

análise de conjuntura

Em nota de conjuntura, Carlos Eduardo Gonçalves afirma que, com a inflação em queda e a atividade econômica em queda livre, chegou a hora de agir com mais contundência no campo da política monetária.

Antonio Carlos Lima Nogueira analisa, para o agronegócio brasileiro, as previsões de desempenho produtivo e os possíveis impactos de indicadores macroeconômicos em 2009.

Manuel Enriquez Garcia apresenta o nível de atividade econômica e o emprego, para o Brasil, com base nos dados da Pesquisa Industrial Mensal Produção Física, divulgada pelo IBGE em novembro de 2008.

temas de economia aplicada

Luciana Teagno Lopes, em último artigo da série, estima modelos de duração e reúne evidências sobre o tipo de regra de determinação de preços utilizada pelos agentes na cidade de São Paulo.

Celina Yumiko Ozawa discute, em segundo artigo da série, as hipóteses sobre a relação entre taxas de juros, garantias e tempo de relacionamento nos contratos de crédito.

Keiti da Rocha Gomes, em continuidade à sequência de artigos, busca mensurar a presença de componentes observados indiretamente na dinâmica do risco-país Brasil.

Diva Benevides Pinho discute a figura da mulher no início do século 21 e destaca a necessidade de reformas para a nova cultura da igualdade de gênero.

Julio Lucchesi Moraes apresenta breve revisão histórica, em primeiro artigo da série, sobre o papel do Estado no fomento de atividades culturais no Brasil.

Sergio André Castelani conclui sequência de estudos sobre reclamações trabalhistas e eficiência econômica aplicando, às evidências empíricas brasileiras, o modelo teórico de barganha de Nash.

ANÁLISE DE CONJUNTURA

<u>nota de conjuntura</u>	3
CARLOS EDUARDO GONÇALVES	
<u>agricultura</u>	5
ANTONIO CARLOS LIMA NOGUEIRA	
<u>emprego, salário e taxa de ocupação</u>	8
MANUEL ENRIQUEZ GARCIA	

TEMAS DE ECONOMIA APLICADA

11	<u>a rigidez nominal de preços na cidade de São Paulo: o risco (hazard) de mudança dos preços</u>
	LUCIANA TEAGNO LOPES
17	<u>hipóteses sobre a relação entre taxas de juros, garantias e tempo de relacionamento nos contratos de crédito</u>
	CELINA YUMIKO OZAWA
20	<u>dívida pública e risco-país: um estudo acerca dos componentes não observados dessa relação (parte II)</u>
	KEITI DA ROCHA GOMES
26	<u>a mulher no turbulento início do século 21</u>
	DIVA BENEVIDES PINHO
29	<u>política cultural brasileira: de Freitas Valle a Rouanet</u>
	JULIO LUCCHESI MORAES
33	<u>eficiência econômica e reclamações trabalhistas – evidências empíricas</u>
	SERGIO ANDRÉ CASTELANI

AS IDÉIAS E OPINIÕES EXPOSTAS NOS ARTIGOS SÃO DE RESPONSABILIDADE EXCLUSIVA DOS AUTORES, NÃO REFLETINDO A OPINIÃO DA FIPE

Fundação Instituto de
Pesquisas Econômicas

INFORMAÇÕES FIPE É UMA PUBLICAÇÃO MENSAL
DE CONJUNTURA ECONÔMICA DA FUNDAÇÃO

ISSN 1234-5678

CONSELHO CURADOR

Hélio Nogueira da Cruz (Presidente)
Andrea Sandro Calabi
Juarez B. Rizzieri
Joaquim José Martins Guilhoto
Ricardo Abramovay
Simão Davi Silber
Vera Lucia Fava

DIRETORIA

DIRETOR PRESIDENTE

Carlos Antonio Luque

DIRETOR DE PESQUISA

Eduardo Haddad

DIRETOR DE CURSOS

Cicely M. Amaral

PÓS-GRADUAÇÃO

Dante Mendes Aldrighi

SECRETARIA EXECUTIVA

Domingos Pimentel Bortoletto

PREPARAÇÃO DE ORIGINALS E REVISÃO

Alina Gasparello de Araujo

EDITOR CHEFE

Gilberto Tadeu Lima

CONSELHO EDITORIAL

Ivo Torres
Lenina Pomeranz
Luiz Martins Lopes
José Paulo Z. Chahad
Maria Cristina Cacciamali
Maria Helena Pallares Zockun
Simão Davi Silber

ASSISTENTE

Maria de Jesus Soares

PROGRAMAÇÃO VISUAL E COMPOSIÇÃO

Sandra Vilas Boas



CARLOS EDUARDO GONÇALVES



*derrubem a Selic!*¹

Em dezembro de 2008, a produção de automóveis no Brasil declinou quase 40%, sinalizando uma queda virulenta da produção industrial para aquele mês, talvez próxima dos dois dígitos (isto após redução de 5% da produção fabril em novembro!). É possível mesmo que a indústria como um todo tenha crescido bem abaixo de 4% em 2008 e, pior, a forte queda da atividade global seguirá contaminando nossa economia ao longo de 2009 com menores exportações e mais escassa poupança externa. O quadro realmente assusta e, portanto, não há espaço para hesitações no que concerne aos rumos da taxa de juro. A Selic precisa cair já, e mais do que trivialmente.

Mas, e a inflação? – perguntarão os mais conservadores. Primeiramente, a inflação não é prioridade na atual conjuntura dos fatos, na qual a economia ameaça literalmente derreter. Segundo, mesmo que ela estivesse ameaçando o teto da meta, o sistema de Metas de Inflação em funcionamento no Brasil foi desenhado justamente para acomodar choques em momentos traumáticos como o atual. Terceiro, a inflação já nem sequer é mais um problema concreto na tela dos formuladores de política econômica. Os dados não mentem: as expectativas do setor privado

para 2009 estão em torno de 5%, e a inflação realizada vem declinando consistentemente nos últimos meses, tornando plenamente factível um número abaixo de 5% já em 2009 (ou seja, muito próximo da meta de 4,5%). Mais concretamente, o IPCA em dezembro situou-se em 0,28%, e o IGP-M já adentrou pelo território negativo (-0,13% no mesmo mês). Sob este ponto de vista, não há justificativa para manter a Selic no atual patamar.

Mas quanto a Selic deve cair? Difícil dizer, mas meu palpite seria algo como 100 pontos-base já em janeiro. Por que um ajuste tão substancial, dada nossa bem-sucedida história de passos mais graduais? Porque a derrocada da atividade econômica global desta vez não será fogo-fátuo, não irá embora em alguns meses, e seguirá severa.

Com efeito, como mostra recente pesquisa realizada pelos professores Kenneth Rogoff e Carmem Reinhart,² que mapeia os impactos de 14 crises financeiras severas, a queda cumulativa do PIB em uma crise desta natureza é, em média, de 9% em um período médio de dois anos, e o crescimento médio do desemprego é de cerca de sete pontos percentuais

(em um período de quase cinco anos). Vale enfatizar que a amostra de países analisada pelos pesquisadores não inclui apenas as macabras crises em países emergentes, como a que avançou pelo leste asiático no fim dos anos 90, ou a argentina da virada do século, mas também crises financeiras em países avançados, como EUA em 1929, e Japão, Suécia e Finlândia no início dos anos 90. Ou seja, os números de algumas linhas acima não superestimam o impacto do colapso financeiro nos EUA.

Trocando em miúdos, o que a pesquisa sugere é que mesmo com uma combinação de políticas monetária e fiscal bastante expansionistas nos EUA nos próximos trimestres, o cenário mais provável é de agravamento do quadro recessivo na locomotiva mundial. E quando a locomotiva desacelera, não há como o resto do trem manter o ritmo anterior. Para evitar um completo descarrilhamento da nossa economia, é preciso agir já na alavanca monetária.

-
- 1 As opiniões contidas nesta nota são de responsabilidade do autor, mas também expressam as opiniões apresentadas nas reuniões do Grupo de Conjuntura da FIFE.
 - 2 REINHART, C.; ROGOFF, K. *The aftermath of financial crises*. Harvard, 2008. Mimeo.

(*) *Professor do Departamento de Economia da FEA-USP e Economista do Grupo de Conjuntura da Fipe.*
(E-mail: cesg@usp.br).



O agronegócio brasileiro ingressou em uma conjuntura profundamente diferente daquela observada nos últimos anos em razão da crise global que se instalou no final de 2008. Esta é a premissa básica para a elaboração de previsões sobre o setor, um exercício normalmente difícil de ser feito em qualquer campo. Neste artigo, apresento uma análise das previsões disponíveis de desempenho produtivo e dos possíveis impactos de alguns indicadores econômicos no setor.

A conjuntura global em 2009 será marcada por recessão nos Estados Unidos, na Europa e no Japão, assim como por uma redução no ritmo de crescimento na China, Rússia e Índia. A redução na demanda por *commodities* minerais e agrícolas poderá provocar a redução de suas cotações. Esse movimento já está presente em minério de ferro e petróleo, que parece ter encontrado certa estabilidade em torno de 50 dólares por barril. Com isso, haverá redução na demanda por produtos agrícolas brasileiros em geral.

O terceiro prognóstico do IBGE para a safra de 2009 estimou uma produção de cereais, leguminosas e oleaginosas de 137,3 milhões de toneladas, 5,9% menor que a obtida em 2008, e a área a ser colhida deverá ser de 47,6 milhões de hectares, 0,8% superior à de 2008 (47,2 milhões de hectares).

Entre os produtos investigados, seis apresentam alta em relação à área colhida em 2008: arroz em casca (0,8%), cebola (2,2%), feijão em grão 1ª safra (14,6%), fumo em folha (2,5%), mandioca (0,3%) e soja em grão (0,4%). Com variação negativa, algodão herbáceo em caroço (13,6%), amendoim em casca 1ª safra (3,0%), batata-inglesa 1ª safra (6,9%), café em grão (2,6%) e o milho em grão 1ª safra (1,0%).

Esperam-se altas na produção de arroz em casca (0,5%), cebola (3,9%), feijão em grão 1ª safra (13,9%)

e mandioca (0,7%). Com variação negativa: algodão herbáceo em caroço (15,1%), amendoim em casca 1ª safra (7,0%), batata-inglesa 1ª safra (9,8%), café em grão (16,2%), fumo em folha (4,3%), milho em grão 1ª safra (11,9%) e soja em grão (1,9%).

A Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) divulgou em 8 de janeiro o quarto levantamento da safra nacional de grãos 2008/2009, estimada em 137 milhões de toneladas, indicando o clima adverso como o principal fator da redução de 4,9% em relação aos 144,1 milhões de toneladas do ciclo anterior (2007/2008). Por outro lado, a área plantada cresceu 0,2%, saindo de 47,42 milhões de hectares para 47,49 milhões de hectares.

A única região com variação positiva na produção é o Sudeste, que cresceu 0,3% em relação à pesquisa de dezembro. Já o Sul é o mais atingido pelo clima. Houve estiagem em alguns Estados e excesso de chuva em outros. A queda na produção desta região chega a 4,8%, ou seja, caiu de 61 milhões de toneladas projetadas em dezembro para 58,1 milhões de toneladas. As maiores perdas estão no Paraná. A região litorânea de Santa Catarina também foi atingida pelas chuvas e o oeste do Estado pela seca. O milho primeira safra paranaense apresenta quebra de 19%, ou 1,6 milhão de toneladas a menos, saindo de 8,6 milhões para 7 milhões de toneladas. A soja diminuiu 6,5%, ou 783 mil toneladas, passando de 12,1 para 11,3 milhões de toneladas. No Centro-Oeste, a queda foi menor, de 0,7%, o que corresponde a uma diminuição de 332 mil toneladas na produção total de grãos em todo o País. A região deve colher agora 46,5 milhões de toneladas. As perdas estão na soja (241 mil toneladas) e no milho primeira safra (103 mil toneladas).

A Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA) estima que a quebra da safra agrícola 2008/2009 ficará em torno de 10%, conforme declaração da pre-

sidente da entidade, Kátia Abreu. A representante credita a diferença em relação à previsão da CONAB ao fato de o levantamento de campo do órgão federal ter sido feito em meados de dezembro, antes das adversidades climáticas ocorridas no Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e Mato Grosso do Sul. Além disso, segundo ela, cálculos da CNA apontam para perda de aproximadamente 8% na produtividade agrícola da safra atual por falta de correção adequada do solo, em razão dos altos preços dos fertilizantes no mercado internacional. Conforme dados da Associação Nacional para a Difusão de Adubos, ocorreu uma redução de 50% na quantidade vendida de fertilizantes entre 2007 e 2008.

Os produtos direcionados ao mercado interno devem apresentar crescimento de produção, contribuindo para o controle da inflação. Esse desempenho poderia ser atribuído à recuperação de preços em 2008, gerando incentivos para o plantio, e à disponibilidade de recursos de crédito rural com taxas controladas pelo governo. O principal exemplo é o feijão, com aumento na produção estimado em 13,9% (IBGE).

No caso dos produtos brasileiros com participação relevante no mercado internacional, são esperadas reduções na produção. Isso pode ter sido motivado pela escassez de crédito das empresas de insumos, agroindústria e *tradings*, em decorrência da crise global.

Para a soja, o movimento ocorrido foi um ligeiro aumento de área plantada com menor quantidade de insumos, gerando um crescimento estimado de 1,9% na produção (IBGE). Tendo em vista as perspectivas de redução na demanda global, o baixo crescimento esperado não deverá provocar impactos negativos no setor, podendo até contribuir para a sustentação de preços recebidos.

No caso do milho, espera-se uma redução de 11,9% na produção (IBGE). A diminuição prevista poderá ser prejudicial ao setor já que esse produto não deverá apresentar redução expressiva na demanda, tendo em vista a sua participação como insumo para a pro-

dução de etanol nos EUA e nas cadeias produtivas de alimentação animal. Como os produtores brasileiros se encontram em uma fase de aumento de participação nos mercados externos, a falta de produto poderá prejudicar esse processo.

O algodão deve apresentar queda de 15,1% na produção (IBGE). Neste caso, a redução deverá prejudicar as cadeias produtivas de confecções, visto que esse setor poderá aumentar sua competitividade em relação aos produtos asiáticos, reduzindo as importações e podendo aumentar as exportações em razão da desvalorização do real em relação ao dólar. Essa cadeia tem passado por dificuldades com a valorização do real nos últimos anos. A recuperação da produção de algodão depende dos incentivos de demanda e dos preços dos insumos, que, por sua vez, dependem das cotações do petróleo e do câmbio.

Na última década, o governo federal tem direcionado os programas de crédito com taxas de juros subsidiadas para o segmento de agricultores com menor escala e fornecedores de produtos para o mercado interno. Esse segmento aparentemente foi menos afetado pela escassez de crédito provocada pela crise global, ainda que tenham ocorrido dificuldades na renegociação de dívidas para a tomada de novos recursos.

Por outro lado, as cadeias produtivas que envolvem agroindústrias de alimentos e energia e exportação passaram a criar mecanismos de financiamento dos agricultores participantes, usualmente de escala elevada e perfil empresarial. Corporações internacionais nas áreas de insumos agropecuários, agroindústrias de alimentos e empresas de *trading* têm fornecido a maior parte dos recursos para o custeio dos agricultores, utilizando como garantia a produção prevista. As modalidades de financiamento são a CPR (Cédula do Produtor Rural), a troca de insumos por produtos agrícolas, os contratos de venda antecipada e as antecipações de contratos de câmbio para exportações. Essa situação foi reforçada pela resistência das instituições financeiras em oferecer empréstimos com recursos livres aos agricultores, em razão do alto risco do setor e da baixa difusão do seguro rural. Os agricultores

que utilizam os instrumentos de crédito citados foram prejudicados em 2008 pela redução na oferta de recursos em decorrência da crise global.

Internamente, a taxa de câmbio parece ter encontrado novo patamar em torno de R\$ 2,30 por dólar, o que poderá contribuir para a competitividade das exportações gerais e oferecer ganhos de renda aos exportadores, incluindo os agricultores. O Comitê de Política Monetária (COPOM) do Banco Central poderá iniciar em janeiro um movimento de redução na taxa básica de juros, tendo em vista a necessidade de minimizar a redução no ritmo de crescimento da economia. A depender da magnitude da redução a ser operada durante o ano, o acesso dos agricultores ao crédito por meio de recursos livres dos bancos poderá ser facilitado.

Os primeiros impactos da crise global foram a escassez de crédito e a redução da demanda de produtos brasileiros, como soja e carnes, gerando perda de empregos em empresas com foco em exportação. Em seguida, espera-se que ocorra um ajuste de produção e a retomada dos negócios. Se isso se confirmar, as perspectivas passarão a ser mais positivas para o setor exportador brasileiro, dado o ajuste ocorrido no câmbio.

Apesar das dificuldades que podem ser encontradas no mercado internacional, o agronegócio brasileiro poderá apresentar avanços em 2009. Entretanto, um desempenho positivo dependerá da ação dos agentes públicos e privados para construir soluções criativas para remover os entraves à produção nas áreas de crédito e seguro rural.

(*) Mestre em Administração pela FEA-USP.
(E-mail: aclimano@usp.br).



emprego, salário e taxa de ocupação

Logo após o retorno das atividades da indústria brasileira nesta primeira quinzena de janeiro de 2009, cresce o temor de que em muitos de seus setores venha a ocorrer um grande número de demissões de trabalhadores. Dentre esses setores, devem ser assinalados aqueles mais dependentes do crédito e da exportação, como é o caso dos segmentos de bens de consumo duráveis – especialmente montadoras e respectiva cadeia produtiva (siderurgia, autopeças etc.); do segmento de bens de capital, máquinas e equipamentos, além dos ramos da construção civil, papel e celulose, couro, madeira e agroindústria.

Com base nas informações coletadas pelo IBGE em novembro de 2008, através da Pesquisa Industrial Mensal Produção Física–Brasil, tanto no acumulado janeiro-novembro/08 quanto no dos últimos 12 meses, foram registrados fortes incrementos no setor industrial, respectivamente, 4,8% e 4,7%.

Porém, logo após o mês de setembro de 2008 – começo da crise de crédito –, iniciou-se forte desaceleração na taxa de crescimento do produto físico, em quase a totalidade dos segmentos industriais e, especialmente, nos setores produtivos acima referidos. Assim, os dados relatam que, no confronto novembro/08 com outubro/08, a produção industrial recuou menos 5,2%, gerando no acumulado bimestral (set/08-nov/08) perdas de produção da ordem de -7,9%.

Por sua vez, o IBGE salienta que a queda no produto industrial de -5,2%, observada na passagem de outubro/08 para novembro/08 constituiu-se no maior recuo já registrado desde maio de 1995, o que provocou um retorno da produção industrial brasileira para o nível de maio de 2007. O Instituto indica que esse recuo foi o reflexo negativo e quase generalizado na produção industrial, observado em 21 dos 27 ramos de atividade pesquisados pelo IBGE, e em todas as

quatro categorias de uso. Desse modo, expressivos recuos no produto industrial foram registrados nos segmentos de veículos automotores (-22,6%), máquinas e equipamentos (-11,9%), edição e impressão (-14,8%), indústrias extrativas (-10,9%) e metalurgia básica (-10,2%).

No tocante às categorias de uso, os dados do IBGE também mostram fortes quedas na produção física em todas essas categorias, ainda que com maior força no segmento de bens de consumo duráveis, o qual, nesse mesmo período de comparação, registrou queda no produto industrial de -20,4% – diga-se de passagem, o maior recuo observado desde dezembro de 1997, seguido pelo segmento de bens de capital, com queda de -4,0%, pelo de bens intermediários com recuo de -3,9%, e com redução mais moderada, de -0,7%, no segmento de bens de consumo semi e não-duráveis.

Os dados do IBGE apontam, também, que na comparação com igual mês do ano de 2007, o recuo de -6,2% na produção industrial quase se igualou àquele registrado em dezembro de 2001 (que foi de -6,4%), sinalizando, desse modo, para um intenso aprofundamento do ritmo de desaceleração da indústria brasileira para a quase totalidade dos setores industriais. Assim, dos 27 ramos pesquisados pelo IBGE, 22 exibiram expressivos recuos na produção industrial, com destaque para veículos automotores (-18,3%), outros produtos químicos (-13,0%), material eletrônico e equipamentos de comunicações (-20,5%), máquinas para escritório e equipamentos de informática (-29,7%), além de borracha e plástico (com queda de -16,5%). O quadro produtivo torna-se mais sombrio quando se verifica que 64% dos 755 produtos investigados pelo IBGE registraram queda na produção nesse mesmo período de comparação, um nível recorde desde janeiro de 2003, mês em que se iniciou a nova série desses indicadores.

Ainda no comparativo entre novembro/08 e novembro/07, as informações coletadas pelo IBGE evidenciam que apenas o segmento de bens de capital manteve uma trajetória de expansão (3,6%), uma vez que em todos os demais segmentos ocorreram expressivas quedas, como é o caso de bens de consumo duráveis (-22,1%), de bens intermediários (-7,5%) e de bens de consumo semi e não-duráveis (-2,8%).

Quanto às informações recentemente divulgadas pelo IBGE e referentes ao emprego industrial, deve-se assinalar que elas refletem decisões empresariais tomadas em meses anteriores, ou seja, que há uma defasagem entre a queda da produção e cortes no emprego. Assim, os dados de emprego industrial referentes ao mês de novembro e recentemente divulgados não refletem ainda o que vem ocorrendo com o produto industrial. Desse modo, o ajuste do emprego às fortes quedas na produção industrial dependerá do comportamento futuro da demanda e tudo indica que esse ajuste deverá começar a ser observado a partir de fevereiro de 2009.

Deve-se salientar que os dados existentes na pesquisa de emprego industrial, relativos a novembro de 2008, lançam alguma luz sobre o que deverá ocorrer com o emprego nos próximos meses. O indicador do número de horas pagas parece evidenciar que cortes no emprego deverão ocorrer ao longo dos próximos períodos, isto porque o empresário, quando detecta uma queda na demanda imediatamente reduz o total de horas pagas. Caso persista a queda na demanda, a empresa passará a demitir trabalhadores de modo a ajustar seu atual nível de produção ao novo nível de demanda. Ora, os dados do IBGE, relativos às horas pagas, informam que ocorreu redução de -1,7% nesse indicador, na comparação com o mês imediatamente anterior, na série com ajuste sazonal, constituindo-se na maior queda em toda a série histórica iniciada em 2001. Quanto ao emprego industrial, segundo o IBGE, o mesmo caiu 0,6% em novembro/08 em comparação a outubro/08, o maior recuo registrado desde outubro de 2003.

Já na comparação novembro/08 com novembro/07, o aumento de 0,4% no emprego industrial foi influenciado pelo aumento registrado em oito dos 14 locais pesquisados pelo Instituto, com destaque para Minas Gerais (2,9%) e São Paulo (0,7%), graças ao crescimento do emprego industrial em alimentos e bebidas (7,7%) e metalurgia básica (8,7%) no primeiro Estado e de meios de transporte (3,9%) e alimentos e bebidas (3,0%) no segundo. Por sua vez, Santa Catarina (-2,8%) e Paraná (-1,6%) registraram fortes impactos negativos provenientes dos setores de vestuário (-14,8% e -19,0%, respectivamente) e de madeira (respectivamente, -11,2% e -16,5%).

Informa ainda o IBGE que, em novembro de 2008, a folha de pagamento real dos trabalhadores da indústria apresentou taxa negativa de crescimento (-3,1%) em face do mês imediatamente anterior, enquanto no acumulado tanto de 12 meses até novembro de 2008 quanto no de janeiro-novembro, o incremento de ambos os períodos foi positivo e igual a 6,3%.

O IBGE, em outra pesquisa, a mensal de emprego, registra que a taxa de desocupação em novembro de 2008 foi de 7,6 %, permanecendo ligeiramente acima da registrada em outubro de 2008 (7,5%), porém declinando em 0,6 pontos percentuais em relação à observada em novembro de 2007 (quando atingiu 8,2%). Os dados do IBGE indicam, também, que o contingente de pessoas ocupadas, estimado em 22,1 milhões em novembro de 2008, para o total das seis regiões metropolitanas, apresentou-se estável em relação outubro/08 e cresceu 2,9% na comparação com novembro de 2007.

Quanto ao rendimento médio real habitualmente recebido pelos trabalhadores, segundo o IBGE, em novembro de 2008, o valor foi estimado em R\$1.273,60 (um mil, duzentos e setenta e três reais e sessenta centavos), apresentando incremento positivo de 0,9% em relação a outubro de 2008 e de 4,0% com igual mês de 2007. Por seu turno, a massa de rendimento real efetivo da população ocupada atingiu R\$ 28,2 bilhões,

segundo os dados da Pesquisa Mensal de Emprego de novembro de 2008, com abrangência para o total das seis regiões metropolitanas, representando, desse modo, um incremento de 0,4% em comparação ao mês imediatamente anterior.

Como se pode notar, os dados publicados pelo IBGE até este momento, embora registrem fortes quedas no nível da produção industrial, ainda não refletem o que poderá vir a ocorrer no mercado de trabalho da Indústria de Transformação. Deve-se salientar, todavia, que dados preliminares do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged) do Ministério do Trabalho indicam uma perda de 600 mil empregos no mês de dezembro de 2008, o que resultaria para esse ano em um acréscimo de 1,5 milhões de empregos. A recente perda de postos de trabalho, creditada a 2008, deverá ser agravada pelas demissões que já estão sendo registradas, principalmente nos setores acima referidos, situação que, se for mantida, prejudicará em muito as perspectivas de emprego anteriormente previstas para o ano de 2009.

(*) Professor da FEA-USP.
(E-mail: enriquez@usp.br).



LUCIANA TEAGNO LOPES (*)



a rigidez nominal de preços na cidade de São Paulo: o risco (hazard) de mudança dos preços¹

1. introdução

Este é o terceiro e último artigo da série publicada neste boletim *Informações FIPE* e que descreve resultados e comentários relevantes contidos na dissertação de mestrado de Lopes (2008) apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de São Paulo. Esta série de artigos, iniciada na edição de novembro passado, tem por objetivo estudar o *comportamento de determinação de preços* na cidade de São Paulo. Mais especificamente, objetiva-se estimar medidas representativas da rigidez nominal, como a frequência de mudança e a duração dos preços, e também descrever o comportamento do risco de mudança dos preços.

No primeiro artigo desta série, publicado na edição de novembro passado, a frequência de mudança e a duração dos preços foram calculadas para a cidade de São Paulo utilizando a amostra completa. No segundo artigo, publicado na edição de dezembro passado, estudamos a questão da heterogeneidade quanto à duração dos preços; foram apresentadas estimativas sobre a direção e o tamanho das mudanças de preço e descrevemos a frequência de mudança dos preços ao longo do tempo. Neste terceiro artigo, serão estimados diversos modelos de duração e tentaremos levantar evidências sobre o tipo de regra de determinação de preços utilizada pelos agentes.

2. modelos teóricos de determinação de preços

Este artigo utilizará o método da análise de sobrevivência para descrever o comportamento do risco (*hazard*) de mudança dos preços. Os modelos de duração estimados fornecerão a trajetória desse risco ao longo das durações. As estimativas também apresentarão a resposta do risco de mudança dos preços ao ambiente inflacionário.

A maneira como os agentes alteram seus preços compõe as hipóteses de modelos macroeconômicos que destacam a importância desses comportamentos microeconômicos para avaliar os impactos de políticas monetárias. A função de risco, que fornece a probabilidade de ajuste de um preço dada a duração desse preço, irá apresentar formatos diferentes, conforme o comportamento de determinação de preços assumido nesses modelos. Em linhas gerais, esses comportamentos podem ser sintetizados em duas grandes categorias: dependentes da duração dos preços e dependentes do estado da economia.

Os modelos dependentes da duração assumem que as mudanças de preço são determinadas de maneira exógena, e a probabilidade de uma mudança de preço ocorrer independe do ambiente com que a firma se defronta. As mudanças de preço ocorrem periodicamente.

mente. Pertence a essa categoria o modelo de Taylor, que assume que os preços na economia são fixados por contratos com durações diversas. A cada período, os contratos que regem uma fração dos preços expiram e devem ser renovados. Se todos os contratos tiverem a mesma duração, a função de risco será zero para os primeiros períodos e exibirá um pico com valor um no momento da renovação do contrato. Se existirem contratos com diferentes durações na economia, a função de risco exibirá diversos picos, correspondendo a essas durações.

Os modelos dependentes do estado da economia preveem que a probabilidade de uma mudança de preço varia de acordo com eventos que atingem a economia, ou seja, as mudanças de preço são determinadas de maneira endógena. No modelo de Caplin-Spulber, todos os preços são completamente dependentes do estado da economia, isto é, não há uma dependência explícita da duração. As mudanças de preço não são desencadeadas pela passagem do tempo, mas por acontecimentos na economia.

3. modelos de duração

Os estudos deste artigo estão fundamentados na análise dos resultados obtidos por meio da estimação de diversos modelos econométricos de duração. As funções de risco comum descreverão o risco de mudança dos preços para cada duração, informando sobre a dependência da duração e sobre semelhanças e diferenças entre setores. Os coeficientes estimados para a variável inflação serão utilizados para verificar como o risco de mudança dos preços muda em resposta ao comportamento inflacionário, trazendo indicações sobre a dependência do estado da economia e também mostrando similaridades e heterogeneidades entre setores.

O modelo *Piece-wise* Exponencial com heterogeneidade não observada foi escolhido para estimar a função de risco comum e para estimar o impacto da inflação sobre o risco de mudança dos preços. A função de risco de mudança dos preços em que se baseiam nossas estimativas assume a forma:

$$\lambda_i(t | x_{ij}) = v_i \lambda_0(t) \exp \{x'_{ij} \beta\}, \quad (1)$$

onde i indica os produtos elementares, j indica as observações, v_i é uma variável aleatória que reflete a heterogeneidade não observada e que é considerada comum a observações de um mesmo produto elementar, $\lambda_0(t)$ é a função de risco comum a todos que compõem a amostra, x_{ij} é um vetor de covariadas para a j th observação do produto elementar i e β é um vetor de parâmetros. Assumiremos que $v_i \sim \text{Gamma}(1, \sigma_v^2)$. O modelo é estimado por máxima verossimilhança.

Serão impostas pequenas restrições sobre o risco comum $\lambda_0(t)$. Dividiremos as durações em J intervalos, definiremos o j -th intervalo como $[\tau_{j-1}, \tau_j)$ e assumiremos que o risco comum é constante dentro de cada um desses intervalos:

$$\lambda_0(t) = \lambda_j \text{ para } t \text{ em } [\tau_{j-1}, \tau_j) \quad (2)$$

Então, modelaremos o risco comum $\lambda_0(t)$ usando J parâmetros $\lambda_1, \dots, \lambda_J$, cada um deles representando o risco comum em um particular intervalo da duração. Após a restrição imposta em (2), a função de risco pode ser reescrita:

$$\lambda_{ij} = v_i \lambda_j \exp \{x'_{ij} \beta\} \quad (3)$$

As covariadas incluídas são *dummies* sazonais mensais e a inflação mensal geral medida a cada quadrissemana pela FIPE para a cidade de São Paulo. A inflação geral foi introduzida com um mês de defasagem em relação ao momento em que os preços foram coletados para que fosse captada a resposta dos agentes ao comportamento inflacionário, garantindo que a resposta dos mesmos de fato ocorreu após o fato causador em questão. Quando encontrado um coeficiente significativo para a inflação geral, introduzimos também uma outra variável para verificar a interação da inflação com a duração.²

A heterogeneidade dos produtos foi controlada pela estimação feita por subgrupo e pelo componente

multiplicativo de heterogeneidade não observada, admitido comum para as durações pertencentes a um mesmo produto elementar.³ Além disso, durações censuradas à esquerda foram eliminadas da amostra e foi imposta a restrição de que a função de risco comum é constante da duração de 15 meses em diante.

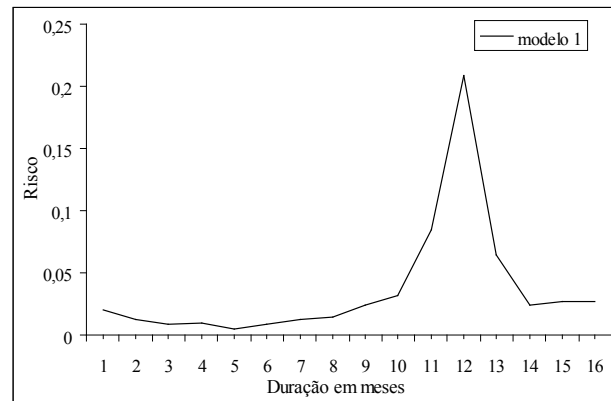
4. a função de risco comum

A função de risco descreve a probabilidade de ocorrer uma mudança de preço, dado o tempo transcorrido desde a última mudança de preço. A função de risco comum a todos os preços de um dado setor foi estimada para cada um dos subgrupos zerando as covariadas e admitindo que o componente de heterogeneidade não observada assume seu valor médio, isto é, $v_i = 1$. Essas estimativas tornarão possível a descrição do risco de ocorrer uma mudança de preço para cada duração, controlando-se os possíveis efeitos da inflação e da sazonalidade sobre esse risco.

As funções de risco comum foram estimadas para os 29 subgrupos. Quanto ao formato das curvas, notou-se que duas características são recorrentes: a inclinação decrescente e os grandes saltos na duração correspondente a 12 meses. Há também casos em que o risco cai rapidamente nos primeiros meses de duração e depois diminui com muito mais suavidade, mantendo-se aproximadamente constante.

Os picos na função de risco evidenciam que a mudança de preço depende consideravelmente do fato de o preço ter se mantido constante por 12 meses. A mudança de preço caracteriza-se por esse tipo de dependência da duração especialmente nos seguintes subgrupos: aluguel, despesas diversas, ensino escolar, outras despesas com transporte, recreação e cultura, remédios e produtos farmacêuticos e contrato de assistência médica. As funções de risco desses grupos descrevem um comportamento de determinação de

gráfico 1 – função de risco comum do subgrupo aluguel

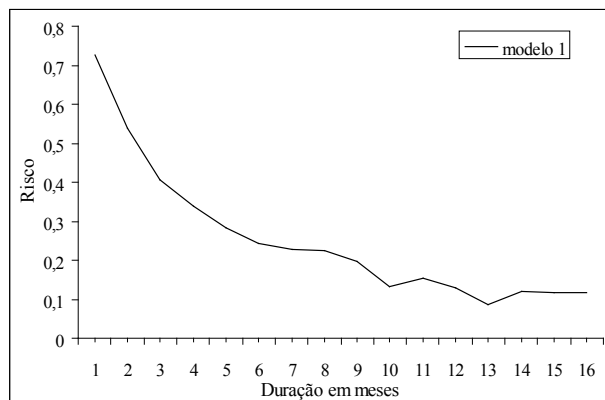


* O modelo 1 foi estimado com *dummies* sazonais mensais e inflação.

preços que se assemelha àquele proposto pelo modelo de Taylor de contratos escalonados. O Gráfico 1, referente ao subgrupo aluguel, exemplifica esse primeiro padrão verificado para as funções de risco comum:

O risco declinante ao longo das durações pode ser compreendido quando relembramos a alta frequência de mudanças de preços apresentada no primeiro artigo desta série, bem como a reduzida duração média dos preços estimada para a economia agregada, aproximadamente 2,5 meses. Subgrupos com funções de risco decrescentes, especialmente nos primeiros meses são: alimentos *in natura*, alimentos semielaborados, alimentos industrializados, artigos de higiene e beleza, serviços pessoais, entre outros. Mudanças de preço não dependentes da duração são descritas por funções de risco comum constantes. Nossas estimativas mostram que o risco comum de mudança dos preços não é constante ao longo das durações e, portanto, o risco também é dependente da duração do preço para esses casos. O Gráfico 2, referente ao subgrupo alimentos *in natura*, representa esse segundo padrão verificado para as funções de risco comum:

gráfico 2 – função de risco comum do subgrupo alimentos in natura



* O modelo 1 foi estimado com *dummies* sazonais mensais e inflação.

As funções de risco comum foram estimadas subtraindo-se os efeitos da inflação geral defasada e da sazonalidade sobre o risco de mudança dos preços. Admitindo-se que essas covariadas sejam suficientemente representativas do estado da economia, o controle dos seus efeitos produz funções de risco comum que descrevem exclusivamente o efeito da duração sobre o risco de mudança dos preços. O formato dessas funções, portanto, pode ser utilizado para responder a questões quanto à dependência da duração. Desse modo, o modelo estimado indica que a mudança de preço depende da duração desses preços. A dependência da duração constatada não exclui a possibilidade de a mudança de preço também ser sensível ao estado da economia.

5. o impacto da covariada inflação

A inflação geral acumulada fornece, em cada modelo estimado, uma indicação do grau de dependência do estado da economia para a decisão de mudança de preços. A significância, a magnitude e o sinal dos coeficientes estimados para essa variável são capazes de mostrar a importância dessa dependência para cada um dos subgrupos.

Quanto à significância da variável inflação, é possível dizer que os subgrupos assumem basicamente um

dos três padrões: o coeficiente não é significativo; o coeficiente é significativo e o termo de interação não é significativo, e o coeficiente e o termo de interação são significativos. O primeiro resultado afirma que a inflação geral não afeta o risco de mudança dos preços. O segundo resultado diz que a inflação geral altera o risco de mudança dos preços e que o impacto da inflação é proporcional ao longo do tempo. O terceiro resultado indica que a inflação afeta o risco de mudança dos preços e que o impacto da inflação não é proporcional ao longo do tempo.

Observa-se que para 9 dos 29 subgrupos a covariada inflação não afeta de maneira significativa o risco de mudança dos preços. As mudanças de preço do subgrupo aluguel devem ser explicadas por contratos, sendo consideravelmente dependentes da duração, conforme mostrou também a função de risco apresentada anteriormente. A inflação geral não afeta a frequência de mudanças desse subgrupo, mas pode afetar o tamanho dessas mudanças. Os preços dos alimentos *in natura* mudam muito rapidamente, sendo provável que respondam mais a oscilações na oferta setorial do que ao índice geral de inflação. A duração do preço de roupas, calçados e acessórios de vestuário também não é afetada pela inflação geral.

Sete dos 29 subgrupos analisados têm a duração de seus preços afetada pela inflação geral, mas o impacto da inflação não aumenta nem diminui conforme a duração dos preços aumenta. Verificamos esse padrão para os subgrupos despesas diversas e outras despesas com transporte, que também possuem funções de risco com picos para a duração referente a 12 meses. A duração dos preços desses subgrupos depende consideravelmente da quantidade de tempo que esses preços estão sem mudar, conforme mostraram as funções de risco, mas depende também do estado da economia, conforme sugerem os coeficientes estimados para a variável inflação.

A duração dos preços de 13 dos 29 subgrupos estudados é alterada pela inflação geral, e o impacto da inflação sobre o risco de mudança dos preços varia conforme a duração dos preços. Para todos os casos, o

impacto da inflação sobre o risco de mudança cresce com a duração, indicando que o comportamento de determinação de preços pode ser caracterizado por uma mistura de dependência da duração e dependência do estado da economia.

Quanto à direção do impacto da inflação sobre o risco de mudança dos preços, nota-se que esta é positiva para quase todos os casos. Como esperado, quanto maior a inflação geral, maior é também o risco de os preços mudarem. Quanto à magnitude do impacto da inflação sobre o risco, o maior efeito foi observado para o subgrupo transportes coletivos e o menor para o subgrupo dos alimentos semielaborados.

A inflação geral é apenas uma das inúmeras variáveis capazes de captar a dependência do estado da economia para a determinação de preços. Desse modo, não é possível afirmar que a mudança de preços em subgrupos em que o coeficiente estimado para a inflação não é significativa não seja dependente do estado da economia. Por outro lado, a inflação geral é uma variável bastante representativa do estado da economia e, portanto, para os subgrupos em que o coeficiente estimado para essa variável é significativa pode-se afirmar que o risco de mudança dos preços é dependente do estado da economia. Como mais de 69% dos subgrupos apresentaram comportamento de mudança de preço dependente do estado da economia e considerando-se que não se pode afirmar o oposto sobre os demais grupos, as estimativas permitem concluir que a dependência do estado da economia para a duração dos preços é bastante relevante, aproximando-se às hipóteses do modelo de Caplin-Spulber.

6. dependência do estado da economia e dependência da duração dos preços

Os modelos estimados indicaram, por meio do estudo das funções de risco comum e dos coeficientes da covariada inflação, que o comportamento de mudança de preços pode ser caracterizado por uma mistura de dependência da duração e dependência do estado da economia.

O modelo de Taylor pode explicar bem os preços de alguns setores, mas não é capaz de explicar as mudanças de preço de outros setores. Se os picos na função de risco verificados para a duração de 12 meses remetem-nos ao modelo de Taylor de contratos escalonados, deve-se notar que esse padrão foi verificado para um número reduzido de grupos. Por outro lado, se considerarmos que o estado da economia foi controlado de maneira suficiente pelas variáveis introduzidas no modelo, a inclinação decrescente das funções de risco também indicaria dependência da duração, tendo sido verificada em muitos subgrupos. Assim, estima-se que a dependência da duração está presente e que esta assume formatos diversos.

Os testes feitos para a covariada inflação indicaram dependência do estado da economia para um elevado número de subgrupos. Verificamos que essa dependência também assume padrões diversos, a depender do subgrupo em questão. Há subgrupos em que um aumento de $x\%$ da inflação tem o mesmo efeito sobre o risco de mudança dos preços, independente de há quanto tempo esses preços estejam vigorando. Já para outros subgrupos, um aumento de $x\%$ da inflação tem efeitos diferentes sobre o risco de mudança dos preços, a depender de há quanto tempo esses preços estejam vigorando. Esses resultados mostram que a mudança de preços, uma vez dependente do estado da economia, pode responder a esse estado de maneiras diversas.

A significância dos termos de interação e a constatação da presença simultânea dos dois tipos de dependência para diversos subgrupos são mais uma indicação de que o comportamento de mudança de preços é bastante heterogêneo, não sendo facilmente explicado por modelos de dependência exclusiva da duração ou por modelos de dependência exclusiva do estado da economia.

7. conclusões

Os padrões de precificação observados na série de artigos publicada neste boletim *Informações Fipe* devem auxiliar os pesquisadores a desenvolver mode-

los macroeconômicos mais realistas, aprimorando a *performance* das previsões sobre inflação e produto e possibilitando um melhor uso dos instrumentos de política monetária.

Este trabalho fez uso de uma rica e inexplorada base de microdados do índice de preços ao consumidor da FIPE. Os dados foram coletados na cidade de São Paulo, a maior e mais importante região econômica do País e, por isso, os resultados encontrados provavelmente descrevem bem as características da precificação no Brasil. São mais de seis milhões de cotações e mais de cinco milhões de variações de preço computadas em um nível de detalhamento capaz de permitir o desenho eficaz do comportamento de determinação de preço dos agentes econômicos.

Neste terceiro e último artigo da série, a estimação de modelos *Piece-wise* exponencial com heterogeneidade não observada incluindo as covariadas inflação geral e *dummies* sazonais revelou funções de risco comum decrescentes e com grandes saltos na duração correspondente a 12 meses. Estimou-se, também, que em 69% dos subgrupos analisados o risco de mudança dos preços responde a mudanças no nível inflacionário. Os resultados conjuntos quanto ao formato da função de risco e quanto ao impacto da covariada inflação mostraram a complexidade do processo de determinação de preços adotado pelos agentes, indicando que este provavelmente é explicado, em grande parte dos casos, por uma mistura de regras do tipo *time-dependent* e *state-dependent*.

As datas recentes das publicações dos trabalhos que utilizaram microdados de índices de preços ao consumidor para descrever o comportamento de determinação de preços – conforme verificamos no primeiro artigo desta série, publicado na edição de novembro deste boletim *Informações FIPE* – são uma indicação de que há ainda muito por desenvolver. No caso brasileiro, em especial, a primeira publicação ocorreu apenas em 2007. O grande volume de informações da base de dados utilizada neste trabalho, tanto pelo detalhamento quanto pelo número de observações, é uma fonte rica para a continuidade

de pesquisas do gênero. Muitas outras investigações ainda precisam ser feitas para que as práticas de determinação de preços na cidade de São Paulo sejam descritas em profundidade e por completo. Há ainda muito trabalho a ser realizado até a construção de modelos macroeconômicos bem especificados. É importante, também, que esses modelos sejam mantidos analiticamente tratáveis e, simultaneamente, capazes de simulações realistas e previsões. Nesse contexto, uma questão importante para pesquisas futuras seria identificar quais características microeconômicas são importantes de se estudar para a macroeconomia e para a análise de políticas.

referência

LOPES, L. T. *A rigidez nominal de preços na cidade de São Paulo: evidências baseadas em microdados do índice de preços ao consumidor da FIPE*. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia). Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane. Universidade de São Paulo. São Paulo.

- 1 A autora agradece ao Prof. Dr. Márcio Issao Nakane pela orientação e ao Prof. Dr. Gilberto Tadeu Lima pelo convite para a publicação neste boletim.
- 2 Não há testes formais que verifiquem para modelos *Piece-wise* se a hipótese de riscos proporcionais pode não ser rejeitada. É possível, entretanto, testar a hipótese de proporcionalidade dos riscos testando a significância de interações com a duração. Assim, é possível acomodar a não-proporcionalidade dos riscos simplesmente por meio da introdução dessas interações com a duração.
- 3 Há múltiplas durações ou mudanças de preço para cada produto elementar.

(*) Mestre em Economia pelo IPE-FEA-USP.
(E-mail: lucianalopes@usp.br).



hipóteses sobre a relação entre taxas de juros, garantias e tempo de relacionamento nos contratos de crédito

1. introdução¹

Os bancos são instituições cujas atividades principais são receber depósitos e conceder empréstimos; ambas as atividades estão inter-relacionadas. Nas operações de crédito, inadimplências podem ocorrer. Se o banco ajusta o risco cobrando uma taxa de juros mais alta, ele tende a atrair os clientes mais arriscados (seleção adversa) e com maior probabilidade de levar adiante projetos de maior risco (risco moral). A princípio, a existência de garantias contratuais pode contribuir para diminuir este problema, reduzindo a taxa de juros. No entanto, os trabalhos teóricos e empíricos não são unânimes em estabelecer essa relação entre tais variáveis.

O impacto do tempo de relacionamento nos termos do contrato também tem previsões opostas na literatura. Por um lado, um longo relacionamento pode resultar em contratos vantajosos para o tomador devido à redução da assimetria informacional. Por outro lado, um relacionamento duradouro pode se mostrar prejudicial ao tomador, pois, ao longo desse processo, o banco acumula mais informações acerca do cliente que os demais competidores. Essa assimetria faz com que o banco seja monopolista dessas informações, permitindo a ele cobrar maior taxa de juros e exigir maiores garantias dos clientes mais antigos.

Este artigo tem dois objetivos: o primeiro é sintetizar as hipóteses acerca da relação entre essas variáveis, que será feita nesta edição; o segundo é testar empiricamente essas hipóteses usando dados de empréstimos de capital de giro provenientes do SCR – Sistema de Informações de Crédito do Banco Central do Brasil, o que será realizado na próxima edição deste boletim *Informações Fipe*.

2. hipóteses empíricas

2.1 relação entre taxa de juros e garantia

Existem diversas razões pelas quais taxa de juros e garantia possam estar relacionadas negativamente. Tudo o mais constante, um empréstimo com garantias tende a reduzir as perdas dos bancos em caso de *default*. Outro ponto em favor desta hipótese é que o problema de risco moral que advém após a concessão do crédito é menor quando o empréstimo possui garantias. As decisões das firmas tendem a ser menos arriscadas, pois em caso de inadimplência a garantia pode ser executada. Neste caso a garantia é um mecanismo que faz com que o contrato seja exequível e os interesses dos tomadores estejam alinhados aos dos bancos. Finalmente, as garantias ajudam a mitigar os problemas de seleção adversa, pois constituem um importante instrumento sinalizador da qualidade do tomador. Se os bons pagadores estão dispostos a ofertar garantia em troca de uma taxa de juros mais baixa (que os maus pagadores), então a garantia é uma fonte valiosa de informação, indicando a qualidade de quem está tomando o crédito.

Como exemplo de autor que fornece a base teórica para esta linha de argumento, pode-se citar Bester (1985). Utilizando os dados do SCR do Banco Central do Brasil (*cross-section* de dez/2003), Rodrigues *et al.* (2004) encontram evidências empíricas que indicam que este resultado é válido para o Brasil. Os dados dos contratos belgas para pequenas empresas também fornecem indícios em favor dessa tese (DEGRYSE ; VAN CAYSEELE, 2000).

No entanto, nem todos os resultados teóricos e empíricos são favoráveis à situação acima descrita

e a garantia pode estar associada ao maior risco de crédito. Manove *et al.* (2001) elaboram um modelo no qual os bancos têm menos incentivos a fazer a seleção adequada dos projetos das firmas (*screening*) se os contratos estão protegidos pela garantia (*lazy banks*). Ainda, podem existir empresários demasiado otimistas com o projeto e que estão dispostos a prover todas as garantias necessárias para obter o financiamento. Nesse caso, mais garantia implicaria maiores perdas esperadas pelos credores. Berger e Udell (1990) encontram evidências de que existe uma relação positiva entre garantia e risco (medida como prêmio de risco) para os dados americanos.

Este debate pode ser resumido em duas hipóteses relacionadas a situações em que o risco pode ou não ser observado pelo banco (BERGER; UDELL, 1990): **1)** se o banco consegue distinguir clientes arriscados, então a concessão do empréstimo estará atrelada à apresentação de garantias (tomadores arriscados e empréstimos arriscados ou não); e **2)** por outro lado, se a informação sobre o risco do cliente é privada, então a garantia é apresentada pelos tomadores menos arriscados (tomadores e empréstimos pouco arriscados). O primeiro caso é denominado paradigma do risco observado (*sorting-by-observed-risk paradigm*) e o segundo, paradigma da informação privada (*sorting-by-private-information paradigm*).

Esses resultados são sintetizados na seguinte hipótese:

Hipótese 1: *Se os bancos são capazes de distinguir os clientes pelo risco, a taxa de juros e a garantia são variáveis complementares num contrato de crédito. Por outro lado, na presença de assimetria informacional, a garantia serve para sinalizar a qualidade do tomador e, portanto, essas variáveis são substitutas no contrato de crédito.*

2.2. tempo de relacionamento entre o tomador e o banco

Outro ponto no qual as previsões da literatura de crédito são divergentes refere-se ao tempo de rela-

cionamento do cliente com a instituição financeira. Um longo tempo de relacionamento pode beneficiar o tomador devido à redução da assimetria informacional. Inicialmente, os termos do contrato podem ser desfavoráveis para o tomador, mas após um longo período de relacionamento podem tornar-se favoráveis. Num contrato de um único período, o tomador tende a esforçar-se de modo a diminuir a probabilidade de perder a garantia. Adicionalmente, num contrato de longo prazo a promessa de que os termos do contrato tendem a ser favoráveis no futuro faz com que o tomador se esforce no presente (BOOT; THAKOR, 1994). A predição empírica é que tanto a taxa de juros como a garantia diminuem com o tempo de relacionamento. Por outro lado, um relacionamento mais duradouro pode ser prejudicial ao tomador na medida em que os bancos podem usar essa vantagem informacional para exercer o seu poder de monopólio (SHARPE, 1990). Se este é o caso, empiricamente, espera-se que tanto a taxa de juros quanto a garantia aumentem com o tempo de relacionamento.

Alguns resultados encontrados na literatura aplicada são apresentados na sequência. Berger e Udell (1995) trabalham com as linhas de crédito para pequenas empresas americanas e testam se um relacionamento mais longo diminui a assimetria informacional e, por conseguinte, como os termos dos contratos são ajustados. Os resultados sugerem que o tempo de relacionamento é informativo acerca da qualidade do tomador, reduzindo a taxa de juros e a probabilidade de o contrato ter garantia.

Por outro lado, os resultados de Ono e Uesugi (2008) utilizando dados de pequenas e médias empresas japonesas sugerem que quanto maior o tempo de relacionamento com o principal credor, mais provável que o contrato apresente garantia. Degryse e Van Cayseele (2000), utilizando dados de empresas belgas de pequeno porte, concluem que o tempo de relacionamento influi positivamente e o escopo (quantidade de produtos e serviços comprados do banco) negativamente na taxa de juros, sendo este último o mais importante. Resultado oposto é encontrado para a garantia.

Dadas as considerações teóricas e empíricas acerca do tempo de relacionamento entre o tomador e o banco, a segunda hipótese empírica é resumida em:

Hipótese 2: *A taxa de juros e a garantia diminuem com o tempo de relacionamento se a mesma reduz a assimetria informacional. Por outro lado, elas aumentam se o efeito do hold-up predominar.*

3. conclusão

Nesta primeira parte deste artigo, fizemos uma breve revisão da literatura acerca da relação entre taxa de juros e garantia, bem como do impacto do tempo de relacionamento nos contratos de crédito e sintetizamos em duas hipóteses.

O próximo passo, que será apresentado na próxima edição deste boletim *Informações Fipe*, é testar empiricamente essas hipóteses utilizando dados do SCR – Sistema de Informações de Crédito do Banco Central do Brasil. Em particular, para a relação entre taxa de juros e garantia, corroboramos os resultados obtidos por Rodrigues *et al.* (2004), também utilizando dados do SCR (dez/2003). No nosso caso, utilizaremos uma extração mais recente desta base (set/2005) e empregaremos distintas técnicas econométricas.

referências

- BERGER, Allen N.; UDELL, Gregory F. Collateral, loan quality and bank risk. *Journal of Monetary Economics*. 25, p. 21-42, 1990.
- _____. Relationship lending and lines of credit in small firm finance. *The Journal of Business*, v. 68, n.3, p. 351-381, 1995.
- BESTER, Helmut. Screening vs. rationing in credit markets with imperfect information. *The American Economic Review*. v. 75, n. 75, p. 850-855, Sept. 1985.
- BOOT, Arnoud W. A.; THAKOR, Anjan V. Moral hazard and secured lending in an infinitely repeated credit market game. *International Economic Review*. v. 35, n. 4, p. 899-920, Nov. 1994.
- DEGRYSE, Hans; Van CAYSEELE, Patrick. Relationship lending within a bank-based system: evidence from European small business data. *Journal of Financial Intermediation*. 9, p. 90-109, 2000.

MANOVE, Michael; PADILLA, A. Jorge; PAGANO, Marco. *Collateral versus project screening: a model of lazy banks*. *The RAND Journal of Economics*. v. 32, n. 4, p. 726-744, 2001.

ONO, Arito; UESUGI, Iichiro. *The role of collateral and personal guarantees in relationship lending: evidence from Japan's SME loan market*. Working Paper. Mar. 2008. Disponível em: <<http://www.ier.hit-u.ac.jp/pie/stage2/Japanese/discussionpaper/dp2008/dp371/text.pdf>>. Acesso em: 18 jun.2008.

RODRIGUES, Eduardo A. de Souza; TAKEDA, Tony; ARAÚJO, Aloísio P. de. Qual o impacto das garantias reais na taxa de juros de empréstimo bancário no Brasil? Uma breve avaliação com base nos Dados do SCR. *Economia Bancária e Crédito - Avaliação de 5 anos do Projeto Juros e Spread Bancário*. Banco Central do Brasil, dez.2004.

SHARPE, Steven A. Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: a stylized model of customer relationships. *The Journal of Finance*. v. 45, n. 4, p. 1069-1087, Sept. 1990.

1 Este artigo é o segundo de uma série de quatro textos sumariando os resultados encontrados em minha tese de doutorado, intitulada *Estudos empíricos sobre microeconomia bancária no Brasil*, recentemente apresentada ao Departamento de Economia da FEA-USP.



dívida pública e risco-país: um estudo acerca dos componentes não observados dessa relação (parte II)

1. *dinâmica do risco-país e componentes não-observáveis*

Em continuidade à análise desenvolvida na edição anterior deste boletim Informações FIPE, o presente artigo busca mensurar a presença de componentes indiretamente observados na dinâmica do risco-país Brasil. Conforme exposto anteriormente, fatores como o “estado de ânimo” ou “sentimento de mercado” podem influenciar a percepção de risco dos agentes econômicos, algumas vezes sem respaldo nos fundamentos da economia. Tais elementos explicam a percepção de que momentos de maior otimismo são acompanhados de risco-país baixo, ou seja, menor probabilidade de *default*; já em épocas de maior turbulência prevalece o conservadorismo das avaliações, e a medida de risco-país tende a ser mais alta.

2. *metodologia*

O método dos modelos de Espaço de Estado (*State Space Model*) com aplicação do recurso de Filtro de Kalman e da Suavização foi escolhido para o desenvolvimento desse estudo por apresentar algumas vantagens em relação aos métodos tradicionalmente utilizados. A idéia básica dessa abordagem assume que o comportamento de um sistema de trajetórias no tempo, nesse caso a medida de risco-país, é determinado por um conjunto de vetores não-observáveis (chamado de vetores ou componentes de estado) e por variáveis observadas (como: Saldo em Contas Correntes e Dívida/PIB), sendo essa relação especificada pelo modelo de Espaço de Estado. Baseado na estrutura desse modelo é possível inferir o comportamento dos fatores e, por conseguinte, fazer previsões por meio de técnicas recursivas de Suavização e/ou Filtro de Kalman.¹

Uma das vantagens da metodologia, segundo Durbin e Koopman (2001), é que os diferentes componentes

que explicam a série, como tendência, sazonalidade, ciclo, em conjunto com os efeitos das variáveis explicativas e de intervenção, são modelados separadamente antes de serem incluídos na estrutura de Espaço de Estado. Isso abre ao pesquisador a possibilidade de identificar e modelar qualquer situação particular que requer algum tratamento especial.

2.1. *banco de dados*

Os dados utilizados no estudo empírico foram extraídos do site do Ipeadata.² A Tabela 1 relaciona todas as séries utilizadas no decorrer desse estudo.

2.2. *modelo: medida de risco-país na forma de espaço de Estado*

A primeira etapa do exercício empírico compreende a modelagem da série de risco-país na forma de Espaço de Estado, de forma a definir a estrutura do modelo sobre o qual serão aplicados os recursos de estimação da segunda etapa – Filtro de Kalman e/ou Suavização. Para a primeira etapa de seleção do modelo foi utilizado o software STAMP; já as estimações da segunda etapa foram realizadas em MATLAB. Vale ressaltar que a medida de risco-país considerada é a série de *spread* do título público soberano – Bônus Global República 40 - emitido pelo governo brasileiro, sendo esse *spread* calculado como pontos-base em relação ao título do Tesouro dos EUA de mesma maturidade. Por se tratar de uma emissão governamental e amplamente negociada nas bolsas de valores internacionais, a diferença de retorno entre o Bônus Global 40 e o título americano de mesma maturidade, este último assumido pelo mercado como livre de risco, expõem o prêmio exigido pelos investidores para cobrir os eventuais riscos de deslocarem seus recursos em di-

tabela 1 – banco de dados utilizado no exercício empírico

Variáveis	Fonte fornecida pelo IPEADATA	Descrição
Dívida Pública Total	Dívida - total - setor público - líquida - R\$(milhões) - BCB Boletim	Quadro: Dívida líquida do setor público. Obs.: Compreende governo federal e Banco Central, governos estaduais, governos municipais e empresas estatais (federais, estaduais e municipais).
Medida de Risco-País	Bônus global República (40) - spread - (p.p.) - Valor Econômico	Em pontos-base sobre título do Tesouro dos EUA. Série obtida através da média da série diária.
Produto Interno Bruto (PIB)	PIB - preços de mercado - índice encadeado - dessaz. (média 1995 = 100) - IBGE/Trim.	Fontes: Para 1991-1994: Sistema de Contas Nacionais Trimestrais Referência 2000 (dados oriundos do banco Sidra). Para 1980-1990: Indicadores do IBGE: Produto Interno Bruto.
Reservas Internacionais	Reservas internacionais - US\$(milhões) - BCB Boletim	Quadro: Reservas internacionais no Banco Central do Brasil.
Resultado Primário	Resultado primário gov. federal - total - R\$(milhões) - Min. Fazenda	Quadro: Resultado primário do governo central.
Resultado Nominal	Resultado nominal (abaixo da linha) - R\$(milhões) - Min. Fazenda	Quadro: Resultado primário do governo central. (Pelo critério (abaixo da linha) com desvalorização cambial.
Saldo de Contas-Correntes	Transações correntes - saldo - US\$(milhões) - BCB Boletim	Quadro: Balanço de pagamentos. Obs.: Metodologia do Manual do Balanço de Pagamentos do FMI (5ª ed., 1993). Também denominada conta corrente.
Série de Dívida / PIB	Dívida - total - setor público - líquida - (% PIB) - BCB Boletim/F. Públ. - BM12_DTSPY12	Quadro: Dívida líquida do setor público.
Serviço da Dívida	Serviços e rendas - despesas - US\$(milhões) - BCB Boletim	Quadro: Balanço de pagamentos. Obs.: Metodologia do Manual do Balanço de Pagamentos do FMI (5ª ed., 1993).
Taxa de Câmbio	Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - compra - média - R\$ - BCB Boletim	Quadro: Taxas de câmbio do real. Obs.: Cotações para contabilidade. Os valores dos dois últimos meses são obtidos na Gazeta Mercantil.
Taxa de Inflação	Inflação - IPCA - (% a.m.) - IBGE	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).
Taxa de Juros	Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) - BCB Boletim/M.Finan.	Quadro: Taxas de juros. Para 1974-1979: fonte Andima. Dados mais recentes atualizados pela Sinopse da Andima.

Fonte: site do IPEADATA – www.ipeadata.gov.br.

reção à aquisição do título brasileiro. Ou seja, quanto maior o prêmio exigido por tais agentes, maior será o *spread* pago por tais títulos em relação ao americano, e, por esse motivo, pior a avaliação de risco por parte desses investidores.

A modelagem da série e, por conseguinte, a sua estimação, acompanham a metodologia descrita em Durbin e Koopman (2001). Para a definição do modelo determina-se, primeiramente, o conjunto de variáveis explicativas e diretamente observadas que podem estar relacionadas com a dinâmica do risco.³ Neste estudo as variáveis sugeridas foram: Taxa de Juros, Taxa de Câmbio, Taxa de Inflação, Medida de Risco-País, Resultado Primário do Governo, Serviço da Dívida do Governo e Saldo de Contas Correntes e Reservas Internacionais. Definidas tais variáveis, procede-se com a elaboração e seleção do modelo. Suponha que Y_t represente a trajetória da medida de risco-país e seja explicado pela seguinte relação:

$$Y_t = Z_t \alpha_t + \sum_{j=1}^k \beta_{jt} X_{jt} + \lambda_t W_t + \varepsilon_t$$

onde $j = 1, \dots, 9$ (número de variáveis explicativas)

Onde: α_t = Componente não observado diretamente;
 X_{1t} = Taxa de Juros; X_{2t} = Taxa de Câmbio; X_{3t} = Taxa de Inflação; X_{4t} = Medida de Risco-País;
 X_{5t} = Resultado Primário; X_{6t} = Serviço da Dívida;
 X_{7t} = Saldo de Contas Correntes; X_{8t} = Reservas Internacionais; X_{9t} = Razão Dívida/PIB; W_t = *Dummy* de Intervenção.

A estrutura desse modelo no ambiente de Espaço de Estado requer a segregação dessa relação em duas trajetórias: “trajetórias observadas” e “trajetórias não observadas diretamente”. Ou seja, a abordagem de *State Space Model* propõe estudar separadamente essas duas observações por meio da definição de duas equações: Equação Observada e Equação de Estado. A primeira equação apresenta a relação entre a variável a ser estudada, nesse caso a medida de risco-país (Y_t), os componentes não-observáveis (α_t), as variáveis explicativas (X_t) e as *dummies* de intervenção (W_t). A Equação de Estado, por sua vez, apresenta o formato

atribuído aos componentes não-observáveis (α_t), podendo assumir a forma de tendência estocástica, tendência com ou sem declividade (fixa ou estocástica), elemento de sazonalidade e/ou ciclo. Para esse modelo, optou-se por não incluir o elemento de ciclo no modelo, visto que o tamanho da amostra é pequeno para exibir esse comportamento. Logo, a Equação de Estado inclui os termos de tendência e declividade, sendo α_t chamado de Vetor de Estado, esse podendo ser escrito da seguinte forma:

$$\text{Vetor de Estado: } \alpha_{t+1} = (\mu_t \ v_t)$$

Nesse caso, o parâmetro v_t representa o componente de declividade não observado associado ao componente de tendência μ_t . A relação entre esses dois componentes é dada pelas duas equações:

$$\mu_{t+1} = \mu_t + v_t + \xi_t$$

$$v_{t+1} = v_t + \zeta_t$$

Onde ξ_t é o resíduo da equação de tendência e ζ_t o resíduo da equação de declividade, o que torna ambos os componentes estocásticos.

O modelo completo que relaciona a Equação Observada e a Equação de Estado é dado por:

$$\text{Equação Observada: } Y_t = Z_t \alpha_t + \sum_{j=1}^k \beta_{jt} X_{jt} + \lambda_t W_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$$

$$\text{Equação de Estado: } \alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta)$$

Onde:

Y_t – representa a medida de risco-país;

α_t – chamado de Vetor de Estado, relaciona os efeitos dos componentes de tendência e declividade não observados diretamente na série Y_t ;

Z_t – traz os coeficientes que relacionam o vetor de estado à série Y_t (esse coeficiente pode ser fixo ou variar no tempo);

T_t – chamada de Matriz de Transição, expõe a dinâmica do vetor de estado no tempo. Este pode ser fixo ou variar no tempo.

Os termos σ_{ϵ} e σ_{η} são chamados de parâmetros do modelo e são estimados via maximização de uma função de Verossimilhança de acordo com o valor assumido para o vetor de estado inicial – $\alpha_1 \sim N(\alpha_1, P_1)$.

O processo de escolha do melhor modelo implica estimar e analisar a significância dos coeficientes de todas as variáveis incluídas na modelagem – variáveis explicativas, *dummies* de intervenção, componentes de tendência e de declividade. Em adição, alguns ajustes devem ser considerados no modelo, como a inclusão de intervenções sob a forma de *dummies* e/ou a inclusão da variável dependente defasada como variável explicativa, de forma a corrigir a correlação dos resíduos e a normalidade dos mesmos. Isso implica analisar os resultados dos testes de normalidade (Q-Jung Box, teste alternativo de Doornik-Hansen), dos gráficos de correlograma dos resíduos estimados e dos critérios de informação (BIC e AIC).⁴ Todas essas análises requerem a estimação dos parâmetros do modelo, que, num primeiro momento, são desconhecidos, sendo necessário estimá-los a partir de uma suposição exógena para os valores iniciais. A alternativa empregada para essa estimação é a maximização de uma função de Verossimilhança sob a forma:

$$\text{Log}L_d = \log p(y) = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=2}^n \left(\log F_t + \frac{v_t^2}{F_t} \right)$$

Onde

$v_t = y_t - \alpha_t$; $p(y) = \prod_{t=1}^n p(y_t | Y_{t-1})$: densidade conjunta de y_1, \dots, y_n ;

$p(y_t | Y_{t-1}) = N(\alpha_t, F_t)$ e Y_{t-1} : o conjunto de observações passadas (y_1, \dots, y_{t-1}).

F_t : a variância condicional de y_t .

Os parâmetros obtidos são inseridos nas equações Observadas e de Estado, por meio das quais são calculados os Vetores de Estados e as matrizes Z e T . Essa iteração é realizada recursivamente até a

obtenção da convergência dos parâmetros que estão sendo estimados.⁵ Após várias estimações, o modelo selecionado para o risco-país Brasil teve a seguinte especificação:

Variáveis Explicativas: Dívida/PIB, Saldo em Contas Correntes, Risco(-1); (Consideradas significantes);

Dummies de Intervenção: Junho/2002 e Setembro/2002 – tendência Outubro/2001 e fevereiro/2004

Componentes não-observáveis: Tendência estocástica e sem declividade.

Matrizes de Transição (T e Z): Invariantes no tempo.

Por conseguinte, procedeu-se com a estimação do modelo, por meio do recurso de Suavização, com o objetivo de obter a estimação dos componentes não observados que influenciam a dinâmica da série. Essa etapa do trabalho foi realizada por meio de programação em ambiente MATLAB. Desse procedimento resulta que o Vetor de Estado – α – (Componente Não Observado) é estimado, ou seja, essa metodologia atribui valores ao vetor α da equação. De forma a facilitar a análise dos componentes estimados, o resultado é apresentado na forma de um índice, calculado por meio da divisão de cada observação estimada pela média de toda a série – $\frac{\alpha_t^e}{\text{média}}$ –; ou seja, esse índice apenas modifica a escala da trajetória sem alterar a sua dinâmica, o que permite analisar em que momentos os componentes não observados atuaram em patamares acima ou abaixo da média (valor do índice igual a 1) de todo o período em estudo.

3. resultados – sentimento de mercado

A série estimada de Componentes Não Observados exibe os momentos nos quais a dinâmica da medida de risco-país não é plenamente explicada pelas variáveis explicativas inseridas no modelo, em especial a variável Dívida/PB, que busca refletir a capacidade de pagamento da economia. No entanto, as avaliações de risco não se circunscrevem apenas a “variáveis fundamento” objetivamente conhecidas e diretamente mensuráveis. Sabidamente, um fator importante que afeta o risco-país é aquilo que podemos chamar de

“estado de ânimo” ou “sentimento de mercado”, que, todavia, não é diretamente mensurável e, por isso, não é passível de ser objetivamente considerado na metodologia tradicional, ou seja, embora presente de fato na economia, o mesmo permanece como algo subjetivo e não quantificado, incorporado ao resíduo das estimações tradicionais. Assim sendo, o componente estimado reflete, pelo menos em parte, esse fator chamado de “sentimento de mercado”.

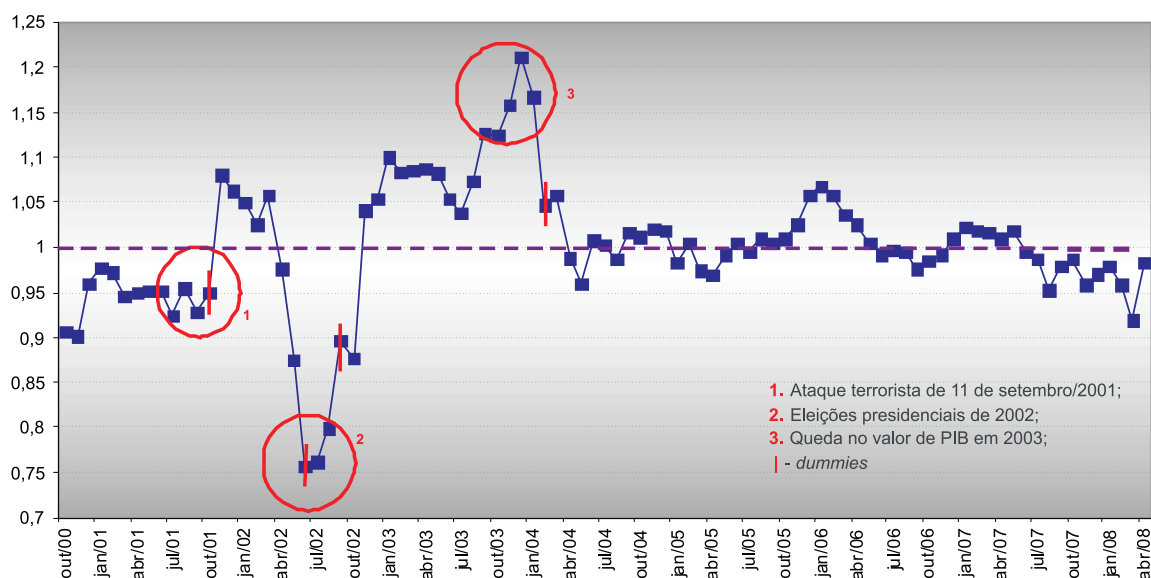
A análise do Gráfico 1 com o índice calculado a partir dessa estimativa ilustra com relevante significância a atuação desse sentimento nos diferentes momentos do tempo. Os valores próximos a 1 (um) podem ser interpretados como representando o nível médio do ânimo dos mercados durante o intervalo de tempo do estudo; os valores acima dessa média os momentos de relativo maior otimismo e, da mesma forma, os valores abaixo de 1 como os momentos de relativo maior pessimismo da economia. Seguindo esse raciocínio, o gráfico mostra que para o período anterior ao ataque terrorista nos Estados Unidos (setembro/2001) o sentimento do mercado era relativamente pessimista dado que o índice permanece próximo de 0,95, moderadamente abaixo de 1. Nessa interpretação, esse relativo “pessimismo” poderia estar ainda refletindo os efeitos da crise da Ásia (1997-1999) sobre países emergentes como o Brasil. No mês posterior a

setembro, a economia é tomada por um sentimento mais otimista do mercado que eleva o mesmo índice para próximo de 1,1, movimento esse em linha com a retomada da confiança dos agentes após o episódio do ataque terrorista nos Estados Unidos e a sucessiva redução nas avaliações de risco.

Após esse momento, a economia brasileira volta a presenciar a atuação de sentimento pessimista decorrente da incerteza quanto ao resultado das eleições presidenciais de 2002. Aqui, novamente, a série do índice volta a ficar abaixo de 1, atingindo o número próximo de 0,75, ou seja, lado pessimista do gráfico.

No período seguinte, o restabelecimento da confiança dos agentes com as diretrizes do governo Lula eleva o índice de ânimo do mercado para cerca de 1,1, nível próximo ao visualizado no período anterior às eleições de 2002, ou, de outro modo, no lado otimista do gráfico, indicando a maior atuação desse fator positivo sobre a percepção de risco dos agentes. Movimento semelhante também pode ser visto nos primeiros meses de 2004, quando a retomada de crescimento do PIB brasileiro parece induzir percepções otimistas e o índice atinge o valor acima de 1,2, maior valor alcançado na história da série estudada, ou seja, momento onde o componente de ânimo do mercado, nesse caso o otimismo, parece atuar de maneira mais determinante sobre as avaliações de risco.

gráfico 1 – índice da série de componente não observado estimado para o modelo de risco-país



No período posterior a abril/2004, o índice de ânimo de mercado oscila em torno da média até meados de julho/2007, quando a mesma medida volta a permanecer ligeiramente abaixo de 1, lado pessimista do gráfico. O período coincide com uma fase relativamente tranquila da economia, com ausência de grandes choques e turbulências tanto no cenário interno como externo. Esse comportamento pode indicar uma relativa estabilidade da influência do sentimento do mercado sobre as avaliações de risco dos agentes. Em fins de 2007, fatores como a crise imobiliária americana começam a impactar de forma negativa o ânimo dos mercados, levando o índice para patamares abaixo, porém próximos, de 1, sinalizando o início da atuação de fatores pessimistas sobre a dinâmica do risco.

4. considerações finais

A interpretação do Gráfico 1 como a representação da trajetória do índice de “sentimento de mercado” no tempo é plenamente viável e relevante nesse estudo. Tal medida, mensurada por meio da estimação do modelo de risco-país Brasil na forma de Modelo de Espaço de Estado, e exibida aqui sob a forma de índice – i.e., do Componente Não Observado –, pode ser entendida como mais uma variável explicativa na modelagem do risco-país.

Fica evidente que o comportamento desse componente assume uma forma mais volátil durante o período mais instável da série – setembro/2000 a abril/2004 – em resposta, principalmente, a três intervenções ocorridas nesse período: ataque terrorista de 11 de Setembro/2001, eleições presidenciais no Brasil em 2002 e estagnação do PIB em 2003.

Assim, o estudo traz importantes contribuições ao tentar demonstrar em quais momentos o comportamento da série de risco-país encontra respaldo nas variáveis de fundamentos econômicos ou responde de forma mais acentuada a fatores não facilmente mensuráveis. Uma maior atuação desses componentes pode indicar um excesso de otimismo ou pessimismo entre os agentes da economia, distanciando o movimento dessas variáveis dos seus reais fundamentos. Nesses casos,

a atuação da política pública deve ocorrer de forma cautelosa para controlar a expectativa do mercado, dado que as avaliações dos agentes carregam elevado componente de “sentimento de mercado”. Ao contrário, em momentos nos quais a percepção de risco tem pouco espaço para atuação de tais fatores, o governo pode atuar de maneira mais decisiva na melhoria dos fundamentos macroeconômicos do país.

Portanto, essa informação torna-se relevante para a tomada de decisões, tanto na esfera pública ou privada, visto que auxilia no entendimento do cenário econômico que se instala no momento, bem como indica o grau de vulnerabilidade do país a fatores externos ao controle do governo.

referências

DURBIN, J.; KOOPMAN, S. J. *Times series analysis by state space methods*. First Edition. Oxford University Press, 2001.

GOMES, K.R. *Dívida pública e risco-país: um estudo acerca dos componentes não observados dessa relação*. 2008. Dissertação (Mestrado), IPE-USP/ Departamento de Economia. São Paulo.

- 1 Para maiores detalhes sobre essa metodologia, consultar Durbin e Koopman (2001).
- 2 IPEADATA – Banco de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) - Trata-se de um órgão do governo brasileiro responsável por diversos estudos e indicadores no campo da economia.
- 3 Para uma explicação mais detalhada sobre o desenvolvimento desse modelo, consultar Gomes (2008).
- 4 Para entender melhor o significado desses testes, ver Durbin e Koopman (2001).
- 5 Para maiores detalhes sobre essa metodologia, consultar Durbin e Koopman (2001).

(*) Mestre em Economia pelo IPE – FEA – USP .
(E-mail: keitigomes@hotmail.com).

a mulher no turbulento início do século 21¹



Exaltada por historiadores e analistas políticos, a “revolução silenciosa” das mulheres teve um pico internacional de “protestos agressivos” na década de 1960, mas tende, atualmente, a buscar a parceria masculina para que ambos possam se fortalecer pela cooperação ao invés de se enfraquecerem pela oposição.

Essa tendência, aliás, já foi destacada pela própria Betty Friedan,² a grande líder feminista dos EUA nos anos 1960, ao reconhecer, recentemente, que as mudanças no decorrer das últimas décadas impõem a aliança entre homens e mulheres para sua luta contra os efeitos perversos da competitividade da economia de mercado.

1. do lar para importantes e variadas atividades

No século 20, marcado por intenso e rápido progresso tecnológico, a trajetória do trabalho da mulher passou do limitado mundo do lar e da família para postos de responsabilidade em todos os setores, inclusive naqueles até então considerados *domínios exclusivos dos homens*. Atualmente, porém, a Internet, modernos notebooks e sofisticados celulares facilitam a combinação de atividades do lar e de prestação de serviços profissionais à distância.

As principais consequências econômicas, sociais e políticas da entrada da mulher no mercado de trabalho tornaram-se mais visíveis quando jovens solteiras e casadas da classe média começaram a se profissionalizar no decorrer do século 20, período que Hobsbawm denominou *Era de Ouro*.³

2. da Era de Ouro à crise no final de 2008

Essa *Era* teve 30 anos de prosperidade, com início após as grandes catástrofes internacionais do século

20 (duas Grandes Guerras, Grande Depressão, ditaduras nazista, fascista e outras formas de governo autoritário) e término na segunda metade da década 1970, quando a recessão e a estagnação econômica mergulharam o mundo em tumultos e incertezas.

Durante os 30 anos de dinamismo econômico, o mundo ficou mais rico, produziu bens e serviços em grande quantidade e variedade; o padrão de vida melhorou; o progresso nos setores de comunicação e de transporte encurtou as distâncias entre pessoas e nações, entre pensamento e ação. Acelerou-se o crescimento demográfico e, com ele, houve o aumento da população universitária, marcada pela presença feminina, a princípio tímida, mas crescente a partir da década de 1960. A agricultura perdeu espaço para florescentes atividades urbanoindustriais, o êxodo dos rurícolas “inchou” a periferia das metrópoles, e o trabalho do proletariado urbano deixou de ser predominantemente braçal.

Ao mesmo tempo, a Europa se enfraqueceu como polo de poder, riqueza, cultura e civilização e, com ela, o eurocentrismo, enquanto os EUA fortaleceram-se política, econômica e tecnologicamente, ultrapassaram a fase do bipolarismo com a implosão da URSS e dominaram hegemonicamente o mundo até a decadência da “era Bush” e o surgimento de novas perspectivas com a eleição de Obama (final de 2008).

A “alternativa Barack Obama” nos EUA significou, para o mundo, a esperança em uma “outra América” – corajosa, não violenta, democrática, defensora dos direitos humanos, disposta a aceitar a pluralidade e a reabrir o diálogo com os recém-chegados à cena da história (inclusive países emergentes e “povos inimigos”).

Ainda no final de 2008 houve outro fato importante: a grande reviravolta que abalou a economia mun-

dializada com o estouro da bolha de crédito imobiliário nos EUA (*subprime*) desencadeando a pior crise mundial desde a Grande Depressão dos anos 1929/30 derrubou Bolsas, espalhou pânico pelos mercados financeiros mundiais e sacudiu a economia real de todos os países.

Com o decorrer do tempo, várias rupturas afetaram também – e profundamente – a Família como principal núcleo de continuidade da espécie humana e de sua socialização. A mulher assumiu importantes papéis sociais e profissionais como profissional liberal, empresária, assalariada de empresas públicas e privadas, operária da indústria ou trabalhadora rural. E como mãe, continua sendo importante agente de transmissão de valores e de progresso social.

Todavia, estão ocorrendo várias distorções de difícil correção. Por exemplo, diante da crise que se instala, a atual necessidade de enxugar custos indica tendência de aumento da substituição de homens por mulheres com a mesma escolaridade, nas empresas privadas e públicas, porque elas aceitam remuneração menor.

Mas além da discriminação salarial, persiste a dupla jornada de trabalho das mulheres, apesar de aliviada, atualmente, pela moderna tecnologia aplicada aos trabalhos do lar, bem como as facilidades de “*fast food*” nas cidades. No Brasil, entretanto, faltam adequadas estruturas de apoio, especialmente creches, transporte escolar, cursos de 1º e 2º grau em tempo integral, programas educacionais que enfoquem o modelo de família e de lar que está sendo esboçado, bem como uma nova divisão de trabalho dos casais no lar, quando ambos trabalham para prover as necessidades da família.

3. *perspectivas de mais mudanças*

3.1 *força política crescente*

Torna-se também evidente que a força política das mulheres está crescendo desde o aumento do movimento feminista nos EUA, na década de 1960, liderado por elites intelectuais femininas e apoiado

por mulheres da classe média e de outros segmentos sociais, em todo o mundo ocidental, inclusive nos países emergentes.

3.2 *grandes mudanças na estrutura da Família*

Por outro lado, as mudanças que em todo o mundo, neste final de século, vêm abalando as principais instituições sociais, estão provocando importantes transformações nas características básicas da família, como declínio do casamento formal, enfraquecimento do patriarcado, divisão legal do pátrio poder entre o marido e a esposa, e deterioração da família nuclear, que foi o grande modelo da sociedade ocidental nos séculos 19 e 20.

3.3 *outras mudanças*

Relativamente aos padrões de conduta sexual, parceria e procriação registra-se o aumento dos divórcios, das separações e do número de *mulheres-chefes-do-lar*, sem a corresponsabilidade de um companheiro. A crescente profissionalização da mulher impõe a postergação da maternidade até por volta dos 40 anos para que a mulher possa se afirmar, o que aumenta os problemas da distância cultural entre as gerações dos pais e dos filhos.

Ao mesmo tempo, modifica-se o papel da juventude feminina e masculina, que deixa de ser apenas um estágio preparatório para a vida adulta. Aliás, o próprio conceito de idade torna-se multidimensional, desvinculado dos modelos comportamentais rígidos que até então norteavam as seqüências das diferentes fases do ciclo da vida humana (infância, adolescência, maturidade e velhice).

4. *necessidade de reformulação organizacional*

É cada vez mais urgente a necessidade de formas organizatórias mais abrangentes, tanto no lar quanto nos locais de trabalho, para atendimento da demanda atual das mulheres e casais que trabalham fora o dia inteiro, e também de mulheres sozinhas e homens divorciados ou separados, para que possam assumir,

individualmente, a responsabilidade de cuidar dos filhos (consolida-se o modelo da “mãe solteira” e ganha espaço o modelo do “pai solteiro”).

Em síntese, além da necessidade de reformas que ofereçam melhor infraestrutura para a mulher, é preciso reciclar a mulher jovem e adulta para a nova cultura de igualdade do gênero, já que ela é a principal responsável pela transmissão, aos filhos, da herança cultural e dos padrões de comportamento social.

1 Na Sessão Solene de instalação do I Fórum Nacional de Gênero, Cooperativismo e Associativismo (Brasília, 19 a 21 de novembro de 2008), promovido pelo Ministério da Agricultura, Denacoop e Coordenação de Autogestão Cooperativista, foi homenageada a Prof^a Dr^a Diva Benevides Pinho por seus estudos e pesquisas sobre o Gênero Cooperativo.

Ao agradecer às autoridades, a homenageada dirigiu-lhes um apelo de apoio à participação plena e conjunta de mulheres e homens nas atividades das cooperativas, e de priorização da educação e do treinamento como meios de fortalecimento da igualdade do gênero nas cooperativas.

2 Em entrevista à revista brasileira *Veja* (30/08/1995), Betty Friedan defendeu a necessidade de união entre homens e mulheres para a construção de uma comunidade que transcenda a divergente política de grupos de homens e mulheres separadamente.

3 Hobsbawm, Eric. *A era dos extremos*. São Paulo: Cia das Letras, 1995.

(*) Economista, advogada e professora titular da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, Diva Benevides Pinho organizou e presidiu a Comissão de Gênero e Desenvolvimento Integrado em Cooperativas (GEDEIC), da Organização das Cooperativas Brasileiras junto à ACI, durante a gestão de Roberto Rodrigues na direção da Aliança Cooperativa Internacional (Genebra, Suíça), de 1967 a 2000.
(E-mail: dbpinho@uol.com.br).



política cultural brasileira: de Freitas Valle a Rouanet

1. introdução

Desde o início de 2007, diversas iniciativas e discussões têm movimentado artistas, críticos e instituições públicas a respeito dos rumos da política cultural brasileira. Ponto capital da pauta são os eventuais efeitos da Proposta de Emenda Constitucional 150/2003, que sugere um aumento no volume de recursos destinados à Cultura. Juntamente com a PEC, destaca-se o chamado Plano Nacional de Cultura, lançado na Câmara em junho de 2008 pelo então secretário-executivo e atual ministro da Cultura Juca Ferreira, que propõe uma expansão da abrangência da Lei Rouanet, principal mecanismo de captação de recursos para atividades culturais no País.

Além de demonstrar a atualidade do tema, a discussão convida as diversas cadeiras da Academia a uma reflexão a respeito da questão cultural no Brasil. Trata-se, neste sentido, de um momento oportuno para uma análise econômica pragmática a respeito do papel do Estado quando do fomento de atividades de tal gênero, a promoção de políticas públicas no campo artístico, dentre outros temas ligados à Economia da Cultura.

É, portanto, com tal objetivo que iniciamos uma série de três artigos. No primeiro, realizamos uma breve revisão histórica, abordando alguns dos principais momentos e tópicos referentes às políticas culturais no Brasil do século 20, desde seus antecedentes, nos anos da República Velha até a configuração do atual esquema de captação, cujas linhas foram sedimentadas na gestão Francisco Weffort. Em segundo artigo, debruçamo-nos especificamente sobre os dados e os valores referentes à captação de recursos através da Lei Rouanet para o período 1999-2008, buscando

analisar eventuais tendências e padrões. Por fim, complementamos a discussão com um exemplo focalizado, analisando a situação no campo da indústria cinematográfica, um dos mais importantes subsectores culturais favorecidos pelas leis de captação.

2. elite e produção cultural na Belle Époque

É difícil falar da história da política cultural no Brasil sem se referir a nomes e fatos específicos. Grande parte disso deve-se à importância dos *mecenas* no meio cultural nacional. O *mecenas* é um ator que, embora lateral à estrutura intelectual, possuiu (e ainda possui) suma importância no campo artístico. Mediante a utilização de seu poder político e social (no contexto da República Velha, uma herança da estrutura patriarcal dos tempos do Império), controlava o campo intelectual e a 'arte oficial' com a distribuição de auxílio financeiro ou apoio institucional a um grupo de artistas privilegiados.

No final do século 19 e início do século 20, encontraremos os melhores exemplos de *mecenato* privado e desse caráter essencialmente "pessoalista" quando da distribuição de estímulos ao mundo cultural. Basta observar os exemplos que o crítico literário Brito Broca descreve em seu *Vida Literária no Brasil*, para se ter uma ideia da complicada rede de relações entre escritores e sumidades públicas na Capital Federal dos anos 1900. Também em São Paulo se observará a influência das poderosas famílias cafeicultoras, como os Prado ou os Penteado, detentores dos mais influentes "salões" culturais.

Curiosamente, é do próprio cerne desses "barões da cultura" que surgirão as primeiras iniciativas para uma formalização e institucionalização do estímulo

cultural. Em 1912, por exemplo, iniciaram-se as atividades do Pensionato Artístico de São Paulo, instituto que fornecia bolsas a artistas locais que quisessem aprimorar seus estudos na Europa. A criação do Pensionato deve-se, em grande parte, aos esforços do político, cafeicultor e possivelmente o mais influente mecenas de São Paulo, o Senador José Freitas Valle (CAMARGOS, 2001).

Uma análise histórica mais acurada, entretanto, nos mostra como mesmo após a criação desses primeiros organismos oficiais o pessoalismo seguiu dominando na política cultural. Exemplo disso é que tanto o escultor Vitor Brecheret quanto a artista plástica Anita Malfatti, dois símbolos do modernismo paulista e amigos pessoais de Freitas Valle, conseguiram obter as bolsas do Pensionato, ainda que ambos já tivessem ultrapassado a idade-limite para obtenção do benefício (*Ibidem*, p.161-167).

3. a Era Vargas e o Ministério Capanema

Como em vários outros ramos da vida social e econômica do País, a Era Vargas representa uma grande inflexão nos rumos da política cultural. Muito disso está ligado à figura de Gustavo Capanema Filho, que, em 1934, assumiu o Ministério da Educação e Saúde Pública, órgão que, à época, era responsável pela condução dos assuntos culturais. O Ministério de Capanema trouxe uma série de inovações ao panorama cultural brasileiro, sendo a construção do edifício-sede no Rio de Janeiro, obra assinada pelo arquiteto Le Corbusier, o símbolo da modernidade de sua gestão (Cf. SCHWARTMAN *et alli*, 2000).

Boa parte do sucesso das iniciativas do ministro deve-se à presença de artistas e intelectuais em seu gabinete: dentre as figuras que assessoraram ou mantiveram relações executivas com Capanema destacam-se Mario de Andrade, Cândido Portinari, Lúcio Costa e Afonso Arinos de Melo Franco, sem falar no poeta Carlos Drummond de Andrade, que deteve o título de chefe de gabinete (Cf. *Ibidem*; MICELI, 1979).

Outro artista que desempenhou papel de relevo ao longo da Era Vargas foi o maestro e compositor Heitor

Villa-Lobos, que assumiu, em 1932, a Superintendência de Educação Musical e Artística (SEMA). De fato, pode-se dizer que a música desempenhou papel fundamental no plano de formação de uma identidade política e cultural no Brasil nos anos Vargas, não apenas pelas iniciativas de Villa-Lobos, mas também pela criação da Rádio Nacional, importante veículo tanto de integração nacional quanto da propaganda varguista.

4. São Paulo dos anos 1950 e os anos militares

Se o pós-guerra representa uma diminuição do dinamismo Estatal dentro do mundo artístico, não se pode dizer que o período não tenha registrado acontecimentos culturais significativos. Será, desta vez, na opulenta metrópole paulistana, às vésperas de comemorar seu IV Centenário, que encontraremos a emergência de um novo padrão de fomento cultural.

Maria Eliezer Galvão nos sugere que tanto o vertiginoso crescimento paulistano do começo dos anos 1950 quanto a ascensão da elite industrial fizeram da cidade um palco de grande efervescência cultural (GALVÃO, 1981). São exemplos dessa “euforia cultural” o surgimento de diversos cinemas e teatros pela cidade – destacando-se a chamada Cinelândia Paulistana, um verdadeiro polo exibidor na região do Centro Novo e a criação do TBC (Teatro Brasileiro de Comédia). É também no período que surgem as grandes coleções de artes plásticas, como o Museu de Arte de São Paulo (MASP), e que se organiza a primeira Bienal Internacional de Arte de São Paulo, sem falar na criação da grande empreitada cinematográfica brasileira, a Companhia Cinematográfica Vera Cruz, em 1949.

O ponto em comum entre todas essas atividades foi a natureza privada de sua organização. Uma vez mais, figuras de importantes famílias paulistanas despontam na promoção de tais eventos. O industrial Francisco Matarazzo Sobrinho (Ciccillo Matarazzo) e sua esposa Yolanda Penteado são os símbolos da elite local dos anos 1950 e a eles vincula-se a criação da Vera Cruz, da Bienal e também do MAM (Museu de Arte

Moderna). É possível, nesse sentido, ver na São Paulo dos anos 1950 uma oposição aos anos varguistas, com um relativo recrudescimento do centralismo estatal na condução do fomento cultural e certa retomada das iniciativas ligadas aos grandes mecenas ou grupos da sociedade civil.

O vigor da São Paulo do IV Centenário, entretanto, não poderia estender-se eternamente e já em meados dos anos 1960 dá mostras de exaustão. Não vem ao caso esmiuçar os condicionantes locais que determinaram a perda do dinamismo cultural da cidade. Mais importante, parece-nos, são os eventos que abalaram a ordem social nacional: o golpe de 1964 alterará uma vez mais os rumos da política cultural brasileira.

Em linhas gerais, embora os anos do regime militar sejam marcados por idas e vindas da política cultural, pode-se dizer que, pelo menos até 1975, observa-se um novo viés centralizador, com a renacionalização do fomento às artes. Alguns exemplos dessa tendência são: a criação da Embrafilme, de 1969 (sobre a qual voltaremos a falar posteriormente), a organização do Departamento de Assuntos Culturais (DAC), em 1972, bem como o lançamento do Programa de Ação Cultural (PAC) em 1973 (Cf. ARRUDA, 2003).

5. de Ney Braga a Sérgio Paulo Rouanet: o surgimento das leis de incentivo

Em 1974, no início do governo Geisel, o paranense Ney Braga assumiu a pasta do Ministério da Educação. Seu ministério representou uma nova inflexão nos rumos da política cultural no Brasil. A bibliografia é unânime em reconhecer que o ponto central de sua gestão, no tocante à questão cultural, foi a criação da Fundação Nacional da Arte (FUNARTE), em 1975, órgão cuja finalidade era “promover, estimular e desenvolver atividades culturais no Brasil”. A pesquisadora Maria Arminda Arruda, por exemplo, vê na criação da FUNARTE a abertura para um dos mais importantes momentos da História da Política Cultural brasileira: a fundação do Ministério da Cultura em 1985, no governo Sarney.

A fundação do ministério ficou, uma vez mais, a cargo de um intelectual de renome, desta vez o economista Celso Furtado (ARRUDA, 2003). As diretrizes culturais do final dos anos 1980 e início dos anos 1990 acompanharam as demais transformações políticas e econômicas do País. Também na cultura, o Estado foi abandonando o papel “indutor” para tornar-se “regulador”. Em 1986 surgiu a Lei Sarney, primeira versão de uma lei de incentivos. Em 1991, reformada e ampliada, a Lei Sarney foi rebatizada de *Lei Rouanet*, referência ao então secretário de cultura, o filósofo Sérgio Paulo Rouanet. Em 1992, no governo Itamar Franco, a Cultura voltou a ter status de ministério¹, sendo Antônio Houaiss seu ministro, entre 1992 e 1993. Foi também nesse ano que surgiu a Lei do Audiovisual.

Foi em meio a tal processo que, em 1995, o acadêmico paulista Francisco Weffort assumiu a pasta no governo Fernando Henrique Cardoso, lá permanecendo até o final do segundo mandato de FHC. A gestão Weffort, como pretendemos demonstrar no próximo artigo da série, foi marcada pela intensificação e ampliação dos mecanismos de estímulo, em grande concordância com as demais reformas liberalizantes empreendidas nos anos 1990. Até que ponto, entretanto, os anos Weffort e de seus sucessores, Gilberto Gil e Juca Ferreira, representaram, de fato, um momento de saída do Estado na condução e no fomento cultural, será o tema de nossos próximos artigos.

6. conclusão

O artigo acompanhou a evolução da política cultural brasileira desde seus antecedentes na República Velha até o início dos anos Fernando Henrique Cardoso e da gestão Francisco Weffort. A despeito de grandes transformações ao longo do século, a política cultural mostrou um certo padrão “cíclico”, intercalando períodos de aumento da presença do Estado (como no Ministério Capanema, durante os anos Vargas ou as diversas iniciativas levadas a cabo durante a Ditadura Militar) e períodos dominados pela iniciativa privada (como na São Paulo dos anos 1950).

Outra tendência que pôde ser observada ao longo das décadas foi a forte presença de artistas e de intelectuais em postos-chave, assessores, conselheiros ou mesmo como figuras centrais – secretários e ministros – das pastas ligadas à cultura. De Carlos Drummond de Andrade e Heitor Villa-Lobos nos anos 1930, passando por Celso Furtado, Antônio Houaiss, Sérgio Paulo Rouanet, Francisco Weffort até o recente Ministério Gilberto Gil, a presença de artistas e intelectuais vem se mostrando uma constante no decorrer da História da Política Cultural brasileira.

referências

ARRUDA, Maria Armanda do Nascimento. A política cultural: regulação estatal e mecenato privado. *Tempo social*. v.15, n. 2. São Paulo, Nov. 2003.

CAMARGOS, Márcia. *Villa Kyrial: crônica da Belle Époque paulistana*. São Paulo: Editora Senac, 2001.

GALVÃO, Maria Rita Eliezer. *Burguesia e cinema, o caso da Vera Cruz*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, EMBRAFILME, 1981.

MICELI, Sérgio. *Intelectuais e classe dirigente no Brasil (1920-1945)*. São Paulo: Difel, 1979.

SCHWARTZMAN, Simon *et alli*. *Tempos de Capanema*. São Paulo: Paz e Terra/ EDUSP, 1984.

1 O presidente Fernando Collor de Mello havia rebaixado a pasta à categoria de Secretaria.

(*) Graduando em Economia pela FEA-USP.
(E-mail: juliolucchesi@gmail.com).



eficiência econômica e reclamações trabalhistas – evidências empíricas

1. introdução

O artigo desta edição conclui a sequência de estudos do tema “Reclamações Trabalhistas e Eficiência Econômica”, iniciada há três edições. O primeiro artigo introduziu o tema e mostrou a principal relação entre eficiência e métodos de resolução de conflitos trabalhistas, no Brasil e no mundo. Mostramos que sistemas de acordos prévios, se bem utilizados, podem gerar maior eficiência econômica, aumentando o bem-estar da sociedade.

Já no segundo artigo, vimos que caso um sistema de acordos prévios ocorra sob determinadas condições em que há informação incompleta e estruturas de incentivos “desvirtuadas”, tal eficiência pode não ser atingida, e mais ainda, os custos para a sociedade neste caso podem até aumentar.

Mais especificamente, vimos que um sistema próprio utilizado no Brasil – as CCPs (Câmaras de Conciliação Prévia) podem ser analisadas através de um modelo teórico de barganha de Nash, cuja abordagem nos forneceu o seguinte resultado: nos acordos prévios realizados nas CCPs, em que o sistema de resolução caracteriza-se como um sistema de jogos repetidos¹ com a informação incompleta a respeito de quais seriam os resultados de tais acordos na Justiça (*a priori*) pelos jogadores,² se um dos jogadores adota estratégias de jogo cuja demanda mínima é muito superior ao *payoff* que poderia obter se cumprisse sua ameaça de levar o caso à Justiça, ocorre um problema grave denominado “Miopia Intertemporal”, o qual culmina com o fim do sistema de acordos prévios entre estes agentes³ nas CCPs.

Neste caso, o sistema de resolução por acordos prévios não funciona, e, por conseguinte, seu principal obje-

tivo – aumentar a eficiência econômica da sociedade desafogando a Justiça e diminuindo os custos legais para firmas e trabalhadores – não é atingido. Mais ainda, caso a utilização das CCPs seja obrigatória,⁴ a resolução dos conflitos torna-se ainda mais custosa à sociedade, indo contra seu principal objetivo.

Além disto, vimos que caso o problema de Miopia Intertemporal venha a acontecer, suas motivações podem ser as preferências intertemporais dos jogadores, que podem ser interpretadas ou como uma alta taxa de desconto do jogador que sofre de tal Miopia, ou como a superestimação da taxa de desconto intertemporal do outro jogador⁵ por parte do jogador “miope”.

No atual artigo buscaremos verificar, de acordo com evidências empíricas, se os resultados do modelo teórico descrito no artigo anterior de fato se aplicam à realidade. É uma tentativa de verificar se, na prática, o não funcionamento do sistema de CCPs em determinado setor da economia ocorreu devido à possível ocorrência de “Miopia Intertemporal”. Além disso, buscaremos analisar se tal problema, caso esteja ocorrendo, tem como motivação as preferências intertemporais (ou a taxa de desconto intertemporal) destes jogadores nos casos de reclamações trabalhistas.

Por fim, concluiremos a sequência dos três artigos aqui publicados retomando as principais conclusões de cada um e fazendo algumas ressalvas e considerações finais a respeito do tema.

2. banco de dados

Para realizar nossas estimativas empíricas, realizamos uma pesquisa de campo para coletar dados de 10 empresas do setor de segurança privada do Estado de São Paulo.⁶ Ao total, foram obtidos 413 casos de

reclamações trabalhistas, dos quais 164 foram solucionados com acordos feitos na Justiça do Trabalho e 249 foram solucionados com acordos feitos em Câmaras de conciliação prévia.⁷

Para cada caso, foram observados os seguintes conjuntos de variáveis: processamento da reclamação – variável dummy que assume o valor zero se o caso foi resolvido por conciliação prévia, e 1 se o caso foi resolvido na Justiça do Trabalho; data da reclamação; número de empregados da empresa; características individuais dos reclamantes (gênero, anos de estudo, naturalidade, estado civil, número de dependentes, período trabalhado na empresa e a última remuneração mensal recebida); pauta da reclamação (itens que foram pedidos pelo reclamante em cada uma das reclamações⁸); valores envolvidos (valor final recebido pelo reclamante, qual o valor oferecido pela empresa, e qual o valor pleiteado pelo reclamante inicialmente); data da solução final do caso.

Recolhidos os dados, alguns tratamentos necessários foram dados a este conjunto de variáveis observadas.⁹ Essencialmente, como cada trabalhador foi envolvido nas reclamações e como cada um dos casos teve um início e solução final em diferentes datas, todos os valores envolvidos e também a última remuneração mensal recebida pelo empregado foram devidamente corrigidos a fim de tornar possível a comparação de cada um dos casos pela regressão. Corrigimos a última remuneração recebida pelo valor acumulado da inflação (utilizando o IPCA) entre a data da demissão do trabalhador e o mês de agosto de 2007. Já o valor final recebido foi corrigido também pela inflação acumulada entre a data da solução final do caso e o mês de agosto de 2007.

3. metodologia

Para verificarmos se o problema de Miopia Intertemporal de fato existe em um determinado segmento que tenha um sistema de acordos prévios, escolhemos um banco de dados em que tal sistema de conciliação prévia já existiu, mas passou a ser desacreditado até entrar em decadência e desaparecer. Em seguida, buscamos verificar se as condições deste sistema de conciliação eram consistentes com as condições para a ocorrência de Miopia Intertemporal: verificamos

se os diversos acordos prévios podiam ser classificados como uma série de jogos repetidos, ou seja, verificamos se nossa série de casos de reclamações trabalhistas resolvidas nas conciliações prévias apresentava sistematicamente as mesmas empresas e trabalhadores (ou representantes dos trabalhadores) em diversos casos com as mesmas características de pauta de reclamação e valores envolvidos.

Em seguida, passamos a verificar se seu fracasso se deveu ao problema de Miopia Intertemporal. Para que isto tenha ocorrido, é necessário que a demanda mínima de um dos jogadores tenha sido demasiadamente alta com relação ao *payoff* que este jogador obteria se levasse o caso à Justiça do Trabalho. No entanto, é impossível mensurarmos a demanda mínima dos jogadores, pois esta é uma variável individual não revelada durante a negociação e que dificilmente pode ser expressa em algum tipo de unidade de medida. O mesmo problema ocorre na mensuração dos *payoffs* que estes jogadores obtêm, pois estes também são variáveis sem uma unidade de medida bem definida e de cunho individual de difícil observação.

Para contornar estes problemas, utilizamos a seguinte estratégia: apesar de não conseguirmos medir nem os *payoffs* nem as demandas mínimas dos jogadores, sabemos que quanto maior for a indenização ou o valor do acordo pago ao empregado, maior deve ter sido seu *payoff* e menor deve ter sido o *payoff* auferido pelo empregador. Desta forma, se tomarmos um grupo de casos de reclamações resolvidas por acordos prévios e os compararmos com casos de características muito semelhantes, observando que aqueles resolvidos na Justiça pagam indenizações maiores do que aqueles resolvidos com acordos prévios, podemos inferir que os *payoffs* gerados pela Justiça do Trabalho para o empregador (Jogador 2) são consideravelmente menores do que os *payoffs* que este auferiu nos casos resolvidos por acordos prévios.

Neste caso, sabemos que os *payoffs* recebidos pelo Jogador 2 em acordos prévios são maiores do que os *payoffs* recebidos por este mesmo jogador se este resolvesse o caso na Justiça. No entanto, o que queremos descobrir é se a demanda mínima do Jogador 2 é razoavelmente maior do que o *payoff* que este auferiria caso resolvesse a reclamação na Justiça.

Sabe-se que acordos prévios só ocorrem se os *payoffs* resultantes são maiores do que as demandas mínimas de ambos os jogadores. Além disso, a Miopia Intertemporal implica o fim do sistema de conciliação prévia. Dessa forma, se os *payoffs* do empregador forem mais altos nos acordos prévios do que os obtidos na Justiça em um grupo de casos em que o sistema de conciliação prévia fracassou, há forte indício de que a demanda mínima em pelo menos parte destes casos era superior aos possíveis *payoffs* que poderiam ser auferidos se estes tivessem sido resolvidos na Justiça do Trabalho.

Em outras palavras, observar repetidamente maiores *payoffs* para um dos jogadores na Justiça com relação aos *payoffs* que este mesmo jogador poderia obter nos acordos prévios das CCPs é um forte indício de que a demanda mínima em pelo menos parte destes casos era muito superior ao *payoff* da Justiça, uma vez que se tal demanda mínima demasiadamente elevada deste jogador não existisse, muito provavelmente os acordos teriam se concretizado de tal maneira que este jogador teria ganho *payoffs* nos acordos prévios cujos valores seriam muito mais próximos àqueles da Justiça. Neste caso, não poderia ocorrer o problema de Miopia Intertemporal, e o sistema de conciliação consequentemente não teria fracassado.

Em termos práticos, se tomarmos um grupo de casos de reclamações trabalhistas de um sistema de conciliação prévia que faliu, e compararmos casos de características semelhantes que diferiam apenas na sua instância de resolução (Justiça do Trabalho ou por acordo prévio), e ainda se verificarmos que em média as indenizações pagas na Justiça eram sistematicamente maiores do que os valores acordados nas conciliações prévias, temos um indício de que o Jogador 2 sofria do problema de Miopia Intertemporal.

E como já argumentamos, isto ocorre porque nestes casos é bem provável que a demanda mínima destes jogadores era muito superior ao *payoff* que este jogador poderia ganhar com sua ameaça de levar o caso à Justiça do Trabalho.

Deste modo, nossa estratégia para a verificação da ocorrência do problema de Miopia Intertemporal foi

a seguinte: tomamos nosso banco de dados com o conjunto de casos de reclamações trabalhistas com alguns casos resolvidos na Justiça e outros por acordos prévios, e estimamos uma regressão que tem como variável dependente o valor final recebido (corrigido pela inflação entre a data de demissão do trabalhador e agosto de 2007) sendo explicada por uma série de características dos trabalhadores, algumas características das empresas, pela pauta da reclamação, pelo período trabalhado pelo trabalhador na empresa, e finalmente pelo processamento da reclamação.

Esta última variável é a variável-chave para nossa análise, pois seu coeficiente na regressão nos indicará se existe ou não diferença nos valores recebidos para casos resolvidos nas CCP's e casos resolvidos na Justiça do Trabalho. Conforme argumentamos, caso esta diferença exista, há um indício de que um dos jogadores está recebendo *payoffs* em acordos prévios muito além daqueles que poderia receber na Justiça. Isto, aliado ao fato de que o sistema de conciliação estudado faliu, indica que muito possivelmente a demanda mínima deste jogador em pelo menos alguns dos casos era demasiadamente alta em relação ao *payoff* que lhe seria devido na Justiça do Trabalho. Sendo assim, é provável que tenha sido o problema de Miopia Intertemporal o causador da falência do sistema de conciliação prévia neste segmento.

Especificamente, tal resultado ocorre quando o coeficiente da variável processamento é positivo e significativo, pois neste caso os acordos feitos na Justiça do Trabalho pagam em média valores finais maiores aos reclamantes do que acordos feitos nas câmaras de conciliação prévia. Se este for o caso, existe grande chance de o problema de Miopia Intertemporal estar ocorrendo nas CCP's, o que pode ter levado ao seu fracasso subsequente.

4. resultados empíricos

Após alguns testes e considerações sobre quais variáveis deveriam ser incluídas nas estimações (ver CASTELANI, 2008), o principal resultado obtido encontra-se na Tabela 1.¹⁰

tabela 1 – resultado da estimação sobre o valor final recebido

Valor final recebido através do acordo			
Constante	2,771 (1,27)*	Número de dependentes	-0,046 (0,02)
Descanso Semanal	0,11 (0,09)	Anos de Estudo	-0,01 (0,01)
Adicional Noturno	0,002 (0,07)	Naturalidade	-0,046 (0,07)
Horas Extras	0,104 (0,10)	Gênero	0,318 (0,19)
Multa de FGTS	-0,051 (0,15)	Processamento	0,39 (0,14)**
Férias	0,093 (0,08)	Ef. Fixo da Empresa 1	1,275 (0,20)*
Décimo Terceiro	-0,042 (0,14)	Ef. Fixo da Empresa 2	0,306 (0,21)
Reflexos	-0,139 (0,11)	Ef. Fixo da Empresa 3	0,575 (0,26)*
Intervalo	-0,045 (0,11)	Ef. Fixo da Empresa 4	1,433 (0,16)**
Multas (167 e 177 CLT)	-0,071 (0,13)	Ef. Fixo da Empresa 5	0,765 (0,21)**
Vale-Transporte e Alimentação	-0,016 (0,08)	Ef. Fixo da Empresa 6	0,215 (0,17)
Aviso Prévio	-0,194 (0,14)	Ef. Fixo da Empresa 7	0,781 (0,13)**
Reclamação de Outros Itens	-0,058 (0,09)	Ef. Fixo da Empresa 8	0,864 (0,26)**
Logaritmo da Remuneração	0,526 (0,19)**	Ef. Fixo da Empresa 9	0,926 (0,026)**
Período	0,00042 (0,00004)**		
Obs	410		
R ²	0,61		

Nota: desvios padrão robustos entre parênteses; * indica significância a 5%; ** indica significância a 1%.

O primeiro resultado que se destaca é o fato de que nenhum dos coeficientes dos itens da pauta de re-

clamação é significativa individualmente, o que é bastante interessante. Para confirmar tal resultado, fizemos abaixo um teste conjunto da significância de todos os itens da pauta, e concluímos que também conjuntamente a pauta não é significativa.¹¹

Este resultado chama a atenção para o modo como são realizados os acordos, pois ele indica que a pauta de reclamação não importa para determinar o resultado final do acordo. Isto põe em dúvida o senso de justiça dos acordos, além da racionalidade dos agentes ao realizarem tal acordo, pois possivelmente os agentes não se importam com a pauta para a realização do acordo, dando importância apenas aos valores que podem ser auferidos. Além disso, para os acordos na Justiça, esta evidência é uma possível indicação de que a própria Justiça não olha para a pauta da reclamação ao realizar acordos, o que mostra um desvirtuamento da função principal do órgão, que deveria observar os itens a fim de poder promover acordos justos individualmente.

Quanto às características dos indivíduos, chama atenção em nossos resultados que as únicas qualidades significantes para determinar o valor final dos acordos são a remuneração recebida por este indivíduo e o período trabalhado na empresa, ambos com sinais positivos, conforme esperado. É verdade que seus coeficientes são muito próximos a zero, mas como indica a estatística t de cada um dos coeficientes, não podemos negar que estes coeficientes são diferentes de zero.

Já as características naturalidade, gênero e anos de estudo não apresentam coeficientes significantes. Isso significa que trabalhadores com maior grau de instrução não se aproveitam de um possível maior conhecimento para auferir maiores valores nos acordos, o que é bom em termos de justiça, já que os acordos não devem propiciar ganhos por assimetria de informação neste sentido. Além disso, o fato de naturalidade e gênero não importarem para explicar os valores dos *payoffs* recebidos nos acordos mostra que não há preconceito na decisão, o que é positivo para que os acordos sejam justos.

Finalmente, passemos à análise de nossa variável-chave: o processamento da reclamação. Como podemos notar, esta variável possui coeficiente bastante significativo, mesmo a 1%, e positivo. O valor de seu coeficiente é de 38,96%. Em se tratando de uma variável dummy, a elasticidade¹² correspondente a este coeficiente é de 47,65%, o que significa dizer que acordos realizados na Justiça pagam 47,65% a mais do que acordos realizados nas CCPs, em termos reais. Este resultado é bastante interessante e, logo de início, mostra que as empresas possuem um ganho significativo em termos de custos ao realizar acordos nas CCPs.

Assim, como a elasticidade da variável processamento é 47,65%, em média existe uma diferença sistemática na resolução dos casos de reclamação trabalhista, em que o *payoff* do Jogador 2 (empresário) é regularmente maior quando o caso é resolvido por acordos prévios do que quando é resolvido na Justiça, e em consequência o *payoff* auferido pelo Jogador 1 deve ser sistematicamente menor nas mesmas circunstâncias. Assim, aparentemente é possível inferir que em pelo menos parte dos casos estudados a demanda mínima de um dos jogadores era relativamente muito superior ao *payoff* que este poderia estar obtendo na Justiça do Trabalho (ou seja, o *payoff* respectivo de sua ameaça), o que significa que muito provavelmente este jogador (2) sofreu de Miopia Intertemporal.¹³

No entanto, existe uma importante ressalva sobre este resultado. Na maioria das vezes, quando um acordo é realizado na Justiça do Trabalho, existe um custo adicional ao reclamante (no caso, os trabalhadores) que em geral não ocorre em casos de acordos nas CCPs: o custo dos advogados contratados pelo trabalhador para defendê-los na Justiça. Isto porque nas CCPs não existe a presença obrigatória do advogado, já que na maioria dos casos o próprio sindicato dos trabalhadores provê um representante para estes.

Dessa forma, pode-se argumentar que, como em geral os advogados cobram como comissão ao reclamado cerca de 30% do valor do acordo, mesmo que casos resolvidos na Justiça do Trabalho apresentem acordos

30% mais caros aos reclamados nas CCPs, ainda assim pode-se considerar que o valor líquido dos acordos em si, para o trabalhador, nas diferentes instâncias de processamento só será diferente caso essa diferença seja superior a 30%, ou, dito de outra forma, caso os valores pagos na Justiça do Trabalho paguem mais de 130% dos valores acordados nas CCPs para casos e características semelhantes. Ao realizarmos um teste para saber se a elasticidade de 47,65% é estatisticamente diferente de 30%, concluímos que tal diferença não existe estatisticamente.

Com isto, em média os acordos realizados nas CCPs não estariam gerando *payoffs* ao Jogador 1 (trabalhadores) sistematicamente menores do que os acordos realizados na Justiça. Este resultado significa que todo o *payoff* adicional recebido pelo trabalhador na resolução dos casos na Justiça do Trabalho é repassado para os seus advogados; portanto, em termos líquidos, o *payoff* recebido pelo Jogador 1 na Justiça do Trabalho ou nas CCPs assume, em média, o mesmo valor. Mais ainda, o empregador pagar em média 30% a mais nos casos resolvidos na Justiça comparativamente àqueles resolvidos por acordos prévios significa apenas que o custo adicional de resolução dos casos pelo órgão público está sendo pago pelo Jogador 2, e os únicos beneficiados são os advogados dos trabalhadores, que figuram simplesmente como um típico exemplo de “rent seekers” envolvidos neste sistema.

No entanto, tal ressalva não implica que o problema de Miopia Intertemporal não esteja ocorrendo ou tenha ocorrido. Como em média os *payoffs* recebidos pelo jogador 1 são iguais na Justiça do Trabalho ou nas CCPs, existem alguns empresários que pagam mais do que 30% nestes acordos enquanto outros desembolsam menos do que 30%. Isto porque este é um resultado médio e o desvio padrão das indenizações é diferente de zero.

E como existem ao menos alguns empresários que estejam pagando menos do que 30%, nestes casos os reclamantes estão recebendo menos nos acordos prévios do que poderiam receber na Justiça, e portanto têm um incentivo a parar de resolver os seus casos

nas CCP's, especialmente se estes indivíduos forem avessos ao risco.

Isto ocorre porque se espera que na Justiça os *payoffs* recebidos tenham variância (ou risco) pequena, já que se assume que a Justiça é "justa" e portanto paga sempre valores próximos em casos com características semelhantes.¹⁴ E se em média o jogador 1 (avesso ao risco) recebe o mesmo na Justiça ou nas CCPs, e existe um risco de este receber um *payoff* menor do que o mínimo esperado indo às CCPs, torna-se uma estratégia dominante a este jogador resolver os casos na Justiça conforme este jogador verifica que seus *payoffs* têm sido, em média, iguais em ambos os sistemas de resolução.

E se observarmos o intervalo de confiança (a 95%) do coeficiente de nossa variável processamento e aplicarmos o cálculo da elasticidade de Halvorsen e Palmquist (1980), veremos que nossa elasticidade varia neste intervalo de 11,75% a 95%, o que é um forte indício de que existem empresários que estão pagando tanto mais de 30% na Justiça quanto menos de 30%. Com isto, é bastante provável que de fato existam os empresários com Miopia Intertemporal neste segmento, conforme explicamos acima.

Como vimos no artigo anterior, um dos possíveis motivos ou agravantes para a ocorrência de tal Miopia pode ter sido uma taxa de desconto muito elevada por parte dos trabalhadores.¹⁵

Para verificarmos esta possibilidade, realizamos alguns testes estatísticos. Mais especificamente, buscamos analisar se os trabalhadores em nossa amostra possivelmente teriam uma alta taxa de desconto intertemporal.

Para isto, primeiro verificamos os possíveis motivos econômicos que poderiam suportar a evidência de que os trabalhadores podem dar muito valor aos períodos recentes relativamente a períodos mais longínquos. E tais motivos existem: as CCPs constituem uma solução muito mais rápida ao impasse da reclamação do que a Justiça do Trabalho,¹⁶ como podemos verificar na Tabela 2.

tabela 2 – meses passados entre a demissão e a resolução na Justiça (média)

Justiça	CCP
14,03	1,32

Assim, existe um incentivo para que os trabalhadores aceitem acordos prévios, mesmo possivelmente recebendo valores menores do que aqueles pagos pela Justiça, em especial se estes trabalhadores tiverem uma taxa de desconto intertemporal elevada.¹⁷

Dito isto, passamos para o teste empírico para verificar se possivelmente a taxa de desconto dos trabalhadores em nossa amostra é elevada. Para isto, realizamos o seguinte experimento: estimamos novamente nosso modelo estrutural por OLS de maneira robusta, conforme a especificação final a que chegamos, com a diferença de que desta vez trouxemos nossa variável "valor final recebido pelo reclamante" a valor presente para a data de solução final da reclamação, considerando o período passado entre esta data e a data da demissão do trabalhador.

Fizemos isso pois, como em média os casos passados pela Justiça do Trabalho demoram muito mais a serem solucionados do que os casos submetidos às CCP's, é de se esperar que mesmo que as indenizações pagas nas diferentes instâncias de resolução não apresentem diferenças significativas quando medidas em termos reais, tal diferença possa desaparecer quando estas indenizações são medidas em termos presentes, desde que se utilizem taxas de desconto suficientemente altas.

Em outras palavras, medimos os valores pagos nas indenizações de cada caso corrigindo estes valores por diferentes taxas de desconto intertemporal que assumimos para os trabalhadores aplicadas para período entre a demissão do trabalhador e data da realização do acordo prévio ou na Justiça. Como os acordos na Justiça pagam em média 47% a mais do que os acordos nas CCP's, e como também os acordos na Justiça têm um período muito maior entre a demissão do trabalhador e a data da realização do acordo, é de se esperar que quando descontamos estes valores por taxas de

desconto cada vez mais altas, tais valores igualem-se ou convirjam para um único valor em que, em termos presentes, um trabalhador com alta taxa de desconto esteja recebendo a mesma indenização na Justiça ou nos acordos prévios.

E para observarmos se isto ocorre, basta estimarmos novamente a regressão, corrigindo o valor final recebido para seu valor presente com diferentes taxas de desconto, e então verificarmos se o coeficiente de nossa variável processamento é significativa. Caso seja, e considerando que tal coeficiente é positivo, mesmo a valores presentes e considerando sua taxa de desconto intertemporal, o trabalhador ainda assim estaria recebendo um *payoff* maior na Justiça do que nas CCP's, e com isso, poderíamos descartar a hipótese de que a Miopia Intertemporal tem no nosso estudo como um de seus motivos uma alta taxa de desconto intertemporal dos trabalhadores. No entanto, caso o coeficiente passe a ser não significativa estatisticamente (ou, dito de outra forma, caso o coeficiente passe a ser estatisticamente igual a zero), podemos argumentar que mesmo recebendo um valor monetário corrente menor do que o que lhe seria provido pela Justiça do Trabalho, o trabalhador é de fato indiferente quanto a resolver os casos na Justiça ou nas CCP's, o que possibilita que, conforme já argumentamos, a Miopia Intertemporal do empresário seja incentivada caso este perceba tal taxa de desconto elevada por parte do trabalhador.

Realizamos tais regressões para quatro taxas de desconto: primeiro para uma taxa de desconto igual à inflação acumulada no período entre a demissão do trabalhador e a data da resolução do conflito, e depois para taxas de desconto respectivamente a 3%, 4% e 5% ao mês¹⁸ neste mesmo período. Os resultados foram:

tabela 3 – elasticidades do processamento em relação ao valor final recebido a valor presente sob diferentes taxas de desconto

Taxa de desconto Intertemporal	Processamento		
	Coefficiente	Elasticidade (%)	p-valor
Inflação	0,47	59,60	0,00
3%	0,28	32,04	0,03
4%	0,21	22,78	0,11
5%	0,13	14,25	0,33

Como podemos observar, os coeficientes da variável processamento que observamos para cada uma das regressões são estritamente decrescentes conforme aumentamos a taxa de desconto intertemporal assumida para os trabalhadores, sendo eles, respectivamente para as taxas de desconto iguais à inflação, a 3%, a 4%, e a 5%, de 46%; 27% 20% e 13%. Mais ainda, verificamos que estes coeficientes são cada vez menos significantes, e a partir de uma taxa de desconto de 4% ao mês não existe significância do coeficiente nem mesmo a 10% de tolerância.

Este resultado é bastante importante, e nos dá um indício de que caso os trabalhadores estudados realmente tenham uma taxa de desconto muito elevada, eles de fato tinham incentivo a aceitar acordos prévios feitos nas CCP's, mesmo que estes estivessem pagando em termos líquidos valores menores do que as indenizações pagas na Justiça.

5. conclusões e considerações finais

Eficiência econômica e reclamações trabalhistas possuem, como pudemos verificar nos três artigos passados, uma correlação muito robusta. Menos reclamações certamente implicam maior eficiência, uma vez que custos de transação são economizados a cada litígio evitado entre trabalhadores e empregadores.

Por este motivo, em muitos lugares do mundo, diferentes abordagens têm sido testadas e aplicadas para reduzir o número de ocorrências de tais reclamações, no intuito sempre de reduzir custos das empresas e melhorar sua estrutura produtiva. Conforme mostramos, as ADR's utilizadas ao redor no mundo têm tido relativo sucesso, indicando que é perfeitamente possível alcançar maior eficiência econômica com um pouco de criatividade na solução de conflitos trabalhistas.

No Brasil, entretanto, este quadro é um pouco diferente. As Câmaras de Conciliação Prévia, apesar de serem uma ótima ideia para desafogar a Justiça do Trabalho e economizar custos legais, não têm apresentado resultados muito positivos. Pior ainda, em alguns mercados, o resultado tem sido desastroso,

e tal sistema entrou em falência e representou nada mais do que um custo adicional em cada processo, pois se tornou apenas uma fase intermediária entre a reclamação e sua solução na Justiça.

A depender dos comportamentos dos trabalhadores e empregadores na realização dos acordos prévios, e caso o sistema não proveja uma estrutura de incentivos adequados, tal sistema estará fadado ao fracasso e de nada adiantará para atenuar os custos atrelados ao uso excessivo da Justiça.

Mas o que poderia ser feito para recuperar este sistema?

A melhoria mais aparente consiste em reduzir a demanda mínima do agente que vem sofrendo de Miopia Intertemporal, de modo que este não force acordos muito desvantajosos à outra parte caso exista informação incompleta.

No entanto, realizar na prática tal melhoria é uma questão bastante complexa, e merece estudos mais detalhados. Mas a princípio podemos sugerir, por exemplo, algum tipo de conscientização de empresários e trabalhadores, expondo o problema da Miopia Intertemporal, e mostrando como estratégias baseadas em demandas mínimas muito elevadas podem levar à falência do sistema, implicando maiores custos a serem arcados por ambos os agentes no futuro em detrimento de pequenos ganhos a um único indivíduo no presente.

Finalmente, é certo que outras melhorias ainda podem contribuir para o melhor funcionamento dos sistemas de conciliação prévia. Conforme argumentamos, esta é provavelmente a extensão mais natural deste estudo. Outra possibilidade seria desenvolver outros tipos de ADR's no Brasil. Este é o caminho para desafogar a Justiça do Trabalho e assim gerar maior eficiência econômica nas relações produtivas brasileiras.

referências

CASTELANI, S. A. *Reclamações trabalhistas e eficiência econômica*. 2008. Dissertação (Mestrado), Universidade de São Paulo. Disponível em: < http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-24102008-122836/publico/Reclamacoes_trabalhistas_e_Eficiencia_Economica.pdf>

HALVORSEN, R.; PALMQUIST, R. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, v. 70, n. 3, p. 474-475, June 1980.

NASH, J. The bargaining problem. *Econometrica*, v. 18, n. 2, p. 155-162, April 1950.

- 1 Este é o caso das CCPs quando os trabalhadores e/ou empregadores são representados por algum representante. Para mais detalhes, ver Castelani (2008) ou boletim *Informações Fipe* (edição passada).
- 2 Sendo esta uma hipótese bastante realista. Ver Castelani (2008).
- 3 Ver edição passada do boletim *Informações Fipe*.
- 4 Para maiores detalhes, ver Castelani (2008).
- 5 Ver edição passada do boletim *Informações Fipe*.
- 6 Os dados nos foram gentilmente fornecidos pelo SESVESP – Sindicato das Empresas de Segurança Privada do Estado de São Paulo.
- 7 Utilizamos o banco de dados descrito graças ao Sindicato das Empresas de Segurança Privada do Estado de São Paulo, que se disponibilizou em abrir as portas de suas empresas afiliadas e nos forneceu as informações necessárias ao estudo.
- 8 Para cada um destes itens, criou-se uma dummy que adquire forma 1 caso o item esteja presente na reclamação, e 0 caso não tenha sido requerido no caso em questão. São estes itens: descanso semanal remunerado (dsr); adicional de periculosidade noturno; horas extras; Multa do FGTS; férias, 13º; reflexos calculados sobre os itens anteriores; intervalo de descanso; multas dos artigos 147 e 167 da CLT; vale-transporte e vale-refeição; aviso prévio; e outros.
- 9 Neste artigo, ressaltamos apenas os tratamentos principais dados às variáveis. Para maiores detalhes, ver Castelani (2008).
- 10 Para maiores detalhes técnicos sobre a metodologia e resultados adicionais, ver Castelani (2008). O estimador utilizado foi o estimador de MQO robusto à heteroscedasticidade. Tal estimador foi escolhido após diversos testes. Para mais detalhes, ver Castelani (2008).
- 11 Ver Castelani (2008).
- 12 Ver Halvorsen e Palmquist (1980) para detalhes deste cálculo.
- 13 Lembrando que é bastante provável que exista informação incompleta neste sistema de jogos, pois, conforme argumentamos anteriormente, é praticamente impossível argumentarmos que os jogadores sabem quais são os *payoffs* finais exatos que podem auferir em qualquer que seja a instância de resolução dos casos de reclamação trabalhista antes que tais casos sejam resolvidos.
- 14 O que já argumentamos ser bastante comum na Justiça do Trabalho brasileira.
- 15 O que na verdade representa um poder de barganha do empresário maior do que o do trabalhador.

- 16 No nosso próprio banco de dados, podemos verificar alguns casos em que os acordos foram realizados no mesmo dia da demissão do trabalhador, enquanto os casos da Justiça demoram pelo menos um mês para serem resolvidos.
- 17 Outros motivos que levam os trabalhadores a possuírem uma alta taxa de desconto intertemporal e consequentemente a aceitar *payoffs* mais baixos porém recebidos rapidamente são a renda familiar baixa e a necessidade de sanar suas dívidas de curto prazo durante o período em que se encontram desempregados. Para maior discussão, ver Castelani (2008).
- 18 Lembrando que a inflação média mensal do período foi sempre muito menor do que 3% ao mês.

(*) *Mestre em Economia pelo IPE-USP.*
(E-mail: sacastelani@yahoo.com.br)