos no setor naval. Estimamos um efeito positivo e grande, distinto entre os municípios e no tempo. Por exemplo, no município de RG o efeito médio estimado do polo naval em 2015 sobre a variação acumulada do emprego agregado foi equivalente a 68% desta variação — o efeito máximo que registramos. Nossos resultados de estimação dos efeitos causais diferiram de outros trabalhos semelhantes. Em um deles não encontrou-se efeitos médios estatisticamente significativos; noutro, efeitos muito pequenos e principalmente negativos. Apesar de outras diferenças existentes entre os estudos, cremos que naqueles a rejeição estatística à hipótese dos efeitos ou a pequena magnitude destes foi também devida ao modelo *diff-in-diff* ordinário e sua especificação demasiada homogênea dos pesos.

Tivemos que agregar temporalmente os ricos dados mensais disponíveis na base de dados que utilizamos, a fim de evitar a sofisticada, e fora do contexto técnico do trabalho, modelagem de painel dinâmico. Acreditamos que um estudo com esta abordagem possa proporcionar resultados mais detalhados sobre os citados efeitos. Uma investigação que não realizamos foi relativa ao impacto desagregado do polo sobre os setores (além do naval). Verificamos fortes correlações e demonstramos que ao menos um setor foi afetado positivamente, mas não estimamos qual(is) e em que medida. Um trabalho futuro pode completar essas lacunas.

Na segunda parte da tese, complementar à primeira, os dois estudos que a compõem foram pesquisas sobre o conceito e a medida de credibilidade. Este, um assunto importante não apenas na economia monetária, mas também em outras áreas das ciências sociais. Particularmente na economia monetária, o termo credibilidade ainda é confuso e interpretado com distintos significados e predicados. Nessa conjuntura, o ensaio teórico “Credibilidade: o conceito” buscou organizar a interpretação e a medida de credibilidade, principalmente naquela área. Propôs um conceito abrangente, baseado na linguagem natural e que aninhou diversas interpretações, formalizando-o matematicamente.

A estrutura formal proposta fornece uma organização às interpretações e a aplicações do construto credibilidade. Seu objetivo não foi excludente, mas abrangente; também não impôs um único sentido, mas lembrou da necessidade de correção semântica e textual. A credibilidade formal proposta é integrada à linguagem natural de diversos idiomas — na verdade, foi construída sobre elas. É alinhada à inicial concepção de Fellner (1979) e aninha outras interpretações. Pode referir ao *policymaker* ou qualquer agente, a um anúncio/pronunciamento ou conjunto deles, política, regime ou modelo, na forma de uma proposição. Mas algumas das anteriores interpretações não são compatíveis com a proposta, particularmente aquelas que se desviam da concepção da linguagem natural. No entanto, muitas são relacionadas a esta por um nexo de causalidade, como a do parâmetro de velocidade de ajustamento do respectivo modelo e a do desvio das esperanças das crenças — os índices de credibilidade apenas impõem um formato conveniente ao desvio. Não nos propusemos a formatar as citadas concepções na estrutura proposta para provar o argumento deste relacionamento. Mas exemplificamos a diversidade de

possibilidades.

No segundo ensaio desta parte complementar, denominado “Credibilidade: aplicação empírica”, como indicado realizamos uma aplicação do conceito e da medida de credibilidade construídos no ensaio anterior, usando dados de expectativas de inflação do *Survey of Professional Forecasters* (SPF). Extrapolamos as mensurações usuais e estimamos diversas fdps e credibilidades para variados horizontes e focos, empregando métodos não-paramétricos adaptados aos dados.

Foi verificado que os dados de expectativas probabilísticas são muito mais ricos para a estimação das credibilidades, propiciando inclusive a identificação, e não a estimação, da real crença de agentes individuais, e as correspondentes credibilidades associadas, nas proposições sobre a inflação quando o foco é uma das opções da pesquisa. Entretanto, agregamos as credibilidades dos participantes do *survey* fazendo referência a um agente representativo deste grupo, que pode ser usado como *proxy* para a economia americana, dada a influência dessa pesquisa.

Também documentou-se a credibilidade relativa à inflação nessa economia, considerando diversos focos que contenham a genérica meta de inflação implícita utilizada. Foram verificadas algumas assimetrias nos valores das credibilidades quando variamos a precisão do foco, principalmente devido à curtose e assimetria das fdps. Estas, características também importantes para análise de incerteza; e aqui são visualizáveis em um gráfico de credibilidades bastante informativo, que apresenta as medidas relativas a diversas precisões focais. Dentre outros padrões observados, identificamos que naquela economia quanto menor o horizonte da inflação avaliada, maior a volatilidade dos valores da credibilidade.

Assim, concluímos comprovada a eficácia do conceito e da medida propostos naquele ensaio, com a aplicabilidade do modelo visivelmente ampla. Sendo possível calcular/estimar credibilidades, num trabalho futuro, com quaisquer dados de qualidade satisfatória que contenham crenças/expectativas/previsões relativas a valores de um determinado objeto.