

DETECÇÃO E MATERIALIZAÇÃO DE CONLUIO EM LICITAÇÕES DE OBRAS PÚBLICAS¹

REGIS SIGNOR

POLÍCIA FEDERAL - FLORIANÓPOLIS/SC

ACIR OLIVEIRA JUNIOR

POLÍCIA FEDERAL - BRASÍLIA/DF

ALAN OLIVEIRA LOPES

POLÍCIA FEDERAL - BRASÍLIA/DF

ALEXANDERS TADEU DAS NEVES BELARMINO

POLÍCIA FEDERAL - FLORIANÓPOLIS/SC

ALEXANDRE BACELLAR RAUPP

POLÍCIA FEDERAL - FLORIANÓPOLIS/SC

JOÃO JOSÉ DE CASTRO BAPTISTA VALLIM

POLÍCIA FEDERAL - CURITIBA/PR

PEDRO DE SOUSA OLIVEIRA JÚNIOR

POLÍCIA FEDERAL - BRASÍLIA/DF



RESUMO

Crimes associados a fraudes em licitações públicas ocorrem no mundo inteiro e têm alto potencial lesivo à sociedade. No Brasil, a Operação Lava Jato expôs um esquema colusivo em que dezesseis grandes construtoras se uniram para fraudar licitações da Petrobras, ocasionando prejuízo direto de dezenas de bilhões de reais à estatal. Este artigo apresenta três métodos científicos que podem ser empregados para detectar e materializar conluio em licitações de obras públicas, mesmo quando não há evidências prévias do crime. As abordagens estatística, econométrica e probabilística podem ser empregadas tanto pela Polícia Federal em investigações criminais quanto por Tribunais de Contas, outros órgãos de fiscalização e ainda por órgãos executivos em processos administrativos.

PALAVRAS-CHAVE: Corrupção. Conluio. Licitação. Obras públicas. Prova penal.

¹ Agradecimentos: os autores agradecem à Polícia Federal, à Curtin University, ao John Curtin Distinguished Professor Peter E. D. Love e ao Associate Professor Oluwole Olatunji pelo apoio à pesquisa que deu origem a este artigo.

1. INTRODUÇÃO

O conluio entre praticantes de determinada atividade econômica em detrimento da população é mundialmente reconhecido como um problema e proibido há séculos (Smith, 1776; United States, 1890; Brasil, 2011). Esta prática criminosa prejudica sobremaneira as obras públicas, segmento no qual o governo federal brasileiro investiu mais de R\$ 1,3 trilhão nos últimos anos (Brasil, 2019). A este valor deve ainda ser somado o das obras contratadas com recursos exclusivamente estaduais e/ou municipais e de empresas estatais como a Petrobras, em sua maioria contratados mediante procedimentos licitatórios (Brasil, 1993; 1998; 2016). Para todos os casos, o arcabouço legal tipifica diferentes tipos de fraudes em licitações, estabelecendo penas que, *de per se*, deveriam ser suficientes para inibir tais práticas.

Entretanto, no âmbito da Operação Lava Jato, descobriu-se que empreiteiras inescrupulosas optaram por desprezar a legislação e coludir para, mediante ajuste, fraudar o caráter competitivo de numerosas licitações, afastando concorrentes e elevando arbitrariamente os preços, cuja consequência foi tornar injustamente mais onerosos os contratos da Petrobras e de outros entes públicos. Durante a investigação da Polícia Federal, diferentes executivos firmaram acordos independentes de colaboração premiada, admitindo a ocorrência de um cartel denominado “Clube das 16”. A colusão também foi admitida paralelamente por diferentes empresas construtoras mediante acordos de leniência celebrados com o Conselho Administrativo de Defesa Econômica – CADE, autarquia vinculada ao Ministério da Justiça e Segurança Pública.

Entretanto, como tudo o que um criminoso diz precisa ser comprovado por provas adicionais (Moro, 2018), a Polícia Federal precisou materializar estes delitos mesmo diante das confissões. Devido à natureza dos fatos e às disposições do Código de Processo Penal, tal materialização exigiu a atuação da Perícia Criminal Federal, que se viu obrigada a adaptar técnicas pré-existentes ao caso concreto, além de estudar e desenvolver novas técnicas que pudessem ser aplicadas em casos semelhantes no futuro. Para assegurar a robustez e admissibilidade das provas, tais técnicas periciais foram devidamente submetidas ao escrutínio da comunidade científica (Signor *et al.*, 2017; 2019; 2020a,b).

2. A IMPORTÂNCIA DA PROVA TÉCNICA NOS CASOS DE CARTÉIS EM LICITAÇÕES

Intui-se que os primeiros crimes da história foram julgados mediante evidências testemunhais e confissões. Porém, considerando que essas podem ser forçadas ou distorcidas, desde Arquimedes (287-212 a.C.), as provas científicas passaram a ser utilizadas (e posteriormente exigidas) nos julgamentos, sempre em conjunto com evidências circunstanciais, mesmo mediante a confissão do crime (Howard e Kaserman, 1989; Baker e Rubinfeld, 1999; National Research Council, 2011; Moro, 2018). Como era de se esperar, o progresso da utilização das provas científicas trouxe consigo também um progresso das contestações usuais aos processos contraditórios. Embora no Brasil não existam critérios pré-definidos para a validade da prova científica, espera-se que sua validação ocorra durante o julgamento mediante a valoração judicial (Avelino, 2016). Neste aspecto, o sistema mais desenvolvido parece ser o dos Estados Unidos, onde os juízes têm à sua disposição um manual que trata especificamente do assunto, com seções específicas sobre estatística, regressão múltipla e estimativa de danos econômicos, por exemplo (National Research Council, 2011). As discussões sobre evidências científicas e seus critérios de admissibilidade têm marcos importantes nos casos *Frye v. United States* 293 F. 1013 (D.C. Cir. 1923) e *Daubert v. Merrell Dow Pharmaceuticals, Inc.* (1993).

As diretrizes estabelecidas para as provas científicas nos Estados Unidos também servem de guia para os tribunais de outros países. Para ser consideradas admissíveis, tais provas devem ser testáveis; revisadas pelos pares; ter confiabilidade e taxa de erro conhecidas; e ser geralmente aceitas pela comunidade científica. É muito importante notar que cem por cento de confiabilidade e erro zero não são necessários, devendo, porém, as taxas de erro serem consideradas pelo juiz em cada caso concreto.

Especificamente nos casos de manipulação de propostas em licitações, já foi reconhecida a admissibilidade dos métodos estatísticos e econométricos como provas técnicas (European Commission, 2013; Finkelstein e Levenbach, 1983; Howard e Kaserman, 1989; Porter e Zona, 1993; Lanzillotti, 1998; Baker e Rubinfeld, 1999). Ainda assim,

as provas científicas de conluio podem ser consideradas evidências circunstanciais quase sempre ambíguas e consistentes tanto com ações independentes quanto colusivas. Dessa forma, a detecção dos cartéis deve sempre ser associada a provas complementares antes da adoção de medidas consideradas drásticas, como as de âmbito penal (OECD, 2009). No caso específico da manipulação de propostas em licitações, três informações importantes são necessárias à Justiça: a primeira delas é saber se seus valores foram efetivamente aumentados; a segunda é ter conhecimento se este aumento foi devido a um comportamento colusivo (isto é, fruto de acordo entre os licitantes de maneira consciente e criminosa); e a terceira é o valor do dano ao Erário (Rubinfeld e Steiner, 1983).

A primeira e a terceira informações (se houve aumento dos valores das propostas da licitação e qual o valor do dano) serão discutidas neste artigo e podem ser obtidas com análise puramente documental. Entretanto, a questão do comportamento colusivo, consciente e criminoso, necessita de ações conjugadas entre a Perícia e a Investigação Policial para a produção de provas adicionais, quer seja por meio de quebra de dados telemáticos, colaborações premiadas ou outros meios. Isso porque, embora a Perícia possa estabelecer que determinado padrão de propostas tem ocorrência altamente improvável, o meio técnico é unânime em apontar que a comprovação de conluio não deve se basear apenas em evidências ou em fundamentos teóricos, mas também em fatores adicionais que completem o quebra-cabeça e levem a uma decisão segura (além de qualquer dúvida razoável) ou forneçam uma “arma fumegante” que prove diretamente o conluio (e.g., Gallo, 1977; Porter e Zona, 1993; Harrington, 2006; Abrantes-Metz e Bajari, 2010; Lanzillotti, 1998; OECD, 2009; Lanzillotti, 2017).

Para materializar o aumento do valor das propostas e o valor dos danos decorrentes nos casos ligados à Operação Lava Jato, os Peritos Criminais Federais com formação em Engenharia Civil inicialmente utilizaram a abordagem tradicional do custo de reprodução (Howard e Kaserman, 1989; Lopes, 2011; Lopes, 2018; Vallim, 2018). Nesta abordagem, um orçamento detalhado contendo os principais insumos, suas especificações, quantidades e preços unitários é reproduzido e, a partir dele, pode-se estimar se houve ou não sobrepreço. Apesar de fornecer resultados adequados e robustos, este método é

reconhecidamente moroso e era, portanto, inadequado para a análise de dezenas de obras suspeitas com especificações de serviços e preços unitários não padronizados. Coube à Perícia, então, buscar formas de análise que pudessem dar a estes e a futuros casos da Polícia Federal a celeridade dela esperada, conforme exposto adiante.

3. ANÁLISE ESTATÍSTICA

Todas as obras licitadas pela Petrobras tinham em comum o orçamento preliminar calculado pela sua área de engenharia (Preço Global de Referência Petrobras, ou PGRP). Aproveitando-se desse fato, e considerando que a Polícia Federal já dispunha de informações preliminares sobre a composição do cartel formado pelo Clube das 16, uma análise estatística (Howard e Kaserman, 1989; Signor *et al.*, 2017) foi escolhida como alternativa para a comprovação do conluio nas licitações da estatal. Esta técnica consiste em comparar as diferenças entre as propostas ofertadas pelos competidores que integravam o Clube das 16 e aqueles que não faziam parte do clube, tomando-se os PGRPs como referência.

Iniciou-se a análise estatística com a reunião dos dados do maior número possível de licitações de obras de engenharia da Petrobras entre 2003 e 2014. É extremamente importante destacar que tais informações podem ser consideradas aleatórias, uma vez que os Peritos utilizaram todos os dados disponíveis que atendessem aos seguintes critérios: provir de licitação propriamente dita (excluindo-se negociações diretas e/ou contratações por inexigibilidade); referir-se à contratação de obra ou serviço cujo valor excedesse cem milhões de reais (restringindo a análise às obras de maior porte); contar com pelo menos três propostas apresentadas (considerando-se que este é o mínimo admissível para que a licitação fosse considerada efetiva); provir de licitação em que o PGRP tivesse o mesmo grau de desenvolvimento e confiabilidade (neste caso expresso pela variação admitida pela área de engenharia entre -15% e +20% em torno do valor estimado); e pertencer à primeira rodada de propostas de cada licitação (quando as empreiteiras ainda não teriam conhecimento do PGRP).

Reunidas todas as licitações disponíveis, separaram-nas em dois grupos distintos, formados por: a) aquelas denominadas “Lici-

tações de Referência”, por contarem com pelo menos uma proposta de empreiteira que não fizesse parte do Clube das 16, independentemente ou em consórcio com outra(s) empreiteira(s) que também não integrasse(m) o referido clube, totalizando sessenta e três licitações; e b) aquelas denominadas “Licitações Questionadas”, por contarem somente com propostas de empreiteiras integrantes do Clube das 16, independentemente ou em consórcio, mesmo que associadas a empreiteiras não listadas no clube, totalizando trinta e seis licitações. As Tabelas 1 e 2 trazem extratos destes dois conjuntos de dados².

Uma vez reunidos todos os dados disponíveis, o próximo passo foi a análise das licitações de referência para estabelecer o chamado cenário contrafactual, esperado em caso de competições idôneas. Esta tarefa foi iniciada pela análise da possível existência de dados espúrios (Grubbs, 1969), propostas anormalmente altas ou baixas que podem ser devidas a erros de toda a sorte, gerando valores inexequíveis ou superestimados (Figura 1). Usando-se as diferenças entre cada proposta e seu respectivo PGRP como parâmetro, 59 das 531 propostas iniciais foram consideradas espúrias e excluídas da amostra, que ficou então com 472 propostas consideradas válidas (ou responsáveis). A partir desta amostra saneada, observou-se que não se pode rejeitar³ de que as diferenças entre as propostas de referência e seus respectivos PGRPs sejam descritas por uma distribuição Normal com parâmetros $\bar{x} = 0,080$ e $s = 0,185$.

Em seguida, os mesmos procedimentos foram realizados para sanear as propostas das licitações questionadas (exclusivas do Clube das 16). Doze dessas propostas foram consideradas espúrias, e o conjunto de dados passou a contar com 132 propostas consideradas válidas. Mais uma vez a normalidade dos dados não pode ser descartada, concluindo-se que o comportamento geral das licitações questionadas da Petrobras é ter propostas de preços que apresentam desvios em relação aos PGRPs representadas pela distribuição Normal com parâmetros $\bar{x} = 0,341$ e $s = 0,241$. A Figura 2 ilustra as Funções Densidade de Probabilidade (FDPs) das distribuições Normais que descrevem as propostas dos dois grupos de licitações analisadas. -

2 Embora este artigo apresente apenas dados públicos para não comprometer as investigações, a identidade das empresas investigadas será ocultada.

3 Os testes estatísticos do presente artigo consideram $\alpha=5\%$.

Pro- cesso	Código Petrobras	Proposta	Competidor e Preço Global de Referência Petrobras (PGRP)	Valor da proposta (R\$)	Diferença proposta/ PGRP
R1	803587108	1	Consórcio Construtora LF / Construtora BS	107.807.690,49	7%
		2	Consórcio Construtora LD / Construtora LL	116.619.983,74	16%
		3	Construtora LI	129.950.000,00	29%
		4	Construtora LE	150.358.226,95	49%
		5	Construtora DI	157.831.420,93	56%
		6	Consórcio Construtora LJ / Construtora DD	167.597.129,07	66%
		7	Construtora DC	174.390.179,87	73%
		8	Construtora LH	181.365.000,00	80%
		9	Construtora LK	181.700.527,75	80%
		10	Construtora LM	194.974.613,79	93%
		11	Construtora DG	245.224.367,72	143%
				PGRP	100.869.169,08
R2	0802. 0053 439. 09. 2	12	Construtora AC	93.354.790,62	-11%
		13	Construtora AP	104.231.102,75	0%
		14	Construtora AJ	112.493.190,56	7%
		15	Construtora AK	115.507.668,06	10%
				PGRP	104.705.330,31
R3 - R62	...	16 - 521
R63	0802. 0073 705. 12. 2	522	Consórcio Construtora LP / Construtora LF / Construtora LG	1.348.510.628,00	-2%
		523	Construtora LI	1.398.522.046,09	1%
		524	Construtora LK	1.434.374.605,26	4%
		525	Construtora LH	1.436.263.727,44	4%
		526	Consórcio Construtora AC / Construtora BA	1.443.259.677,76	5%
		527	Construtora LC	1.480.622.997,32	7%
		528	Construtora LD	1.484.925.334,04	8%
		529	Consórcio Construtora LO / Construtora LN	1.490.330.786,00	8%
		530	Construtora CX	1.530.536.228,03	11%
		531	Construtora LB	1.677.065.327,49	22%
				PGRP	1.379.083.853,09

Tabela 1 – Extrato das Licitações de Referência

Processo	Código Petrobras	Proposta	Competidor e Preço Global de Referência Petrobras (PGRP)	Valor da proposta (R\$)	Diferença proposta/PGRP
Q1	0800.0029080.07.2	1	Consórcio Construtora LO / Construtora LN	158.040.644,92	11%
		2	Construtora LD	179.473.250,00	26%
		3	Construtora LF	185.049.588,90	30%
		4	Construtora LE	206.864.782,74	45%
			PGRP	142.789.730,64	
Q2	0800.0020154.06.2	5	Construtora LI	182.376.337,63	14%
		6	Construtora LN	207.407.097,77	30%
		7	Construtora LC	210.341.768,06	32%
		8	Construtora LE	216.625.056,87	36%
			PGRP	159.652.431,74	
Q3 - Q35	...	9 - 140			
Q36	0800.0053457.09.2 8500.0000060.09.2 0800.0087624.13.2	141	Consórcio Construtora LA / Construtora AI	5.937.544.758,80	73%
		142	Consórcio Construtora LI / Construtora LK	6.452.736.116,00	88%
		143	Construtora LE	6.679.724.382,00	95%
		144	Consórcio Construtora LC / Construtora LJ	6.785.877.461,40	98%
			PGRP	3.427.935.233,63	

Tabela 2 – Extrato das Licitações Questionadas

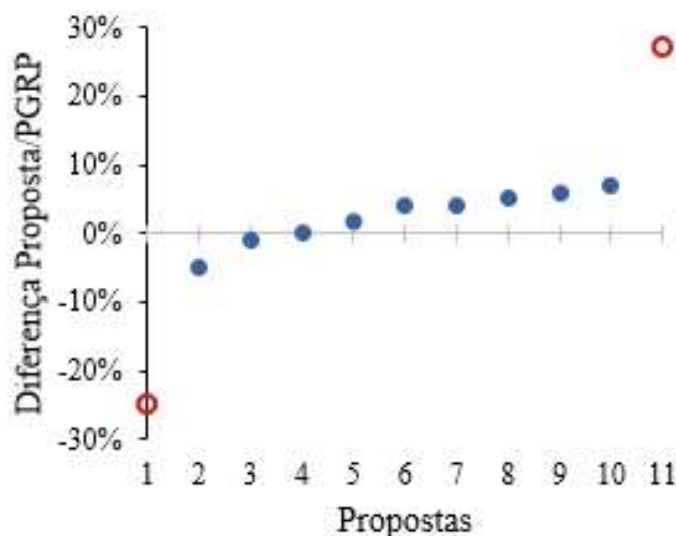


Figura 1: As propostas nº 1 e 11 (marcadores vermelhos e vazios) diferem anormalmente das demais, sendo por isso consideradas espúrias

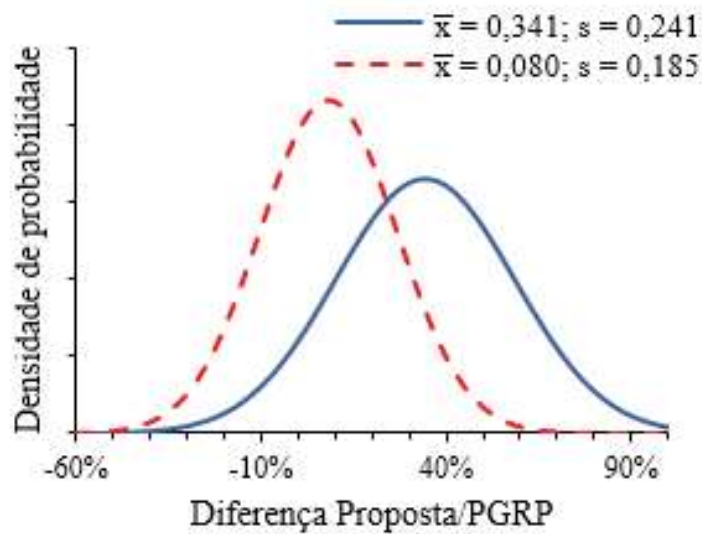


Figura 2: Funções Densidade de Probabilidade das distribuições Normais que descrevem as propostas dos dois grupos de licitações analisadas

Após identificar os comportamentos esperados para as propostas das licitações de referência e também das licitações questionadas, os Peritos testaram a hipótese de que as diferenças entre estes dois grupos de licitações podiam ser devidas ao acaso, ou seja, que o comportamento de um grupo não diferia estatisticamente do comportamento do outro. Para tanto, foi testada a hipótese de igualdade das médias dos dois grupos para, com isso, verificar se as duas amostras poderiam ser provenientes da mesma população. Caso positivo, a conclusão de que as licitações questionadas são cartelizadas e visariam a aumentar artificialmente os preços das obras seria afastada, o que levaria à rejeição do teor das delações premiadas amplamente divulgadas. Um teste *t* foi aplicado para dirimir a dúvida (os requisitos de independência das amostras, de sua aleatoriedade e de sua normalidade são atendidos):

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} = \frac{(0,341 - 0,080)}{\sqrt{\frac{0,241^2}{183} + \frac{0,185^2}{473}}} = 11,53$$

$$t_{\text{crit}} (\alpha = 0,05; 131) \approx 1,98$$

Como $t \gg t_{\text{crit}}$, há evidência suficiente para que a hipótese de igualdade das médias seja rejeitada. Considerando o resultado do teste estatístico, os Peritos concluíram que os dois grupos de licitações são efetivamente diferentes e não representam o mesmo fenômeno. Esta comprovação estatística, aliada às demais características observadas nas licitações questionadas e ao teor das colaborações premiadas, levou os Peritos a concluir que a hipótese de conluio estava comprovada.

Neste caso, além de comprovar o conluio, o método permitiu o cálculo do prejuízo direto causado pelo cartel. Para tanto, o conjunto de melhores propostas das 63 licitações de referência foi estudado, seguindo-se os mesmos passos anteriormente descritos. Inicialmente foram retiradas quatro propostas consideradas espúrias e, da amostra saneada com 59 dados, concluiu-se que as melhores propostas das licitações de referência apresentam desvios com relação aos PGRPs que podem ser descritos por uma distribuição Normal com parâmetros $\bar{x} = -0,111$ e $s = 0,126$.

Adotando-se o desconto médio de 11,1% em relação ao PGRP o prejuízo direto causado pelo cartel foi calculado para cada um dos 34 contratos analisados, resultando em um prejuízo direto estimado de cerca de R\$ 20 bilhões (valores atualizados para setembro de 2016). A Tabela 3 contém o extrato deste cálculo e mostra que o prejuízo direto médio nestes contratos foi de 21,5%. A abordagem estatística aqui apresentada embasou denúncia que foi aceita pela Justiça Federal em outubro de 2019 e segue agora os trâmites judiciais.

Contrato	PGRP (Milhões de R\$)	Valor Contratado (Milhões de R\$)	Prejuízo Direto decorrente da atuação do cartel (Milhões de R\$)	Percentual	Data-base da proposta	Valor atualizado do Prejuízo Direto (Milhões de R\$)
0800.0053457.09.2	2.876,07	3.411,00	813,17	23,8%	mai/09	1.699,13
0800.0055148.09-2	2.627,67	3.190,65	789,65	24,7%	mai/09	1.649,97
...
BDC .8112001039	97,96	100,78	13,70	13,6%	jan/03	72,89
Totais	35.055,07	40.268,15	8.664,90	21,5%	---	19.871,00

Tabela 3 – Extrato do cálculo do prejuízo direto causado à Petrobras (análise estatística)

4. ANÁLISE ECONOMETRICA

A análise estatística anteriormente descrita pode ser considerada robusta e adequada em relação ao cálculo do prejuízo direto médio infligido à Petrobras. Entretanto, como cada empreiteira envolvida pode alegar que suas obras tinham condições peculiares que as diferenciavam do comportamento médio, uma análise econométrica (Howard e Kaserman, 1989; Signor *et al.*, 2019) foi realizada para refinar a individualização de condutas. Além de materializar o conluio, esta análise considera variações pontuais de cada obra para o cálculo dos prejuízos por elas infligidos. Para tanto, as propostas de cada empreiteira podem ser descritas por um modelo estatístico que represente a relação entre o valor previsto da variável dependente (as propostas em si) e um grupo de k possíveis variáveis preditivas. Este modelo é genericamente apresentado pela Equação 1.

$$\hat{y} = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k + \varepsilon$$

[Eq. 1]

Para ser considerada confiável a análise econométrica deve ser baseada em um modelo estatístico adequado que descreva o fenômeno estudado. Aqui já cabe o alerta de que alguns investigadores ou réus, a fim de levar a um resultado impossível de alcançar, podem exigir que tal modelo incorpore dezenas de variáveis que efetivamente interferem nos preços estudados (Fisher, 1986; Biruk *et al.*, 2017). O *expert*, porém, não pode cair nessa armadilha: o modelo completo não existe e o cientista nunca o obterá por elaboração excessiva (Box, 1976). Assim, a regra geral a ser adotada é a parcimônia, na qual apenas as variáveis realmente importantes devem ser utilizadas, em um modelo que pode ser chamado de “forma reduzida” (Baker e Rubinfeld, 1999). Também é importante considerar que não existe um modelo que possa ser predefinido para todos os casos, e que cada um deve ser estudado por suas particularidades (Porter e Zona, 1993).

Com essa necessidade de parcimônia em mente, o analista deve saber que a escolha do modelo estatístico é a tarefa mais

importante para a análise econométrica. Se o modelo for especificado incorretamente, se uma variável importante for omitida, se houver descuido com a não linearidade dos termos ou se não for reconhecido que as variáveis explicativas foram selecionadas de um conjunto maior, todo o trabalho realizado pode ser condenado e seus resultados invalidados (Chatfield, 1995). Além disso, é necessário um balanço entre a flexibilidade dos modelos e a precisão das estimativas dos seus parâmetros (dilema viés-variância), a fim de minimizar o erro do modelo (Skitmore e Runeson, 2006; James *et al.*, 2013).

Mesmo se for levado em consideração que o modelo real não existe, pode-se estimar que as variáveis mais comumente usadas em estudos de fraude em licitações de obras de engenharia são o Preço Global de Referência (PGR) e o número de competidores (Howard e Kaserman, 1989). Além disso, variáveis que representam a interação entre oferta e demanda e a assimetria entre competidores podem ser adotadas (Bajari e Ye, 2003; Dyer *et al.*, 1989). Com todas estas considerações em mente, um modelo econométrico foi desenvolvido utilizando os dados saneados da análise estatística anteriormente descrita (Tabelas 1 e 2), cuja estatística descritiva é apresentada nas Tabelas 4 e 5:

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio Padrão
Número de propostas válidas	2	7,9	20	4,1
Valor das propostas válidas (milhões de R\$)	93,35	552,17	1.674,24	377,87
Estimativa Petrobras (milhões de R\$)	100,87	503,65	1.379,08	364,44
Diferenças entre as propostas válidas e os PGRPs	-35,9%	8,0%	55,4%	18,5%

Tabela 4. Estatística descritiva do conjunto de dados das Licitações de Referência

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio Padrão
Número de propostas válidas	2	3,9	7	1,3
Valor das propostas válidas (milhões de R\$)	149,20	1.415,55	6.452,74	1.378,62
Estimativa Petrobras (milhões de R\$)	142,79	1.067,14	3.427,94	905,95
Diferenças entre as propostas válidas e os PGRPs	-14,4%	34,1%	93,6%	24,1%

Tabela 5. Estatística descritiva do conjunto de dados das Licitações Questionadas

As tabelas 4 e 5 indicam que as licitações restritas ao Clube das 16 têm outras características significativamente diferentes daquelas abertas às demais empreiteiras, além do valor médio das propostas já testado na análise estatística. Enquanto as licitações de referência tiveram uma média de 7,9 propostas válidas (até o máximo de 20), nas licitações questionadas se observa um número médio de propostas válidas de 3,9 (com um máximo de 7). Além disso, observa-se que o Clube das 16 deu clara preferência às maiores obras da estatal, que naturalmente ofereciam maior potencial de lucro (potencialmente ilícito).

Mesmo que tais diferenças saltem aos olhos, ainda assim as empreiteiras investigadas poderiam argumentar que se trata de evidências circunstanciais possivelmente devidas ao acaso ou a outros fenômenos. Cada construtora investigada pode alegar que se fossem considerados o número de concorrentes na licitação ou características específicas de suas obras, tais como tamanho ou localização, o alto valor de sua proposta teria explicação. Para sanar estas dúvidas e fornecer provas cientificamente fundamentadas, uma análise econométrica foi empregada para materializar o conluio. Se combinada com evidências circunstanciais que evitem a possibilidade de que um falso positivo (erro tipo II) leve a uma condenação injusta, a prova científica cumprirá o importante papel de dar suporte à decisão judicial de que o aumento dos valores das propostas foi arbitrário e criminal, não sendo apenas uma combinação infeliz de fatos não criminosos ou aleatórios que levassem ao mesmo resultado (Lanzillotti, 1998).

Conforme já apontado, embora a teoria e a prática apontem para dezenas de preditores possíveis, apenas as variáveis mais importantes que fazem parte da composição de uma proposta devem ser usadas. A literatura da área (Howard e Kaserman, 1989; Dyer, Kagel e Levin, 1989; Porter & Zona, 1993; Lanzillotti, 1998; Bajari & Ye, 2003; European Commission, 2013) foi consultada para selecionar as variáveis mais usadas, que serão descritas adiante.

4.1 DETALHES DAS VARIÁVEIS PREDITIVAS

O primeiro parâmetro a ser inserido no modelo econométrico foi o Preço Global de Referência da Petrobras (PGRP), variável quantitativa contínua que representa o tamanho de cada obra, de acordo com os orçamentos calculados pela área de engenharia da estatal antes de cada licitação. A Figura 3 apresenta um histograma para a variável, separando-a entre as licitações de referência e as questionadas, e a Figura 4 exibe o gráfico de dispersão entre os valores das 604 propostas válidas e os PGRPs correspondentes. Nestas duas figuras, podemos observar que o maior número de propostas foi observado em obras de valores menores, sendo as licitações de referência restritas a obras de até R\$ 1,5 bilhão. Em contraste, as licitações questionadas são distribuídas por todo o espectro do tamanho de obras, e com exclusividade na região entre R\$ 1,5 e R\$ 3,5 bilhões. A Figura 4 deixa clara a correlação linear positiva entre os valores dos PGRPs e das propostas observadas.

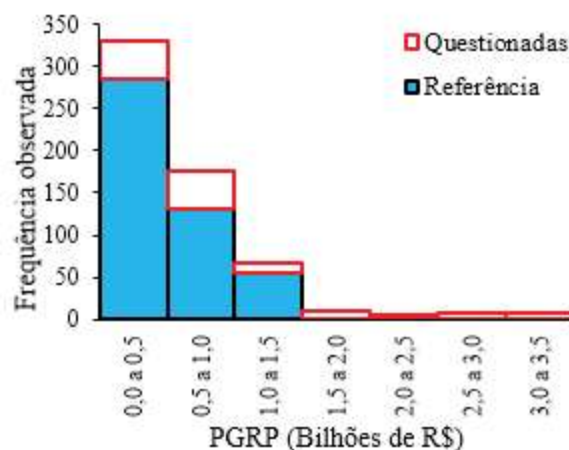


Figura 3: Histograma dos Preços Globais de Referência Petrobras

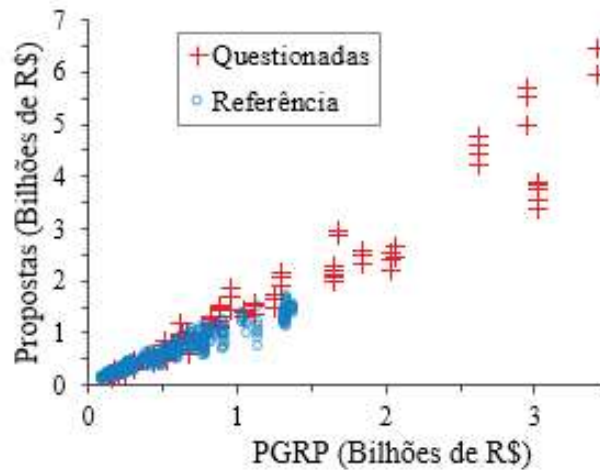


Figura 4: Dispersão entre os valores das propostas válidas e seus respectivos PGRPs

O segundo parâmetro a ser incluído no modelo econométrico é o número de Propostas Válidas (PV), variável quantitativa discreta que representa a competitividade de cada licitação, de acordo com o número de propostas (excluídas as espúrias). A Figura 5 mostra o histograma dessa variável para os dois conjuntos de dados e a Figura 6 exibe o gráfico de dispersão entre o número de propostas válidas e seu valor. Nestes dois gráficos, uma proporção significativa dos dados é derivada de licitações com 3 a 11 propostas válidas. Além disso, as licitações restritas ao Clube das 16 apresentam um número menor de propostas válidas que as licitações de referência. A Figura 6 antecipa a tendência de uma correlação negativa entre o número de propostas válidas e os valores das propostas, conforme respaldam os estudos da área.

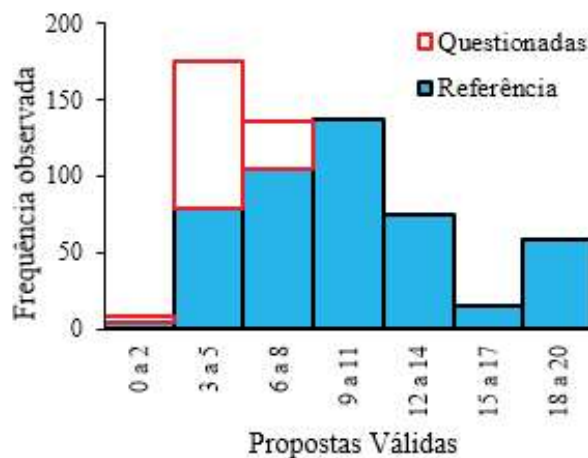


Figura 5: Histograma do número de Propostas Válidas em cada licitação

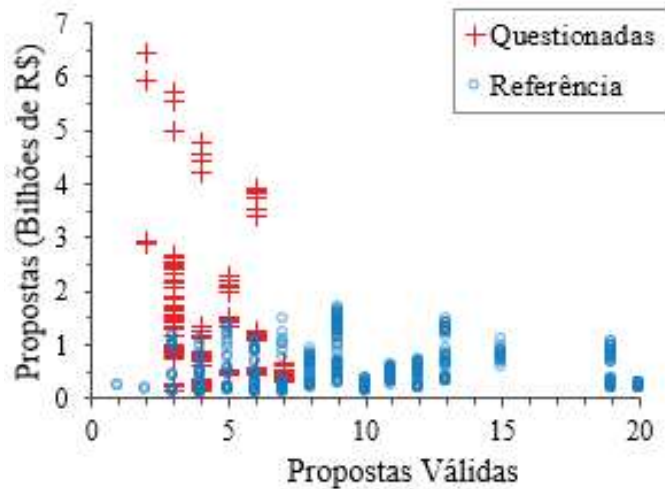


Figura 6: Dispersão entre o número de Propostas Válidas e seus valores

A terceira variável considerada é a Variação do Investimento (VI) em infraestrutura da Petrobras. Trata-se de variável quantitativa contínua que representa a demanda do mercado, de acordo com a variação percentual dos investimentos da Petrobras no ano de cada licitação, quando comparados ao ano anterior. Esta variável busca considerar a influência que o volume de obras no mercado teve no comportamento das propostas. A Figura 7 ilustra o histograma dessa variável para os dois conjuntos de dados e a Figura 8 apresenta o gráfico de dispersão entre a variação dos investimentos da estatal e os valores das propostas das empreiteiras. Nestas duas figuras, podemos observar que a maioria das ofertas válidas ocorreu em épocas em que a Petrobras investia significativamente em infraestrutura, ou seja, quando o mercado estava aquecido.



Figura 7: Histograma da Variação do Investimento da Petrobras no ano da licitação

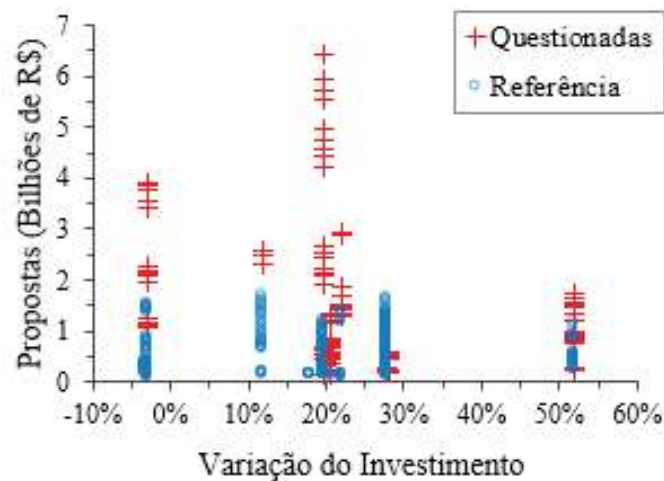


Figura 8: Dispersão entre a VI e os valores das propostas

Entende-se que o tamanho de cada empreiteira é uma variável objetiva que deve representar seus custos administrativos, economia de escala e outros detalhes que influenciem em sua política de preços. Por esse motivo, o tamanho das empresas foi a quarta variável considerada no modelo. A situação ideal para o estudo desta variável seria considerar as receitas anuais de cada construtora em todo o período estudado, o que também permitiria uma estimativa da capacidade ociosa de cada competidor. Entretanto, estes dados exigiriam autorização judicial para serem acessados junto à Receita Federal (caso tais dados estejam disponíveis no futuro o modelo aqui apresentado poderá ser refinado).

Buscando contornar esse problema, os tamanhos das empreiteiras foram representados pela variável quantitativa contínua Volume de Contratos (VC) junto à Petrobras (quando as propostas foram apresentadas por consórcios, o valor médio de seus membros foi considerado). Tais volumes foram computados até 2013, uma vez que com o início da Operação Lava Jato em 2014, os padrões de contratação da estatal mudaram significativamente. A Figura 9 mostra o histograma dessa variável para os dois conjuntos de dados, e a Figura 10 exhibe o gráfico de dispersão entre o tamanho dos competidores e os valores de suas propostas. Aqui podemos ver que a maioria das propostas válidas foi feita pelas construtoras com até R\$ 2 bilhões contratados junto à Petrobras. A Figura 10 mostra uma leve correlação positiva entre o volume de contratos das empreiteiras que não integravam o Clube das 16 e os valores das propostas, assim como nenhuma correlação para as integrantes desse Clube.

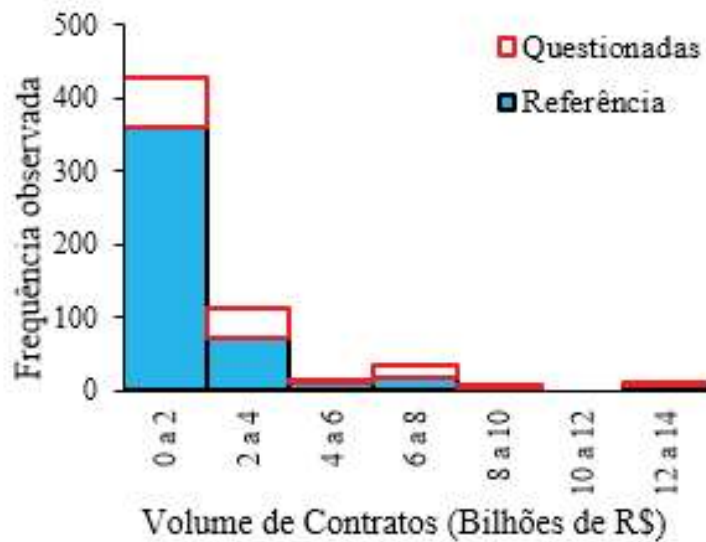


Figura 9: Histograma do Volume de Contratos das empreiteiras junto à Petrobras

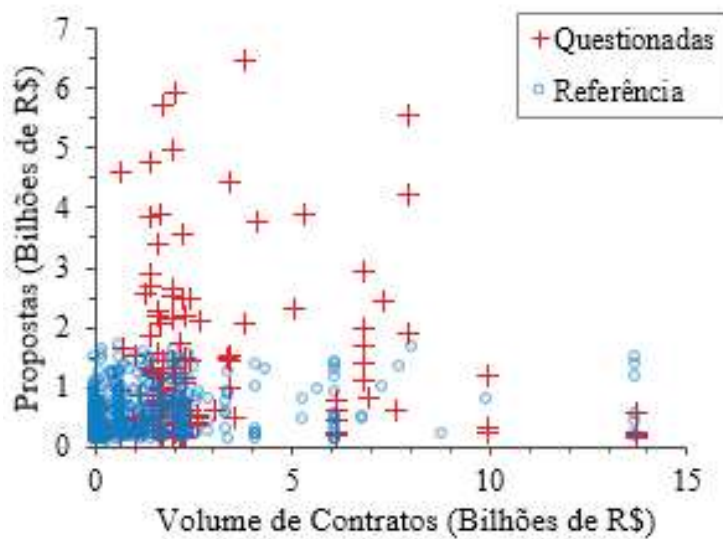


Figura 10: Dispersão entre o Volume de Contratos das empreiteiras junto à Petrobras e os valores de suas propostas

O quinto parâmetro considerado foi a variável quantitativa contínua que representa a Distância (D) do canteiro de obras à sede de cada empreiteira (foram utilizadas as distâncias entre as capitais dos estados brasileiros). Como os empreiteiros criaram importantes filiais próximas aos canteiros de obras maiores, a distância considerada foi nula em diversos casos. Para os consórcios foi considerada a menor distância para cada integrante, pressupondo-se que o apoio logístico seria

feito pela empresa mais próxima do canteiro para minimizar os custos. A Figura 11 apresenta o histograma dessa variável para os dois conjuntos de dados, e a Figura 12 exhibe o gráfico de dispersão entre a distância ao canteiro de obras e os valores das propostas. Pode-se observar que a maioria das propostas válidas foi feita por empreiteiros cuja sede estava próxima à obra licitada e, também, que não há uma correlação bem definida entre as distâncias e os valores das propostas.

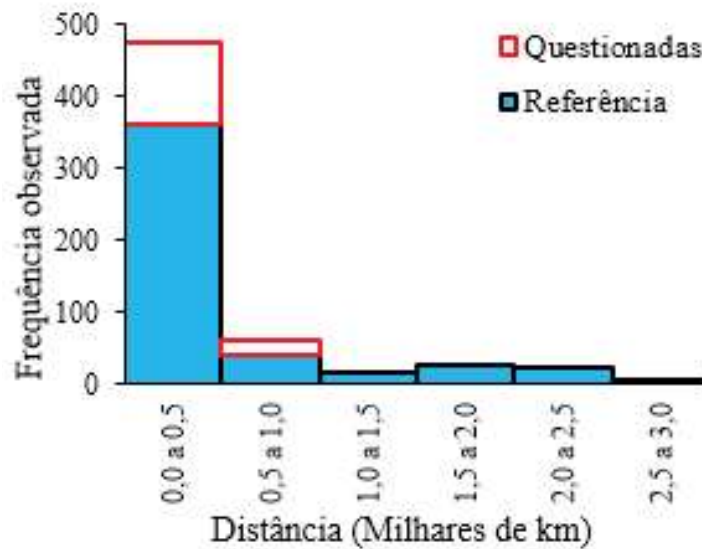


Figura 11: Histograma das distâncias das sedes dos competidores aos canteiros de obras

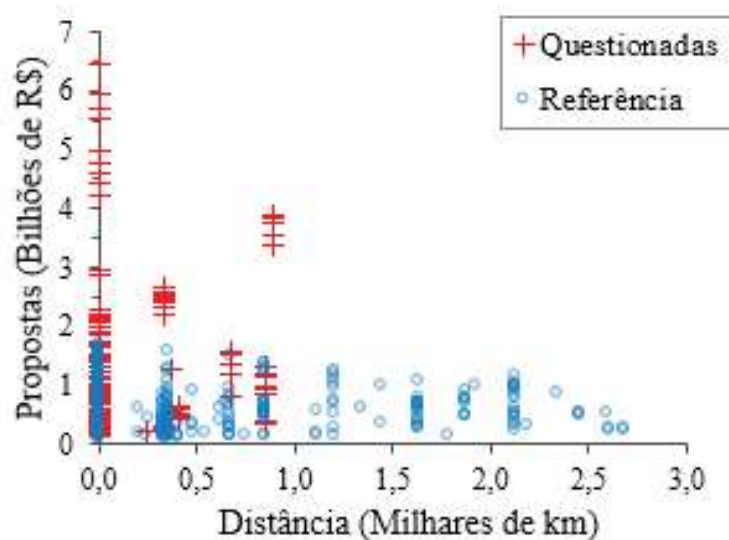


Figura 12: Dispersão entre distâncias aos canteiros de obras e os valores das propostas

Por fim, a variável dicotômica discreta Cartel (que assume os valores 0 para as licitações de referência e 1 para os as licitações questionadas) foi inserida no modelo. A prova de conluio se baseia na confiabilidade (qualidade) do modelo estatístico e na significância estatística desta variável dicotômica, cujo histograma é apresentado na Figura 13. A Figura 14 exibe o gráfico de dispersão entre Cartel e os valores das propostas. Vê-se que a maior parte das propostas foi observada nas licitações de referência e que o gráfico de dispersão sugere a existência de uma correlação positiva entre a variável Cartel e os valores das propostas.

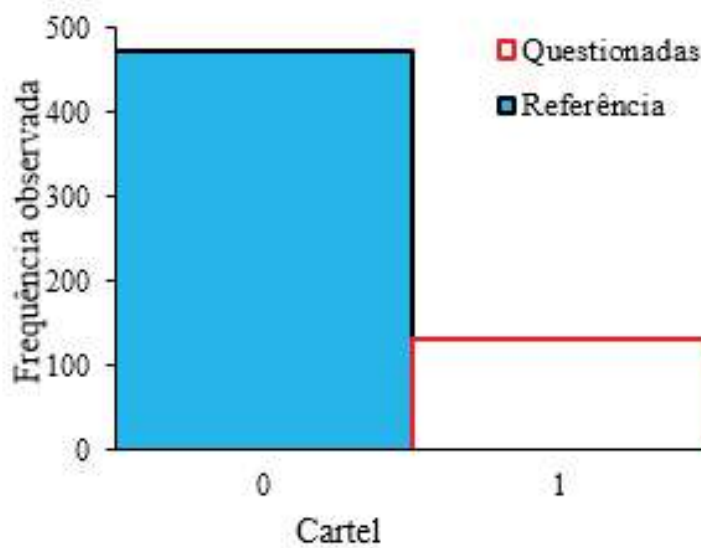


Figura 13: Histograma da variável Cartel para as propostas de cada licitação

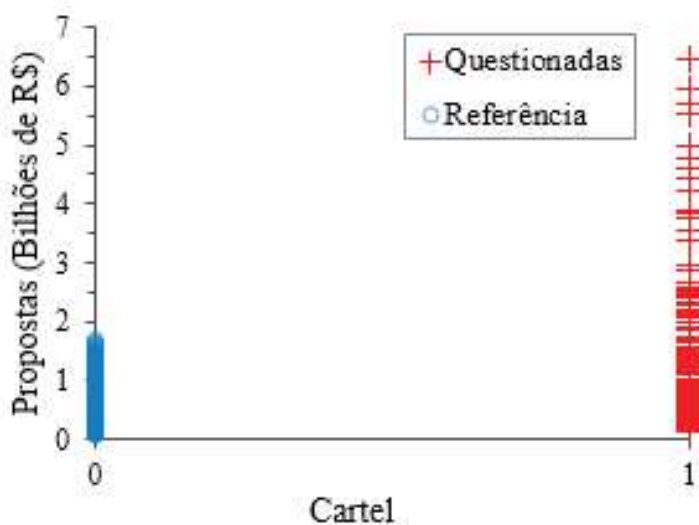


Figura 14: Dispersão entre a variável Cartel e os valores das propostas

Conforme já destacado, mesmo que as variáveis consideradas sejam mensuráveis e representativas do custo de uma obra, as empreiteiras investigadas podem alegar que outros aspectos deveriam ser considerados e que são livres para estabelecer suas margens de lucro de acordo com critérios internos à empresa que seriam impossíveis de modelar. Esse é um argumento difícil de refutar, pois cada construtora tem sua própria estrutura de preços e estratégia competitiva (Phlips, 1996). Não obstante essa questão, acredita-se que as variáveis aqui consideradas possibilitam a construção de um modelo econométrico robusto que atenda aos requisitos científicos e legais (National Research Council, 2011).

4.2 PREDIÇÃO DE PROPOSTAS HONESTAS (CENÁRIO CONTRAFACTUAL)

Após definir as principais variáveis influenciadoras na formação dos valores das propostas, o modelo econométrico foi desenvolvido para descrever o cenário contrafactual, ou seja, para obter os valores das Propostas Honestas Preditas (PHP), usando dados das 472 propostas válidas integrantes do conjunto de dados das licitações de referência. Os cálculos foram feitos utilizando-se os programas Microsoft Excel e SisReN, que permite o uso de Sistema de Redes Neurais Artificiais e Inferência Estatística com Regressão Linear Múltipla. A metodologia utilizada foi a Regressão Linear Múltipla e seus parâmetros foram calculados pelo método dos mínimos quadrados, aplicando-se transformações quando necessárias. Uma regressão sequencial foi realizada, iniciando com os PRGPs e com o número de propostas válidas universalmente utilizados e, em seguida, adicionando sucessivamente as variáveis anteriormente descritas por ordem de significância (medida pela estatística t), com o recálculo dos coeficientes b_k em cada caso, visando com isso alcançar o melhor ajuste possível.

A estatística t é utilizada para aferir a significância de cada variável independente na definição da variável dependente. Se o módulo do valor da estatística t for menor que um determinado valor (basicamente calculado em função do nível de confiança requerido e do número de dados da amostra), não se pode rejeitar a hipótese de que a variável testada é estatisticamente insignificante. Por outro lado, se a estatística t for

maior que o valor-limite em valor absoluto, conclui-se que é improvável que a variável não seja estatisticamente significativa (James *et al.*, 2013).

A Tabela 6 resume o processo de análise das variáveis nos modelos numerados de um a cinco, demonstrando que quatro das cinco variáveis testadas apresentaram significância para $\alpha = 5\%$ ($t \approx 2,0$) e, portanto, foram incluídas no modelo. A variável PGRP exibe uma correlação linear positiva com as propostas estimadas (Figura 15) e é significativa. A variável PV também é significativa, exibindo um comportamento não linear (Figura 16), tendendo assintoticamente a um valor mínimo (esse valor mínimo representa o valor inexecuível). As variáveis VI e VC revelaram-se significativas e apresentaram correlação linear positiva com os lances estimados. Os modelos estudados conseguem explicar pelo menos 93% dos valores observados, o que corresponde a uma correlação fortíssima.

Itens	Modelo						
	1	2	3	4	5	Cartel	Não Extrap.
	N=472	N=472	N=472	N=472	N=472	N=604	N=573
PHP (Proposta Honesta Predita)	ln(x)	ln(x)	ln(x)	ln(x)	ln(x)	ln(x)	ln(x)
	F=7485	F=3837	F=2612	F=1980	F=1594	F=2785	F=1978
	R ² =0,93	R ² =0,93	R ² =0,93	R ² =0,93	R ² =0,94	R ² =0,95	R ² =0,93
PGRP (Preço Global de Referência Petrobras)	ln(x)	ln(x)	ln(x)	ln(x)	ln(x)	ln(x)	ln(x)
	b=0,9888	b=0,9963	b=0,9864	b=0,9833	b=0,9820	b=1,0196	b=1,0075
	t=86,52	t=86,66	t=83,59	t=83,21	t=83,23	t=108,53	t=94,07
PV (Propostas Válidas)		1/x	1/x	1/x	1/x	1/x	1/x
		b=0,3054	b=0,2532	b=0,2399	b=0,2083	b=0,3797	b=0,3137
		t=3,48	t=2,87	t=2,72	t=2,33	t=4,78	t=3,74
VI (Variação do Investimento)			x	x	x	x	X
			b=0,1683	b=0,1693	b=0,1589	b=0,0882	b=0,1098
			t=3,20	t=3,24	t=3,03	t=1,95	t=2,28
VC (Volume de Contratos)				x	x	x	X
				b=8,38E-06	b=9,60E-06	b=3,61E-06	b=3,78E-06
				t=2,35	t=2,66	t=1,22	t=1,25

Itens	Modelo						
	1	2	3	4	5	Cartel	Não Extrap.
	N=472	N=472	N=472	N=472	N=472	N=604	N=573
D (Distância)							
						x	
						b=2,42E-05	
						t=1,96	
Cartel							
						x	X
						b=0,1461	b=0,1390
						t=7,08	t=6,42
Constante	0,129	0,045	0,080	0,088	0,009	-0,127	-0,050

*Todos os coeficientes de determinação (R^2) são ajustados para o número de preditores do respectivo modelo.

Tabela 6. Resumo da regressão sequencial

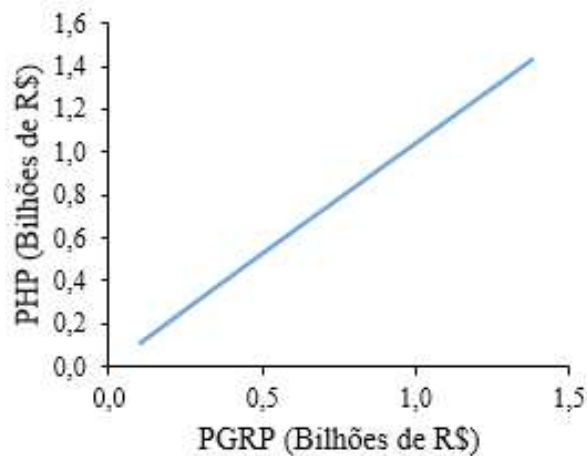


Figura 15: Correlação entre o PGRP e PHP

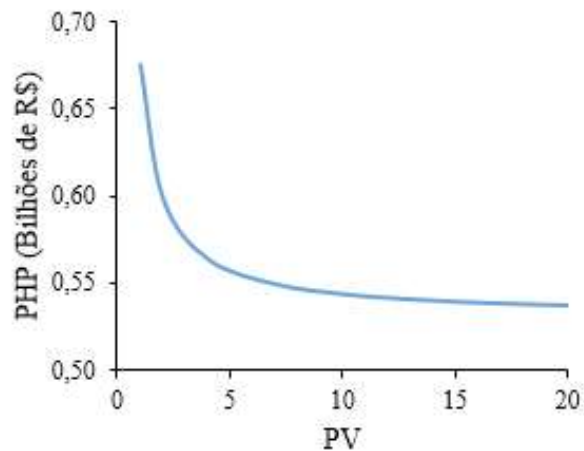


Figura 16: Correlação entre PV e PHP

A variável D, apesar de apresentar uma correlação positiva com os lances válidos, foi estatisticamente insignificante e, portanto, não foi incorporada ao modelo. Além do PGRP, as demais variáveis praticamente não aumentaram o poder de explicação do modelo. Entretanto, como podem fornecer informações pontuais importantes para a individualização da conduta em casos criminais, todas as variáveis que mostraram ser significativas serão incluídas no modelo escolhido para prever as propostas dos competidores honestos, que serão fornecidas pela Equação 2 (modelo 4, coluna azul na Tabela 6):

$$\ln(PHP) = 0.9833 \times \ln(PGRP) + \frac{0.2399}{PV} + 0.1693 \times VI + 8.38 \times 10^{-6} \times VC + 0.088$$

[Eq. 2]

O modelo selecionado adota uma transformação logarítmica para a variável dependente (o valor da Proposta Honesta Preditada) para remediar as variâncias desiguais e a não normalidade dos erros no modelo de regressão linear. Para manter a relação de regressão linear teórica e prática entre as propostas e os orçamentos da Petrobras, foi necessário adotar a mesma transformação para essa variável independente. Assim, os pressupostos básicos que garantem a qualidade do modelo de regressão adotado foram atendidos: (1) não existe micronumerosidade; (2) os possíveis pontos de influência foram investigados; (3) os erros são homocedásticos e não correlacionados; (4) todas as variáveis foram testadas e apresentaram comportamento adequado; (5) não há colinearidade entre as variáveis independentes; e (6) não há correlação evidente entre o erro aleatório e as variáveis independentes.

4.3 PROVA DO CONLUIO

Uma vez definido o modelo de predição de propostas honestas, foi finalmente possível testar a variável dicotômica que indica a influência do cartel. Sua inclusão, juntamente com 132 novas propostas válidas na amostra (provenientes das licitações questionadas), levaram ao recálculo dos componentes do modelo. O resultado é o modelo 6 (coluna amarela da Tabela 6) transcrito pela Equação 3:

$$\ln PHP = 1.0196 \times \ln(PGRP) + \frac{0.3797}{PV} + 0.0882 \times VI + 3.61 \times 10^{-6} \times VC + 0.1461 \times Cartel - 0.127$$

[Eq. 3]

Como pode ser visto na coluna do modelo 6 (coluna amarela da Tabela 6), a variável Cartel apresenta $t = 7,08$, sendo a segunda variável mais importante na definição do PHP, sendo superada apenas pelo PGRP. Esse valor de t ultrapassa largamente o valor crítico ($t \approx 2,0$), permitindo concluir com muita segurança que a variável Cartel é estatisticamente significativa e, portanto, sua influência nas propostas não é devida ao acaso. Por outro lado, as variáveis VI e VC deixam de ser estatisticamente significantes, o que é, de certa forma, esperado: caso o cartel tenha sido formado justamente para manipular conscientemente as propostas, as demais variáveis tendem a perder importância na definição do seu valor.

Cabe observar que o modelo de licitações idôneas apresentado na Equação 3 incorpora projetos com PGRP de até R\$ 1,38 bilhão, enquanto nove das 36 propostas cartelizadas apresentam valores entre R\$ 1,66 bilhão e R\$ 3,43 bilhões. Como a extrapolação do modelo precisa ser exercida com extrema cautela, a variável dicotômica Cartel foi testada usando apenas os dados de licitações limitadas ao PGRP de até R\$ 1,38 bilhão, obtendo os resultados descritos no modelo 7 (coluna verde da Tabela 6). Como se pode ver, o comportamento dos modelos extrapolado e não extrapolado é similar. Considerando que a falta de dados sobre licitações idôneas para as maiores obras deveu-se exatamente à ação do cartel para afastar concorrentes em licitações de maior valor, conclui-se que o aumento de suas propostas também deve ser admitido para contratos acima de R\$ 1,66 bilhão.

Como no presente, caso as construtoras do Clube das 16 foram acusadas do crime de conluio, ao interpretar os resultados desta análise de regressão múltipla é necessário distinguir entre correlação e causalidade. Enquanto as evidências científicas apontam para uma forte correlação entre o valor das propostas e o cartel, um juiz ainda pode assumir que essa correlação se deve ao acaso ou a variáveis externas. Nesse caso, porém, a causalidade é evidente. As provas fornecidas pelos

Programas de Leniência e pelos Acordos de Colaboração Premiada das construtoras podem esclarecer se as propostas mais altas observadas nas licitações questionadas foram causadas pelo cartel ou pelo acaso (CADE, 2015a):

*[...] Assim, foi formado o “Clube das 16”, que se manteve de forma estável e organizada até, pelo menos, final de 2011/início de 2012, voltado à supressão/redução de competitividade nas licitações/contratações realizadas pela Petrobras nas obras de montagem industrial “onshore”, com prévio acerto do vencedor, preços apresentados, condições, divisões de lotes, abs-
tenções, propostas de cobertura, dentre outros.*

4.4 PROVA DO AFASTAMENTO DE COMPETIDORES

De acordo com a Figura 16 e os testes estatísticos, o número de propostas válidas tem grande importância na definição dos valores das propostas honestas. Ciente da necessidade de ter um número limitado de competidores envolvidos no processo de licitação, o Clube das 16 fez todos os esforços para mantê-lo no mínimo (CADE, 2015a):

[...] essa prerrogativa da diretoria finalística e da Diretoria de Serviços de escolher as empresas que eram convidadas para o certame foi utilizada como importante ferramenta para a viabilidade do cartel. Tanto foi assim que os Signatários esclarecem que, para a implementação da conduta, era importante que os dois diretores à época [...] recebessem previamente do “Grupo” de empresas a lista daquelas que deveriam ser convidadas para participar dos certames. Apenas as convidadas poderiam participar dos certames, sendo que as empresas convidadas já haviam combinado previamente quais delas seriam vencedoras e quais apresentariam propostas de cobertura.

Já se sabe que a diferença entre o número de competidores é estatisticamente significativa (Tabelas 3 e 4). Além disso, é possível submeter essa declaração a um novo teste para determinar se o número de propostas válidas foi realmente reduzido ilegalmente pelo afastamento de competidores implementado pelo Clube das 16. A Figura 17, por exemplo, exhibe as licitações de referência e sugere que quando o tamanho das obras aumenta, há uma tendência de aumento da concorrência. No entanto, quando licitações questionadas são adicionadas ao conjunto de dados, ocorre uma reversão desse comportamento,

com uma correlação negativa entre o número de propostas válidas e os orçamentos da Petrobras. O histograma das propostas válidas é apresentado na Figura 5.

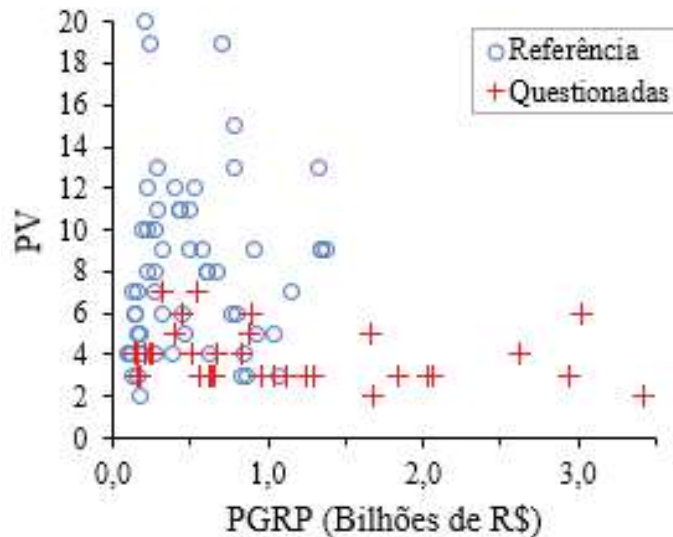


Figura 17: Dispersão entre o PGRP e o número de Propostas Válidas

Objetivando apresentar uma nova prova de afastamento de competidores, um novo modelo estatístico foi construído para prever o número de propostas válidas em licitações de referência, de acordo com o procedimento usado para construir o modelo para prever propostas honestas. Supõe-se que o número de PVs seja diretamente proporcional ao número de construtoras interessadas em cada licitação. Portanto, foram selecionadas algumas variáveis preditivas que deveriam melhorar a atratividade de uma obra para um grupo maior de competidores. Esses preditores são o PGRP, para representar o tamanho da obra; o Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro no ano anterior à licitação, para representar o aquecimento do mercado (e consequentemente a disposição para vencer de cada um dos possíveis concorrentes); e a menor distância (D) entre o canteiro de obras e os principais complexos da Petrobras (São Paulo/SP, Rio de Janeiro/RJ e Recife/PE), representando a facilidade de mobilização e instalação para a maioria dos concorrentes.

Se consideradas apenas as Licitações de Referência, o modelo que descreve o número esperado de Propostas Válidas é o da Equação 4, que demonstra que para este grupo de licitações a competitividade aumenta para obras maiores, com o número crescente de propostas vá-

lidas, sendo assintoticamente limitado a aproximadamente dez. Para o presente caso, a variável PV será considerada contínua. A Equação 4 apresenta $F = 8$ e R^2 ajustado = 0,22 (as variáveis PGRP; PIB e D apresentam $t = -2,59$; $-3,13$; e $-2,12$, respectivamente).

$$\ln(PV) = \frac{-6671.2520}{PGRP^2} - 0.0628 \times PIB - 0.0003 \times D + 2.3253$$

[Eq. 4]

O baixo R^2 indica que a Equação 4 tem um limitado poder de explicação sobre o número de propostas válidas, possivelmente devido à desconsideração de outras variáveis importantes, como a capacidade ociosa de cada potencial competidor no momento da licitação e outras. Biruk *et al.* (2017) elencam uma lista não exaustiva de vinte e três critérios para definir a atratividade de uma obra para que cada concorrente decida apresentar sua proposta. Entretanto, a maioria destes critérios não estava disponível e, portanto, não foi possível utilizá-los na modelagem matemática – a análise poderá ser refinada caso maiores informações sejam disponibilizadas (o que exigirá autorização judicial em alguns casos), esperando-se que o número de propostas válidas alcance uma equação com maior poder de explicação.

Repete-se que o fator Cartel emergiu como a principal influência para reduzir o número de propostas válidas observadas nas Tabelas 3 e 4. A estatística $t = -6,52$, calculada para o fator Cartel, permite concluir que a redução do número de propostas válidas não é devido ao acaso, mas o resultado de comportamento colusivo. Assim, considerando que a ação do cartel para afastar competidores nas licitações questionadas possui provas científicas e testemunhais, o valor do número esperado de propostas válidas para as licitações cartelizadas precisa ser alterado. Com isso em mente, pode-se aplicar a Equação 4 para prever a competitividade esperada das licitações questionadas para calcular os prejuízos infligidos pelo cartel à Petrobras.

4.5 CÁLCULO DO PREJUÍZO DIRETO

A determinação do dano direto causado pelas ações ilegais do Clube das 16 exigiu a criação de um novo modelo estatístico, no qual

apenas as melhores propostas válidas de cada licitação de referência foram consideradas. A aplicação desse novo modelo aos dados de cada licitação cartelizada pode resultar no valor predito da proposta vencedora para o cenário contrafactual. Seguindo os mesmos procedimentos utilizados para a Equação 2, o modelo da Equação 5 foi escolhido para descrever a Melhor Proposta Honesta Predita (MPHP), resultando em $F = 1005$ e R^2 ajustado = 0,95 (PGRP e PV apresentam $t = 44,46$ e $3,84$, respectivamente). Como as variáveis VI e VC não mostraram significância, elas não foram consideradas como preditores das melhores propostas esperadas.

$$\ln(MPHP) = 1.0099 \times \ln(PGRP) + \frac{0.7269}{PV} - 0.307$$

[Eq. 5]

Ao aplicar a Equação 5 às licitações de referência, podemos observar que as melhores propostas honestas preditas são, em média, 11,8% menores que seus respectivos PGRPs (isso significa um desconto médio de 11,8%). A diferença entre esse valor e o desconto médio de 11,1% obtido na análise estatística apresentada na seção 3 se deve basicamente à consideração das variáveis que não haviam sido consideradas no método estatístico.

Uma vez que o modelo permite prever a melhor proposta que seria observada em uma licitação honesta, é importante observar que a aplicação da Equação 5 aos contratos cartelizados deve ser realizada com um critério adicional, conforme já antecipado. Isso ocorre porque o MPHP diminui à medida que o número de propostas válidas aumenta. Por conseguinte, o número de propostas válidas a ser utilizado na Equação 5 deve ser aquele calculado de acordo com a Equação 4. Isso permitirá a predição da melhor proposta que seria obtida se as licitações questionadas não estivessem sujeitas ao afastamento de competidores imposto pelo cartel. Nesta conjuntura, o prejuízo direto à Petrobras pode ser avaliado usando a Equação 6. A Tabela 7 mostra um extrato dos prejuízos diretos para doze contratos.

$$\text{Prejuízo Direto} = \text{Valor Contratado} - \text{MPHP}$$

[Eq. 6]

Con- trato	PGRP (Milhões de R\$)	PIB (%)	D (km)	PV (Equa- ção 4)	MPHP (Milhões de R\$ - Equação 5)	Valor con- tratado (Milhões de R\$)*	Prejuízo direto (Milhões de R\$ - Equa- ção 6)	Pre- juízo direto (%)
1	1.679,82	5,09	0	7,4	1.467,10	1.938,19	471,09	24,3%
2	2.627,67	5,09	0	7,4	2.304,79	3.125,65	820,86	26,3%
3 a 11
12	97,96	3,05	412	3,7	91,66	100,78	9,12	9,0%
Média								22,7%
Desvio Padrão								6,2%

*Algumas verbas fixas e ocasionais foram excluídas.

Tabela 7 – Extrato do cálculo do prejuízo direto causado à Petrobras (análise econométrica)

Como exemplo de comparação entre as abordagens estatística e econométrica, tomem-se os contratos no 2 e 12 da Tabela 7, que são diretamente comparáveis ao segundo e ao último contratos da análise estatística (Tabela 3). O contrato nº 2 da Tabela 7 teve o prejuízo direto calculado em 24,7% pela análise estatística e em 26,3% na econométrica. Já o contrato nº 12 da Tabela 7 teve os prejuízos diretos calculados de 13,6% e 9,0% pelas abordagens estatística e econométrica, respectivamente. Tais diferenças se devem às características peculiares de cada projeto que foram consideradas pelo método econométrico e que haviam sido negligenciadas anteriormente, particularmente a correção para a competitividade. Como o valor dos PRGPs dessas obras eram de R\$ 2,6 bilhões e R\$ 98 milhões, respectivamente, esperar-se-ia mais competidores para a primeira licitação. De fato, conforme definido na Equação 4, o número de propostas válidas preditas para este contrato foi de 7,4, e de apenas 3,7 para o contrato menor. Assim, conforme a Equação 5, a melhor proposta honesta predita daria um desconto maior em relação ao PGRP no maior contrato. Isso mostra a importância desta abordagem para a individualização de condutas.

A Tabela 7 também mostra que o dano direto médio para os contratos analisados pelo método econométrico é de 22,7%, valor semelhante aos 21,5% obtidos na análise estatística e muito superior ao valor percentual indicado nas confissões de vários envolvidos, incluindo o diretor da estatal que confessou sua participação no esquema do cartel e devolveu milhões de dólares roubados aos cofres

públicos. Um extrato de uma audiência reforça explicitamente este ponto (Brasil, 2015)⁴:

Juiz Federal: O senhor mencionou que havia esse cartel?

Depoente: Correto.

Juiz Federal: Havendo esse cartel não havia um comprometimento das licitações?

Depoente: Sim.

Juiz Federal: Da concorrência?

Depoente: Sim, o senhor tem total razão, Excelência...

Juiz Federal: O senhor não entende que se não houvesse esse cartel poderia a concorrência gerar preços menores dentro das propostas?

Depoente: Poderia, mas dentro desse percentual de 3%, 2% e não um percentual de 500%, mas sim, correto.

Ao confessar o esquema colusivo, os funcionários da estatal e os representantes das construtoras declararam que até 3% do preço de cada contrato era pago como suborno a partidos políticos e líderes da Petrobras. Assim, caso nenhuma evidência científica estivesse disponível, o tribunal poderia ser obrigado a aceitar os testemunhos como verdade. Os resultados relatados na Tabela 7 podem ser usados para determinar cientificamente se este testemunho é verdadeiro ou não. Para tanto, um teste estatístico foi feito para determinar se a admissão dos acusados é verdadeira, assumindo-se a interpretação mais favorável aos acusados (ou seja, o dano médio à Petrobras seria limitado a 3% do valor de cada contrato). Como a hipótese de normalidade dos dados na Tabela 7 não pode ser rejeitada, um teste t pode ser usado:

$$H_0: \mu \leq 3\%$$

$$H_1: \mu > 3\%$$

$$t = \frac{(\bar{x} - \mu_0)}{\frac{s}{\sqrt{n}}} = \frac{0,227 - 0,030}{\frac{0,062}{\sqrt{12}}}$$

$$t = 10,97$$

$$t_{\text{crit}} (\alpha = 0,05; 11) \approx 1,80$$

4 O depoente teve seu nome preservado.

Como $t \gg t_{crit}$, existe evidência suficiente para justificar a rejeição da alegação de que o dano médio à Petrobras é limitado a 3% dos valores dos contratos cartelizados. Consequentemente, é possível concluir que o dano direto médio à companhia petrolífera brasileira foi muito superior ao percentual admitido pelos envolvidos em seus acordos de leniência, superando a marca dos 20% tanto na abordagem estatística quanto na econométrica.

5. ANÁLISE PROBABILÍSTICA

Para as análises estatística e econométrica anteriormente apresentadas, uma importante informação estava disponível: diversos acordos de colaboração premiada convergiam sobre a existência do Clube das 16, fornecendo um importante ponto de partida para a materialização das colusões. Entretanto, a prática tem mostrado que esta situação é rara pois as investigações usuais da polícia não contam com tal informação prévia. É importante, então, desenvolver ferramentas que detectem conluio em vez de apenas comprová-lo. Uma possibilidade para esta tarefa é a análise probabilística das propostas (Signor *et al.*, 2020a,b).

Esta análise probabilística parte do princípio de que os competidores honestos que se dispõem a ganhar um certame visam à maximização de seus lucros – o que é perfeitamente legal – e assim “calibrarão” suas propostas para que sejam tão competitivas e tão lucrativas quanto possível. Esta calibragem definirá os valores dos lances e será feita diferentemente por cada competidor, que balanceará sua disposição para o lucro (a qual pressionará os preços para cima) com sua necessidade de vencer (a qual pressionará os preços para baixo).

Embora seja impossível prever todos os fatores endógenos e exógenos (p. ex. Biruk *et al.* 2017) que influenciam na definição de uma proposta isolada, é possível antever que deste balanço de fatores resultará que as propostas de uma determinada licitação tendem a ter uma distribuição específica, em que alguns competidores priorizarão o lucro, outros priorizarão a vitória e outros ainda adotarão uma estratégia equilibrada, apresentando propostas altas, baixas e médias, respectivamente. Assim, definindo-se qual é essa distribuição de propostas para licitações idôneas, é possível detectar desvios que apontem para propostas orques-

tradas por competidores colusivos, calculando-se a probabilidade de um determinado grupo de competidores apresentarem propostas honestas e independentes com valores elevados ao mesmo tempo. Em resumo, quando as propostas de determinada licitação apresentam um comportamento muito pouco provável de ter acontecido ao acaso, então esta licitação é apontada como provavelmente fraudada.

5.1 LICITAÇÕES SEM LIMITE SUPERIOR DEFINIDO

Dentre as diferenças marcantes entre os procedimentos licitatórios da Petrobras e as licitações de obras e serviços de engenharia promovidos por outros entes públicos brasileiros está a falta de previsão editalícia de um limite (valor máximo) para as propostas dos competidores. Em outras palavras, a Petrobras não divulgava o PGRP e admitia como válidas propostas que não o ultrapassassem demasiadamente (na maioria dos casos um limite de 20% era arbitrado pela estatal). Para este caso de licitações sem limite superior pré-definido, a abordagem probabilística pode ser utilizada para detectar colusão desde que o orçamento de referência seja correto. No caso específico da Petrobras pode-se assumir a confiabilidade dos PGRPs, uma vez que seus valores eram revisados sempre que os competidores apontassem eventuais erros cometidos pelos engenheiros da estatal.

De maneira genérica é possível assumir que, dada a aleatoriedade de cada certame e considerando um ambiente honesto de licitações sem limite superior pré-definido, as diferenças entre as propostas e os PGRs sigam uma distribuição Normal com média $\mu = 0$ e desvio padrão σ desconhecido. Embora o desvio padrão seja difícil de predefinir teoricamente, é possível supor que ele será limitado já que se espera que a grande maioria das propostas honestas de competidores experientes esteja situada na zona entre os preços inexequíveis e os exageradamente altos.

Para os objetivos da pesquisa apresentada neste artigo, presumiu-se arbitrariamente que 90% das propostas responsáveis tendem a estar situadas entre $\pm 20\%$ em torno do PGR, resultando em um desvio padrão de aproximadamente 0,12 ($\sigma \approx 0,12$). Essa hipótese considera que a maioria dos competidores honestos e experientes apresentará propostas dentro desta faixa de valores quando submetidos à concorrência. Digno

de nota, esse limite de $\pm 20\%$ pode ser revisto caso a caso e, portanto, não define qualquer limite de preço para as propostas. Ainda, reconhece-se que várias outras distribuições que não sejam a Normal podem existir (Pelto, 1971; Signor *et al.*, 2017; Ballesteros-Pérez e Skitmore, 2017). Entretanto, como as diferenças entre as possíveis distribuições são pequenas na região de $\pm 20\%$ em torno da média, a distribuição Normal foi selecionada. Da mesma forma, as médias e desvios padrão de cada licitação devem variar, esperando-se variações maiores em projetos inéditos e variações menores em projetos repetitivos. Por esses motivos, sempre que um histórico de propostas honestas estiver disponível, a distribuição de probabilidade e seus parâmetros poderão ser ajustados e o método aqui exposto continuará válido.

Baseando-se no pressuposto de que as propostas honestas e independentes variarão aleatoriamente em torno do PGR (segundo uma distribuição Normal), é possível identificar casos de cartéis com base em um cálculo probabilístico do comportamento global das propostas de uma licitação questionada. Essa abordagem baseia-se na premissa de que, para ser bem-sucedido, o conluio exige que todos os competidores concordem em participar da manipulação de valores. Nesse momento é importante enfatizar que, se apenas uma proposta for recebida (improvável e até ilegal em vários países), ela poderá ser considerada aleatória pois mesmo que tenha um valor significativamente maior que o PGR, é possível que seja fruto do acaso. Porém, no caso de haver propostas adicionais, uma tendência ao equilíbrio pode ser esperada. De acordo com a Lei dos Grandes Números, a tendência para alcançar o equilíbrio aumentará à medida que o número de competidores aumente, como mostra a Figura 18, construída a partir de dados hipotéticos gerados aleatoriamente de acordo com uma distribuição Normal.

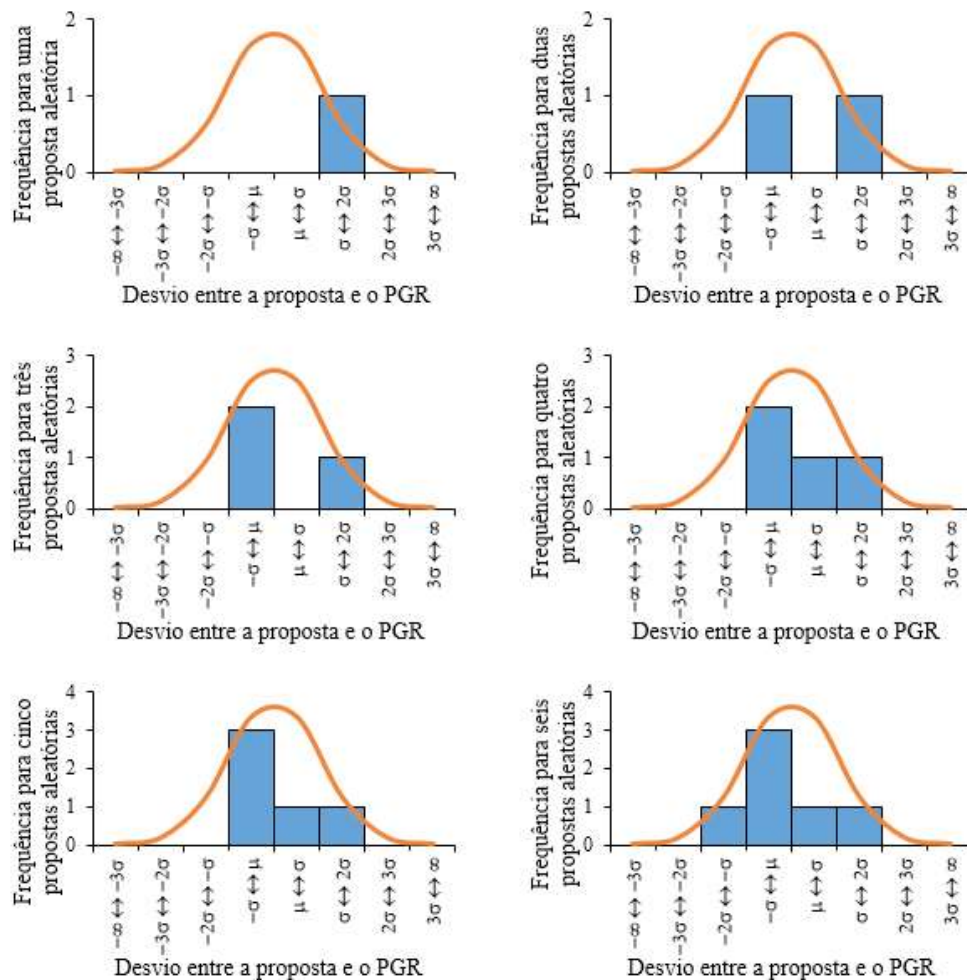


Figura 18: Propostas aleatórias de um a seis competidores honestos sequencialmente adicionados ao conjunto

A Figura 18 sugere que, em um ambiente de licitação competitiva, é improvável que um orçamento oficial confiável seja significativa e simultaneamente excedido por todas as propostas honestas. Com isso em mente, desenvolveu-se um método que determine a probabilidade de um conjunto de Propostas Questionadas maior que PQ1, PQ2, ... PQn ocorrer ao acaso. Isso pode ser realizado comparando essa probabilidade conjunta com um valor limite estipulado de acordo com o número de competidores e o nível de confiança desejado. Se a probabilidade conjunta $P(x)$ exceder o valor limite (mostrado na Tabela 8), o resultado da licitação pode ser considerado coludido.

Assim, para detectar a presença de conluio é, antes, necessário avaliar as probabilidades $P(i)$ de observação de propostas honestas e aleatórias com valores menores que cada proposta questionada usando

a Função de Densidade Cumulativa (CDF) da distribuição apropriada, como exemplifica a Figura 19.

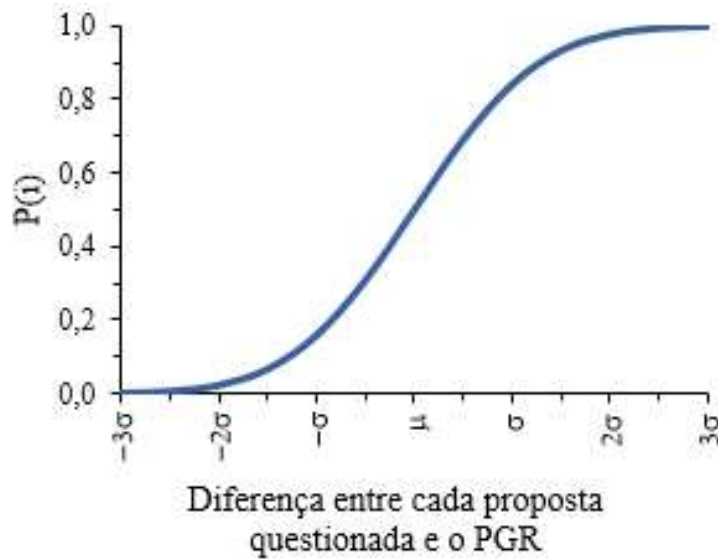


Figura 19: Probabilidade de uma proposta honesta e aleatória ser menor que a proposta questionada

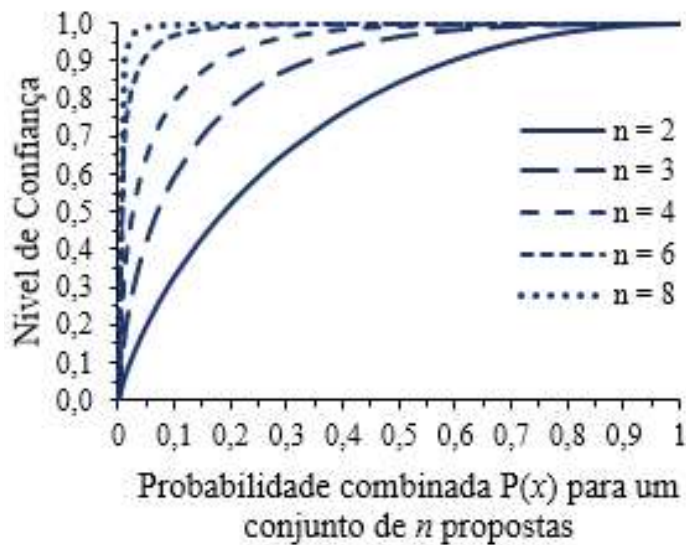


Figura 20: Exemplos de Funções Distribuição Acumulada para licitações com diferentes números de propostas

Depois do cálculo de todas as probabilidades individuais $P(i)$, é possível calcular a probabilidade conjunta $P(x)$ do conjunto de propostas questionadas $PQ1, PQ2, \dots, PQn$ ocorrer ao acaso, multiplicando suas probabilidades constituintes, conforme indicado pela Equação 7.

$$P(x) = P(1) \cap P(2) \cap \dots \cap P(n) = \prod_{i=1}^n P(i)$$

[Eq. 7]

Para licitações honestas, a população das probabilidades $P(i)$ será representada por uma distribuição Uniforme no intervalo $[0,1]$, e a população das probabilidades $P(x)$ será logarítmica com sua Função Distribuição Acumulada (FDA) representada por uma função Gama incompleta (Equação 8 e Figura 20). Assim, a probabilidade $P(x)$ de qualquer conjunto de n Propostas Questionadas ser observado ao acaso pode ser comparada com valores-limite de acordo com n e com um nível de confiança escolhido (Tabela 8). Quando a probabilidade $P(x)$ do conjunto questionado excede qualquer limite, a licitação será considerada totalmente coludida para o respectivo nível de confiança.

$$\pi_n(x) = \frac{\Gamma(n, -\ln(x))}{(n-1)!} \quad [0 \leq x \leq 1]$$

[Eq. 8]

Número de Propostas n	Nível de Confiança			
	90%	95%	99%	99,9%
1	$9,00 \times 10^{-1}$	$9,50 \times 10^{-1}$	$9,90 \times 10^{-1}$	$9,99 \times 10^{-1}$
2	$5,88 \times 10^{-1}$	$7,01 \times 10^{-1}$	$8,62 \times 10^{-1}$	$9,56 \times 10^{-1}$
3	$3,32 \times 10^{-1}$	$4,41 \times 10^{-1}$	$6,47 \times 10^{-1}$	$8,27 \times 10^{-1}$
4	$1,75 \times 10^{-1}$	$2,55 \times 10^{-1}$	$4,39 \times 10^{-1}$	$6,51 \times 10^{-1}$
5	$8,78 \times 10^{-2}$	$1,39 \times 10^{-1}$	$2,78 \times 10^{-1}$	$4,77 \times 10^{-1}$
6	$4,28 \times 10^{-2}$	$7,33 \times 10^{-2}$	$1,68 \times 10^{-1}$	$3,31 \times 10^{-1}$
7	$2,03 \times 10^{-2}$	$3,74 \times 10^{-2}$	$9,73 \times 10^{-2}$	$2,19 \times 10^{-1}$
8	$9,50 \times 10^{-3}$	$1,87 \times 10^{-2}$	$5,47 \times 10^{-2}$	$1,39 \times 10^{-1}$
9	$4,37 \times 10^{-3}$	$9,14 \times 10^{-3}$	$3,00 \times 10^{-2}$	$8,61 \times 10^{-2}$
10	$1,99 \times 10^{-3}$	$4,40 \times 10^{-3}$	$1,61 \times 10^{-2}$	$5,18 \times 10^{-2}$
15	$3,36 \times 10^{-5}$	$9,65 \times 10^{-5}$	$5,66 \times 10^{-4}$	$3,05 \times 10^{-3}$
20	$4,92 \times 10^{-7}$	$1,75 \times 10^{-6}$	$1,54 \times 10^{-5}$	$1,29 \times 10^{-4}$
25	$6,55 \times 10^{-9}$	$2,83 \times 10^{-8}$	$3,54 \times 10^{-7}$	$4,39 \times 10^{-6}$
30	$8,16 \times 10^{-11}$	$4,19 \times 10^{-10}$	$7,25 \times 10^{-9}$	$1,28 \times 10^{-7}$

Tabela 8 – Valores-limite para as probabilidades $P(x)$ para diferentes níveis de confiança

5.1.1 EXEMPLO DE APLICAÇÃO

Como anteriormente destacado, é difícil avaliar a eficácia dos métodos de detecção de cartéis já que as práticas colusivas só costumam ser efetivamente confirmadas por meio de investigações policiais ou confissões. Isto reveste os dados obtidos na Operação Lava Jato de especial importância para o teste do método apresentado. Para tanto, busca-se replicar a inexistência de indicadores preliminares de conluio observada na esmagadora maioria dos casos, especialmente para as Comissões de Licitação que costumeiramente só têm acesso aos dados relativos ao próprio certame em curso. Assim, dados de 101 licitações da Petrobras serão analisados sem o viés prévio de colusão (sem a separação das licitações do Clube das 16). Um extrato destas 101 licitações (683 propostas no total) é mostrado na Tabela 9. A Figura 21 apresenta o histograma das diferenças entre as propostas questionadas e os respectivos orçamentos oficiais, e a Figura 22 apresenta o número de propostas em cada uma das 101 licitações (quarta e quinta colunas da Tabela 9, respectivamente).

Lici-tação	Proposta	Competidores	Diferen-ça Pro-posta/ PGRP	Nº de propostas na licita-ção	Probabilidades	
					Proposta P(i)	Conjunto P(x)
1	2	Consórcio Cons- trutora LD / Construtora LL	15,6%	11	0,72	0,64
	3	Construtora LI	28,8%		0,90	
	4	Construtora LE	49,1%		0,99	
	5	Construtora DI	56,5%		1,00	
	6	Consórcio Construtora LJ / Construtora DD	66,2%		1,00	
	7	Construtora DC	72,9%		1,00	
	8	Construtora LH	79,8%		1,00	
	9	Construtora LK	80,1%		1,00	
	10	Construtora LM	93,3%		1,00	
	11	Construtora DG	143,1%		1,00	

Lici-tação	Proposta	Competidores	Diferença Proposta/PGRP	Nº de propostas na licitação	Probabilidades	
					Proposta P(i)	Conjunto P(x)
2	12	Construtora AC	-10,8%	4	0,18	0,05
	13	Construtora AP	-0,5%		0,48	
	14	Construtora AJ	7,4%		0,73	
	15	Construtora AK	10,3%		0,81	
3 a 100
101	682	Consórcio Construtora LC / Construtora LI / Construtora LJ	42,2%	2	1,00	1,00
	683	Consórcio Construtora LA / Construtora LF	55,4%		1,00	

Tabela 9 – Extrato dos dados analisados pela abordagem probabilística

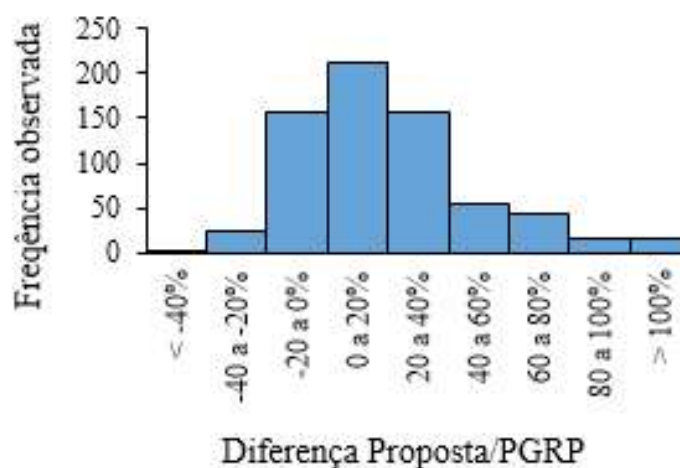


Figura 21: Histograma das diferenças entre as 583 propostas observadas e seus respectivos PGRPs

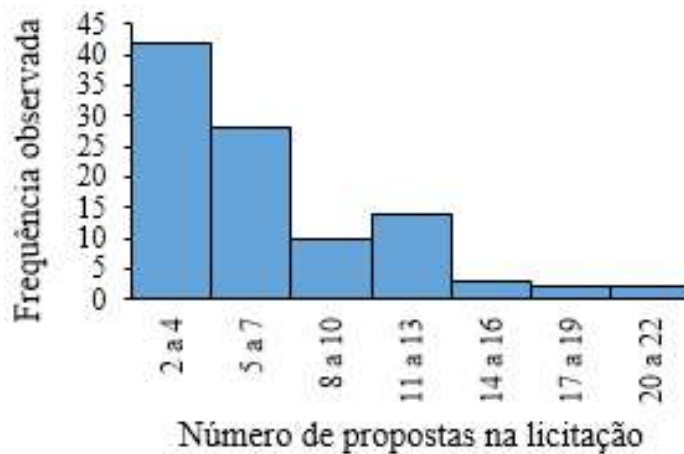


Figura 22: Histograma do número de propostas em cada uma das 101 licitações analisadas

A sexta coluna da Tabela 9 contém as probabilidades $P(i)$ de ocorrência de propostas honestas menores que cada proposta analisada. A partir desses valores, as probabilidades $P(x)$ para cada conjunto de propostas questionadas foram calculadas de acordo com a Equação 7 e registradas na última coluna da Tabela 9. Esses valores foram comparados com os valores-limite dos níveis de confiança de 90%, 95% e 99% para decidir se as licitações foram totalmente coludidas ou não. Os resultados são ilustrados pela Figura 23 e seu extrato é apresentado na Tabela 10.

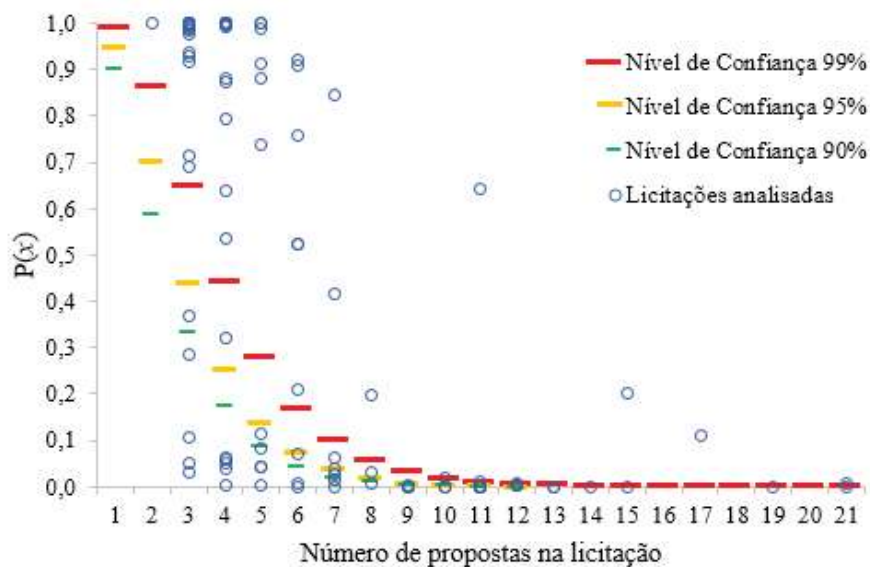


Figura 23: Valores-limite para diferentes níveis de confiança e os resultados para cada licitação analisada (licitações sem limite superior pré-definido)

Licitação	Nº de propostas	Probabilidade conjunta P(x)	Nível de confiança			“Realidade”
			90%	95%	99%	
1	11	0,642	Conluio	Conluio	Conluio	Honesta
2	4	0,052	Honesta	Honesta	Honesta	Honesta
3 a 100
101	2	1,000	Conluio	Conluio	Conluio	Conluio
Conluio total confessado e detectado			96%	96%	96%	
Conluio parcial confessado e detectado			83%	67%	67%	
Detectados e ainda não confessados			49%	44%	38%	
Não detectados e ainda não confessados			51%	56%	62%	

Tabela 10 – Extrato do teste de detecção pela abordagem probabilística (licitações sem limite superior pré-definido)

Para avaliar a eficácia do método probabilístico apresentado, os resultados foram comparados com os dados reais obtidos na Operação Lava Jato. Até o momento da redação deste artigo, as construtoras do Clube das 16 confessaram colusão efetiva em 27 das 101 licitações da Petrobras. O método probabilístico detectou com êxito 26 (ou 96%) desses casos. A licitação nº 69 é a única em que o conluio confessado não foi detectado. A licitação recebeu quatro propostas com diferenças em relação ao PGRP de -8,8%, 0,2%, 2,6% e 12,9%, respectivamente. A probabilidade $P(x)$ deste conjunto questionado ser observado ao acaso é igual a 0,059, abaixo do limite de 0,175 para o nível de confiança de 90%. A Figura 24 mostra um histograma das propostas da licitação nº 69, possibilitando ver que as propostas não se afastaram significativamente da distribuição probabilística adotada para descrever as licitações honestas. Se o orçamento da Petrobras estiver correto, isso mostra o fato conhecido de que o cartel pode operar abaixo do custo esperado para uma obra, praticando porém um desconto menor do que seria alcançado em uma licitação honesta.

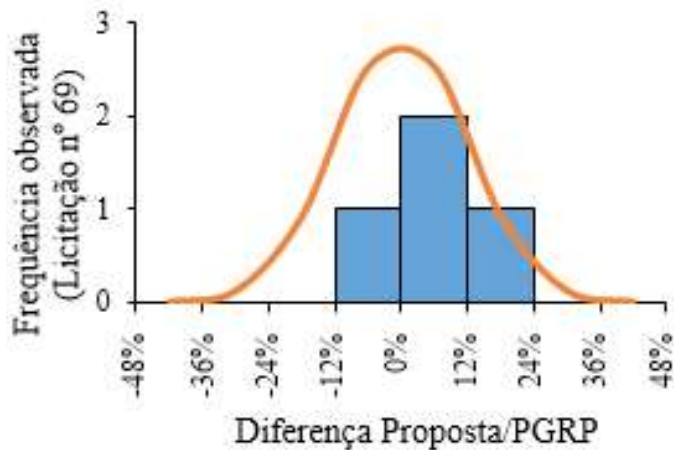


Figura 24: Representação gráfica da licitação nº 69

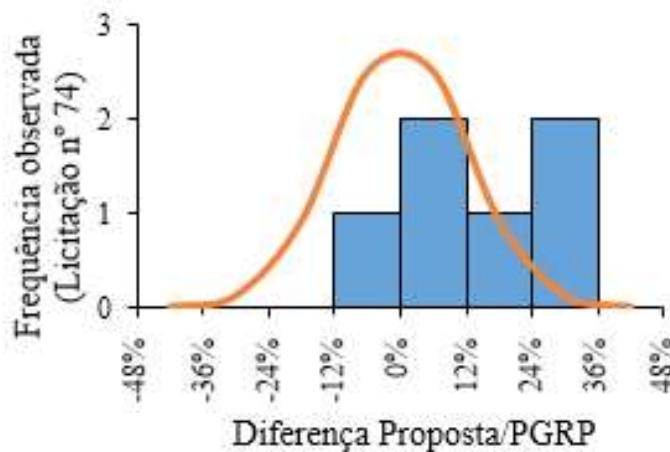


Figura 25: Representação gráfica da licitação nº 74

Cabe observar que o fato do conluio na licitação nº 69 não ter sido detectado não significa que todas as licitações cuja proposta mais baixa esteja abaixo do orçamento oficial estarão automaticamente isentas de irregularidade. Como contraexemplo, o método sinaliza a licitação nº 74 como fraudada, mesmo que a proposta vencedora tenha sido 0,5% menor que o PGRP (neste caso a colusão ainda não foi confessada). A Figura 25 ilustra que essa detecção se deve às outras cinco propostas na mesma licitação, que estavam simultaneamente acima do PGRP em tal magnitude (6,5%, 7,3%, 13,1%, 24,6% e 32,9%, respectivamente) que levaram à superação do valor-limite para o caso.

Um fato interessante é que, segundo as confissões das construtoras, o Clube das 16 tentou fraudar seis licitações e não obteve sucesso porque competidores externos ao clube conseguiram entrar na licita-

ção. Dessas seis licitações parcialmente coludidas a análise probabilística identificou cinco ao nível de confiança de 90% e quatro aos níveis de confiança de 95% e 99% (níveis de confiança mais altos naturalmente tendem a classificar as licitações como competitivas). Além disso, este método sinalizou entre 38% e 49% das licitações em que não houve confissão e são, portanto, consideradas honestas até este ponto. Aqui é necessário ressaltar que a coluna identificada como “Realidade” deve ser tratada com cautela, pois as investigações ainda estão em andamento. Entende-se que novos desenvolvimentos da Operação Lava Jato podem levar a mais confissões de conluio, o que pode aumentar a precisão da ferramenta que, à luz das confissões e do conhecimento adquirido por meio da ciência objetiva, apresentou resultados que podem ser considerados confiáveis. Entretanto, como já enfatizado, a precisão dessa análise probabilística é limitada por duas suposições importantes que também são necessárias por métodos concorrentes: (1) a distribuição probabilística adotada para descrever o cenário contrafactual; e (2) a confiabilidade dos orçamentos oficiais.

Aqui é importante enfatizar que o conhecimento das características de um cenário contrafactual é exigência básica para qualquer método de detecção de propostas anormais, já que somente conhecendo o comportamento honesto é possível detectar o desonesto. Além disso, a distribuição Normal é geralmente adotada para descrever esse cenário contrafactual, o que não significa nenhum tipo de restrição a outras distribuições que possam se mostrar adequadas a um caso específico. Já a validade do orçamento oficial é uma condição *sine qua non* desde o estudo seminal de Friedman (1956) e esta exigência não deve mudar no futuro. De fato, um orçamento oficial preciso e baseado na boa técnica de engenharia (e não uma estimativa grosseira geralmente associada a fases iniciais de planejamento) também é uma condição para gerenciar responsávelmente os recursos públicos em um ambiente competitivo justo e saudável, pois permite a conclusão das obras contratadas dentro do orçamento e no prazo programado. No caso da Petrobras, embora suas estimativas tenham dado mostras de confiabilidade, infelizmente observou-se que, em alguns casos isolados, o PGRP não foi revisado mesmo quando claramente impreciso, o que pode ter levado a erros pontuais do método aqui apresentado.

Por fim, para testar a sensibilidade do método, mesmo que a distribuição Normal com os parâmetros $\mu = 0$; $\sigma = 0,12$ seja considerada um estimador robusto, assumiu-se uma distribuição Normal com $\bar{x} = 0,08$ e $s = 0,185$ para descrever as propostas honestas, conforme observado na abordagem estatística. Assim, mesmo quando se admite que o PGRP está abaixo da média das propostas honestas e que estas têm maior variabilidade, a abordagem probabilística aqui apresentada foi capaz de detectar corretamente 93% das colusões confessadas para os níveis de confiança de 90% e 95%; e de 81% para o nível de confiança de 99%. Das seis propostas parcialmente coludidas, observou-se uma taxa de detecção semelhante de 50% para os níveis de confiança de 90% e 95% e apenas um dos seis casos foi detectado para o nível de confiança de 99%. Para as licitações ainda sem confissão, 19% a 31% foram detectadas. Supõe-se que se a Petrobras tivesse corrigido seus orçamentos em todas as licitações analisadas, a taxa de ajuste do método seria ainda melhor. Por outro lado, também se entende que os “erros” nos orçamentos da Petrobras podem ter sido causados por uma redução da competitividade, uma vez que as empresas do Clube das 16 raramente competiam seriamente – o que tende a gerar um prejuízo indireto que ainda não foi calculado.

Ao analisar as alterações nas taxas de detecção dessas duas distribuições Normais ($\mu = 0$; $\sigma = 0,12$ ou $\bar{x} = 0,08$; $s = 0,185$), observa-se que a adoção de valores maiores para média e desvio padrão leva a menores taxas de detecção. Isso é esperado pois o aumento desses parâmetros denota uma maior tolerância, reduzindo a possibilidade de classificar qualquer certame como totalmente coludido. A Figura 26 ilustra as Funções de Densidade de Probabilidade para essas duas possibilidades, permitindo antecipar que menos lances seriam classificados como anormalmente altos quando a distribuição $N(0,08; 0,185)$ fosse adotada como descritiva do cenário contrafactual.

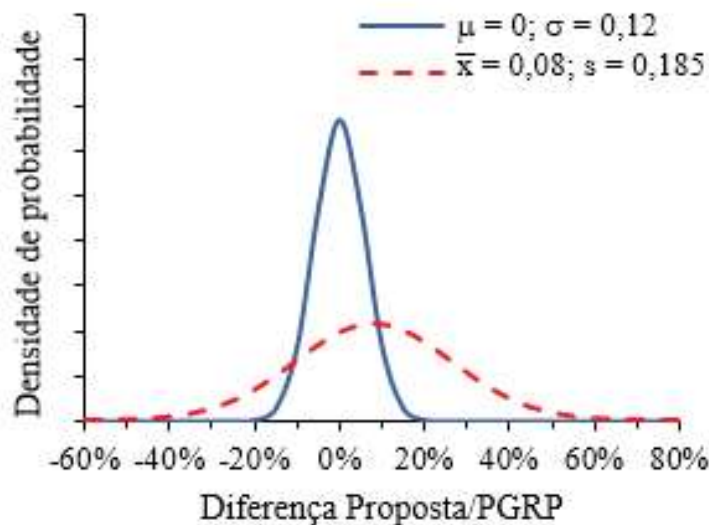


Figura 26: FDPs das duas distribuições Normais testadas.

5.2 LICITAÇÕES COM LIMITE SUPERIOR DEFINIDO

Embora a subseção anterior tenha tratado de relevantes licitações da Petrobras, não se pode esquecer que a esmagadora maioria das licitações de obras públicas brasileiras é regida pela Lei 8.666/93 e pelo Decreto 7.983/2013, que impõe a previsão editalícia de um valor máximo atrelado a bases de dados oficiais para as propostas dos competidores. Considerando o volume de recursos envolvidos nestas licitações, cada ponto percentual de desconto que possa ser nelas obtido é extremamente importante.

Cabe aqui ressaltar que as batalhas das licitações são usualmente travadas entre competidores profissionais que podem lançar mão de expedientes ilícitos para aumentarem suas margens de lucro. Para garantir a lisura destas batalhas nos municípios brasileiros, as comissões de licitação não raro são formadas por servidores nomeados *ad hoc*. Como é fácil antever, tais servidores estão em larga desvantagem e hoje não têm qualquer ferramenta que detecte conluio. Cabe à polícia, com certa frequência, investigar sobre esta possibilidade, motivo pelo qual o presente método foi desenvolvido.

Importa destacar que novos métodos para combater a colusão em licitações são preconizados pela Organização para a Cooperação e

o Desenvolvimento Econômico – OCDE, que destaca que o desenvolvimento de ferramentas de detecção é facilitado pela crescente disponibilidade de dados abrangentes e confiáveis de licitações que permitem desenvolver diferentes técnicas de triagem, identificar marcadores de conluio e testá-los empiricamente. Alguns programas de triagem eletrônica vêm sendo desenvolvidos para detectar fraudes por meio do monitoramento sistemático de propostas e padrões de licitação. Esses programas são projetados para quantificar a probabilidade de conluio usando marcadores específicos, como taxa de propostas bem-sucedidas, valor da proposta, número de propostas perdedoras, aumento de preços, etc. (OECD, 2016).

Infelizmente, estas medidas ainda não são adotadas rotineiramente nas licitações brasileiras. Uma dificuldade que pode ser antecipada é que construtoras costumam ser abertas e fechadas rapidamente, muitas vezes com o intuito prévio de participar apenas de licitações fraudadas, tanto oferecendo propostas de cobertura quanto vencendo alguns certames. Nestes casos o padrão histórico de propostas de cada construtora pode ser curto e inútil, já que ela sempre apresentará propostas elevadas. Assim, fez-se necessária uma ferramenta de detecção de conluio simples que utilize os poucos dados disponíveis na hora em que as propostas são conhecidas.

5.2.1 COMPORTAMENTO ESPERADO PARA AS LICITAÇÕES IDÔNEAS

Um novo cenário de referência precisa ser estabelecido para as licitações com limite superior de preços. Entretanto, mesmo que tal necessidade seja globalmente reconhecida, infelizmente não há um método científico consagrado para a tarefa. Trabalhando neste sentido a OCDE (2011) advoga que o risco de conluio é reduzido quando o número de competidores aumenta – princípio básico que é reconhecido pela Lei 8.666/93, a qual estabelece número mínimo (e nunca máximo) de competidores convidados em certos casos, sempre buscando ampliar a competitividade dos certames. Como a ideia de que a possibilidade de colusão é inversamente proporcional ao número de competidores em qualquer licitação também é referendada por pesquisadores (tais como Selten, 1973; Brannman *et al.*, 1987; Gómez-

-Lobo e Szymanski, 2001; Grega e Nemec, 2015; para nomear apenas alguns), o número de participantes será aqui utilizado como critério inicial de idoneidade.

O meio técnico-científico referenda a importância do problema pela quantidade de estudos voltados à determinação do número mínimo de competidores para que se previna a colusão em licitações. Na área de engenharia, Kuhlman e Johnson (1983) examinaram 1.287 contratos de construção rodoviária nos Estados Unidos, encontrando médias de quatro competidores em 462 licitações fraudadas e de seis competidores em 169 licitações idôneas (656 licitações não puderam ser classificadas). De maneira similar, Gupta (2002) analisou 1.937 obras de rodovias na Flórida e concluiu que a transição entre competição e conluio foi observada quando o número de competidores variava entre seis e oito.

No Brasil, Pereira (2002) analisou 1.035 licitações de engenharia e determinou que no mínimo sete competidores eram necessários para assumir a idoneidade dos certames. Da mesma forma, Lima (2010) analisou 235 licitações de pavimentação e concluiu que a competição é efetiva quando há pelo menos oito concorrentes. Entretanto, embora variem pouco, estes números não podem ser considerados definitivos já que, como se sabe, sob as condições adequadas é possível observar esquemas colusivos que englobem mais construtoras, como ocorrido na Operação Lava Jato.

Com base nestas observações e buscando demonstrar a aplicação da abordagem probabilística a licitações com limite superior definido, considerou-se que certames com oito ou mais competidores são idôneos. Aqui é importante ressaltar que caso esta premissa de idoneidade não seja verdadeira os resultados obtidos podem ser considerados mais favoráveis aos investigados, pois levarão à admissão de resultados fraudados como honestos (e não o contrário).

Uma vez definido o conjunto das licitações idôneas, é preciso estudar suas características. Para tanto, cabe lembrar que a legislação brasileira exige a confecção de um projeto básico e de um PGR para a obra a ser licitada, devendo este PGR ser baseado em preços médios de mercado que são divulgados periodicamente por sistemas como

o SINAPI e o SICRO, servindo de limite máximo para as propostas dos concorrentes. A simplicidade e a transparência determinadas pela legislação usualmente resumem a tarefa dos competidores a simplesmente lançar seus preços unitários em uma planilha de quantidades já definidas, o que simplifica muito a análise das propostas. No presente caso, as propostas serão expressas como descontos⁵ em relação ao PGR, de acordo com a Equação 9.

$$Desconto = \left(1 - \frac{\text{Valor da Proposta}}{PGR} \right) \times 100\%$$

[Eq. 9]

Para exemplificar o estudo do comportamento global dos descontos idôneos e a definição do cenário contrafactual, foram utilizados dados de licitações de obras e serviços de engenharia realizadas nos municípios catarinenses entre os anos de 2010 e 2017 que contassem com oito ou mais participantes. Tais dados foram obtidos do Sistema de Fiscalização Integrada de Gestão (e-Sfinge) do Tribunal de Contas de Santa Catarina (TCE/SC), e compreendem 282 certames.

N (Município)	Edital	Objeto	PGR (R\$)	Cód. Atribuído ao Competidor	Desconto
1 (Alto Bela Vista)	TP5/2015	Contratação de empresa do ramo de engenharia e/ou construção civil para execução de obra de Adequação do Centro de Eventos, Etapa 2.	790.323,70	11517944000157	20,0%
				5004688000100	14,2%
				4918570000116	11,1%
				5559480000149	11,0%
				4354170000125	9,2%
				13178732000118	7,0%
				3064330000139	5,6%
				6123883000103	5,0%

5 Acredita-se que para licitações com limite superior de preços pré-definido seja mais intuitivo trabalhar com descontos, motivo pelo qual este indicador foi adotado.

2 (Alto Bela Vista)	TP4/2017	Contratação de empresa do ramo de engenharia, arquitetura e/ou construção civil para execução de obra de construção de escola de ensino fundamental, conforme modelo II do FNDE.	1.015.898,41	4354170000125	11,8%
				10367948000133	9,9%
				16580176000108	3,2%
				17302533000120	2,0%
				11203149000194	1,1%
				4310204000180	-0,0%
				4389769000102	-8,6%
				1496099000127	-10,2%
				4312923000130	-11,4%
				6123883000103	-13,8%
				21604495000138	-14,6%
457898000121	-15,1%				
9306253000162	-20,3%				
3 a 186
187 (Xanxerê)	0003 CC2010	Serviços de pavimentação asfáltica, sinalização e drenagem pluvial na Rodovia Xanxerê 084, no trecho compreendido entre a SC 467 até a Hacker Industrial, com extensão de 3.146,00 m, no Município de Xanxerê	2.346.265,44	4406660000128	17,0%
				5921679000175	16,5%
				3257777000124	16,2%
				91182626000111	16,0%
				85287746000180	14,8%
				83665141000150	13,7%
				9223659000181	12,5%
				82743832000162	9,9%
81546988000190	0,5%				
N	187			1.803	
Mínimo	49.735,00				-78,4%
Primeiro Quartil - Q1	298.588,95				4,0%
Segundo Quartil - Q2	492.303,26				11,0%
Terceiro Quartil - Q3	1.201.448,24				17,6%
Máximo	66.027.965,40				48,8%

Tabela 11 – Extrato e estatística descritiva das 187 licitações consideradas idôneas

A acurácia dos dados de referência foi checada mediante a análise inicial da compatibilidade entre os PGRs e os valores das propostas. Licitações com PGRs “redondos” ou inferiores a todas as propostas apresentadas foram consideradas imprecisas e excluídas da amostra. Tais casos foram atribuídos a estimativas grosseiras para o PGR ou a informações involuntariamente errôneas, como a digitação do valor disponível de um convênio federal por exemplo, já que as informações do e-Sfinge são prestadas por servidores municipais não necessariamente treinados para tal. Assim, o banco de dados ficou com 187 licitações, compreendendo 1.803 propostas cujo extrato e estatística descritiva são apresentados na Tabela 11 e cujos histogramas são apresentados nas Figuras 27 a 29.

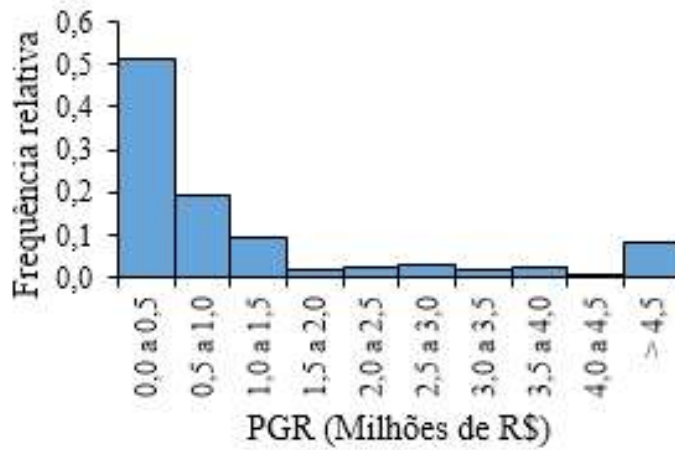


Figura 27: Histograma dos Preços Globais de Referência das licitações com oito ou mais participantes

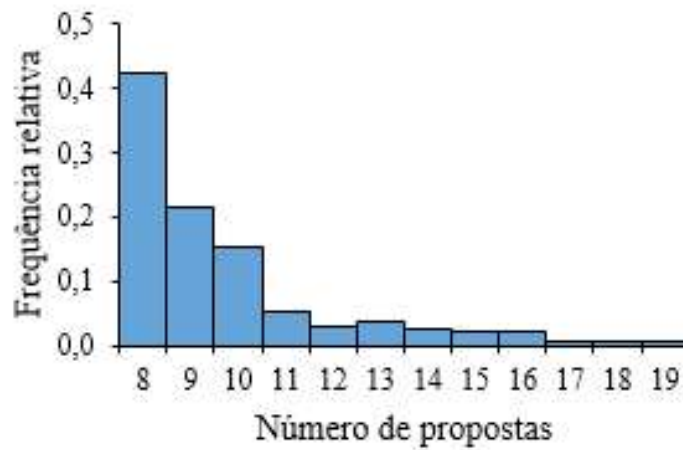


Figura 28: Histograma do número de propostas das licitações com oito ou mais participantes

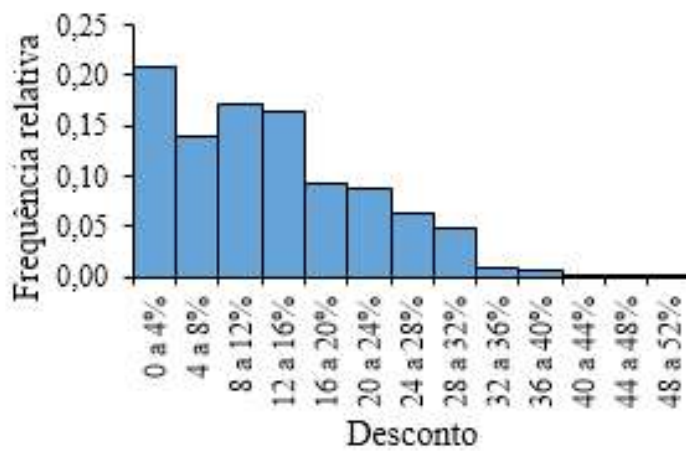


Figura 29: Histograma dos descontos das licitações com oito ou mais participantes

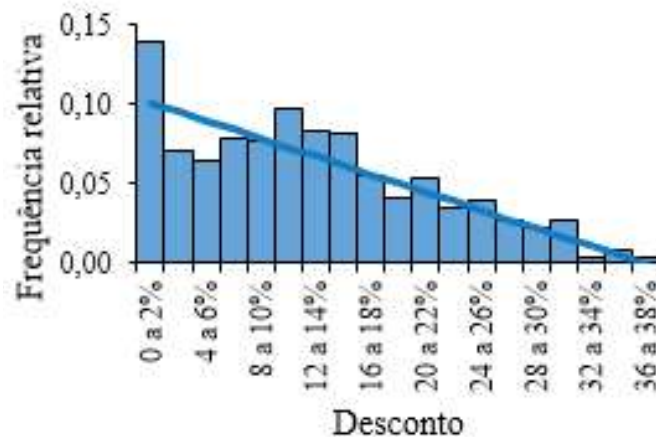


Figura 30: Histograma dos descontos saneados e a FDP da distribuição Triangular adotada

Uma vez que o banco de dados das licitações idôneas foi definido, o próximo passo foi o saneamento das propostas por meio da exclusão de valores espúrios. Este saneamento foi iniciado pela exclusão de 91 propostas que estavam acima do PGR. Em seguida iniciou-se a busca por valores que fossem tão baixos que pudessem ser considerados inexequíveis, destacando-se que sua rejeição costuma ser mundialmente recomendada. Considerando a distribuição dos dados mostrada na Figura 29, os critérios definidos por Tukey (1977) foram adotados para a exclusão de descontos excessivos (Equação 10). Assim, onze descontos superiores a 37,5% foram considerados espúrios e retirados da amostra, que ficou com 1.701 dados após o saneamento.

$$Lim = [Q1 - 1.5(Q3 - Q1); Q3 + 1.5(Q3 - Q1)]$$

[Eq. 10]

Os dados saneados permitiram estimar uma distribuição de probabilidade para os descontos observados nas licitações idôneas. Considerando as observações e a natureza do fenômeno, uma distribuição que tenha domínio $[0, \text{máximo desconto exequível}]$ deveria ser escolhida. Dentro deste intervalo, o valor máximo da Função de Densidade de Probabilidade deve se dar para zero por cento de desconto, decrescendo à medida que o desconto aumenta. Distribuições como a Beta, a Triangular, a Exponencial e a Weibull são alternativas que atendem a estes requisitos básicos (uma vez que se admitissem *outliers* nos dois últimos casos). No presente exemplo, considerando a necessi-

dade de parcimônia defendida por Tukey e Wilk (1966) e a aderência aos dados observados (Figuras 30 a 32), uma distribuição Triangular com parâmetros $a = m = 0$ e $b = 0,375$ foi adotada. As Figuras 30 a 32 mostram a aderência dos dados à distribuição escolhida, ilustrando o histograma dos dados saneados e os gráficos probabilidade-probabilidade (PP) e quantil-quantil (QQ).

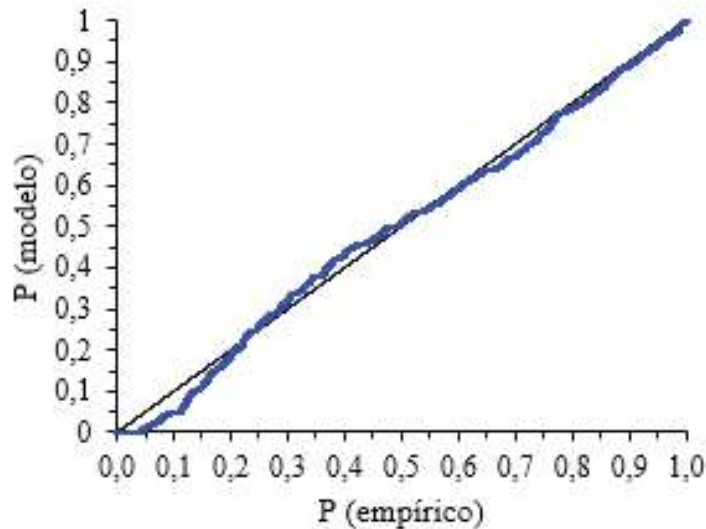


Figura 31: Aderência entre os descontos saneados e a distribuição Triangular adotada (gráfico P-P)

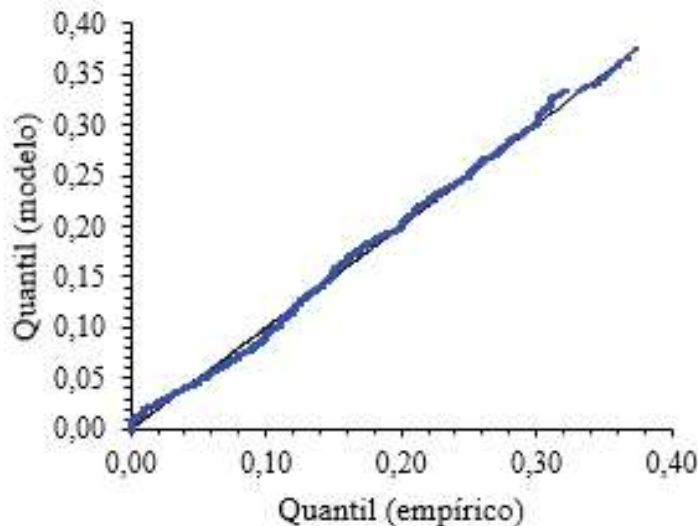


Figura 32: Aderência entre os descontos saneados e a distribuição Triangular adotada (gráfico Q-Q)

5.2.2 APLICAÇÃO DO MÉTODO

Da mesma forma que já descrito para as licitações sem limite superior pré-definido, a Lei dos Grandes Números determina que, à medida que propostas são sequencialmente adicionadas a uma licitação é esperado que seu conjunto siga a tendência ditada pela distribuição de probabilidade, a qual descreve os descontos aleatórios observados em licitações idôneas, ainda que diferenças possam ocorrer ao acaso. De qualquer forma, a tendência para a distribuição de probabilidade esperada (linha reta nos gráficos da Figura 33) cresce à medida que novas propostas são adicionadas. A Figura 33 mostra o comportamento esperado para seis propostas aleatórias e fictícias sequencialmente adicionadas a uma licitação idônea, permitindo antever que caso o Preço Global de Referência seja confiável, então será improvável que todas as propostas aleatórias em uma licitação idônea resultem em descontos nulos ou insignificantes simultaneamente (o que caracterizaria a colusão).

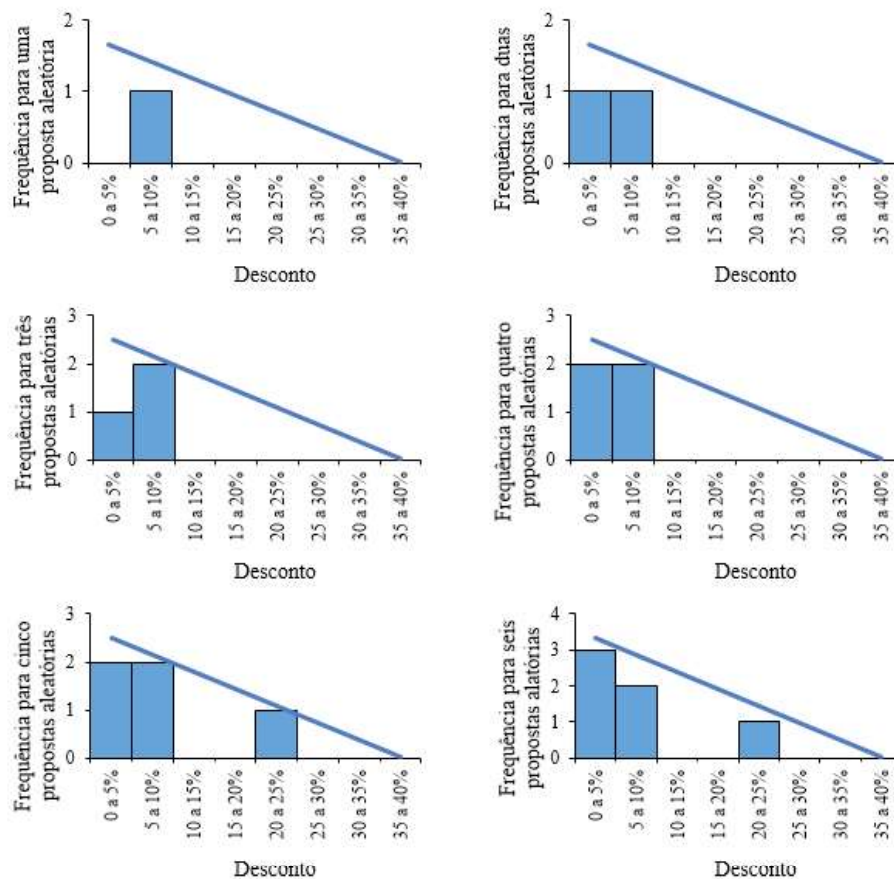


Figura 33: Exemplo do comportamento de uma a seis propostas aleatórias sequencialmente apresentadas em uma licitação honesta

Adotando-se o mesmo raciocínio inicialmente exposto para a análise probabilística, no caso das licitações com limite superior pré-definido é necessário determinar se qualquer conjunto investigado de descontos D_1, D_2, \dots, D_n aponta para um certame honesto ou fraudado. Assim, a probabilidade de um conjunto de descontos $P(x)$ ser excedido ao acaso será obtida das probabilidades $P(i)$ de cada desconto ser excedido ao acaso. Neste caso, as probabilidades individuais $P(i)$ de cada desconto são calculadas pelo Complemento da Função Distribuição Acumulada (CFDA) da distribuição previamente definida (Figura 34). A probabilidade do conjunto $P(x)$ será o produto das probabilidades individuais conforme denota a Equação 7.

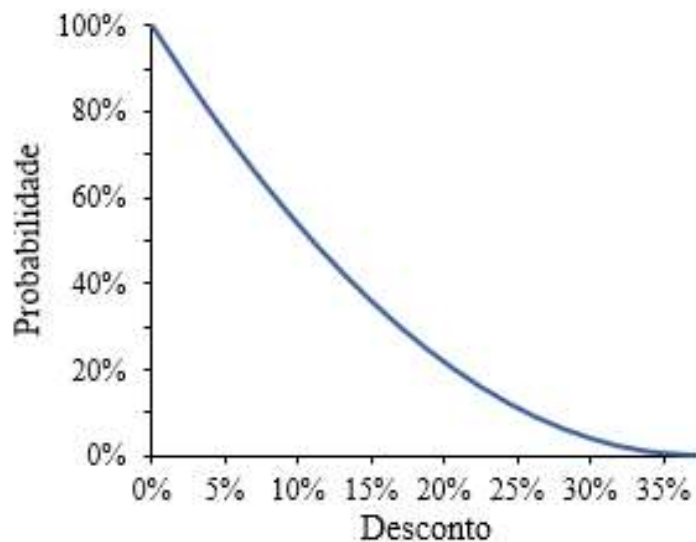


Figura 34: Probabilidade de cada desconto ser excedido ao acaso em uma licitação idônea considerando a distribuição Triangular adotada.

De posse destas informações, as probabilidades conjuntas $P(x)$ de cada licitação questionada podem ser comparadas aos valores-limite referentes ao seu número de propostas e ao nível de confiança desejado, conforme mostra a Tabela 8. Quando a probabilidade do conjunto de propostas questionadas excede o valor limite, a licitação é considerada fraudada.

O exemplo de aplicação do método foi, uma vez mais, feito para um conjunto de licitações cujos conluios foram confessados pelas empresas construtoras em diferentes acordos de leniência. Segundo tais acordos, as licitações foram fraudadas mediante acordos de fixação de preços e compartilhamento de mercado entre concorrentes, através

da formação de consórcios, apresentação de ofertas de cobertura, supressão de ofertas e promessas de subcontratação. Os dados são apresentados na Tabela 12. Supondo que os descontos oferecidos pelos competidores nessas licitações se comportem de acordo com a distribuição de probabilidade selecionada (neste caso, a distribuição Triangular com os parâmetros $a = m = 0$ e $b = 0,375$), a análise de conluio usando esta abordagem é capaz de detectar as licitações coludidas, em todos os níveis de confiança, conforme extrato apresentado na Tabela 12 e na Figura 35.

Licitação	Competidores	Desconto	P(i)	P(x)	Nível de Confiança		
					95%	99%	99,9%
1	Consórcio Construtora LO / Construtora FA / Construtora AC	0,24%	0,987	0,977	Conluio	Conluio	Conluio
	Consórcio Construtora LC / Construtora LJ / Construtora AT	0,14%	0,992				
	Consórcio Construtora LB / Construtora AY / Construtora FB	0,05%	0,997				
2	Consórcio Construtora LB / Construtora AY / Construtora FB	0,28%	0,985	0,977	Conluio	Conluio	Conluio
	Consórcio Construtora LO / Construtora FA / Construtora AC	0,11%	0,994				
	Consórcio Construtora LC / Construtora LJ / Construtora AT	0,05%	0,997				
3 a 8							
9	Consórcio Construtora AC / Construtora LC	0,79%	0,958	0,942	Conluio	Conluio	Conluio
	Construtora LO	0,20%	0,989				
	Construtora LB	0,11%	0,994				

Tabela 12 – Extrato do teste de detecção pela abordagem probabilística (licitações com limite superior pré-definido)

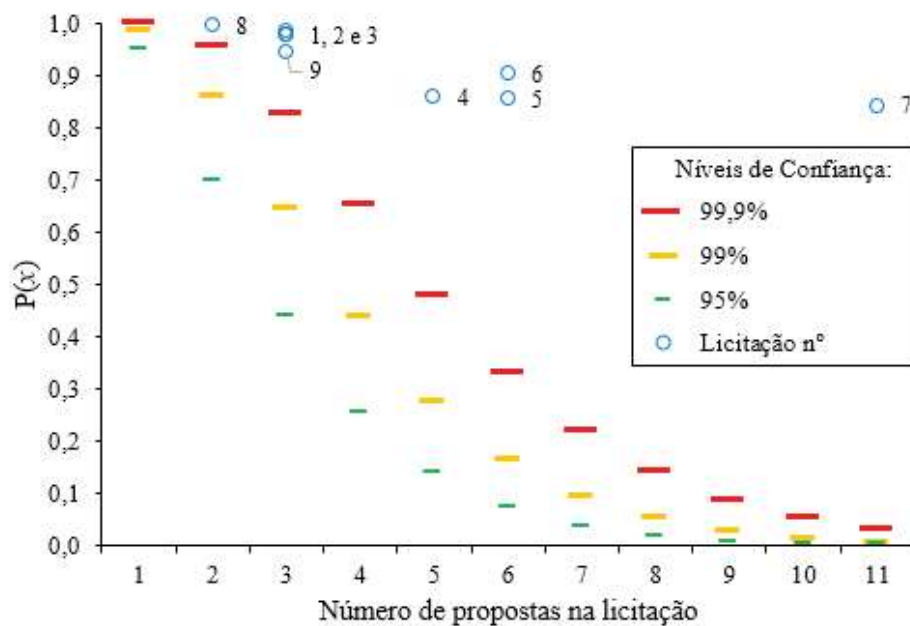


Figura 35: Valores-limite para diferentes níveis de confiança e os resultados para cada licitação analisada (licitações com limite superior pré-definido)

Importa observar que as licitações listadas na Tabela 12 têm PGRs que extrapolam os valores máximos observados no conjunto de dados revisado e utilizado para definir o cenário contrafactual (Tabela 11). Um dos motivos para isso é que, como já se viu, as empreiteiras colusivas admitiram sua conspiração para afastar competidores nos casos de obras de maior valor. Assim sendo, se a extrapolação do cenário contrafactual não for adotada, o conluio de grandes obras nunca será sinalizado. Pelo contrário, a extrapolação do cenário leva à detecção dos conluios para altos níveis de confiança, destacando-se que a probabilidade de detecção ainda aumentaria se fosse computado, por exemplo, o efeito “escala” que leva a descontos para grandes volumes de insumos, conforme apontado por Silva Filho *et al.* (2010).

O método probabilístico apresentado é prático e não requer conhecimento do comportamento prévio dos competidores, podendo ser usado para qualquer número de propostas em licitações com limite superior de preços definido em edital. Sua precisão, uma vez mais, depende da confiabilidade do PGR e da qualidade do cenário contrafactual. Nesse sentido, cenários de referência específicos para cada tipo de projeto e/ou região brasileiras podem ser selecionados e reavaliados periodicamente, aumentando a confiabilidade da análise. Isso pode ser

realizado com sistemas computacionais existentes, como os implantados e mantidos pelos Tribunais de Contas estaduais. Neste caso haveria a possibilidade de detecção do conluio em tempo real, quando os envelopes das propostas são abertos. Se o conluio for sinalizado, a comissão de licitação poderia solicitar informações aos competidores e, caso os mesmos não apresentassem razões críveis, como a existência de erros flagrantes no PGR, medidas saneadoras poderiam ser adotadas. Tais medidas poderiam ser progressivas e variar entre o cancelamento do certame e convite de novos competidores para uma nova licitação, até o relato aos órgãos de controle e/ou persecução penal, dependendo do nível de confiança excedido e de outras variáveis como o número de concorrentes, os valores dos descontos e a reincidência. Considerando que o Brasil investe bilhões de reais anualmente em obras públicas é fácil entender o potencial de economia que esta medida teria caso fosse efetivamente aplicada.

Por fim, destaca-se que a abordagem probabilística é sensível a propostas de cobertura e, portanto, dificulta a atuação de competidores colusivos. Além de exigir que a proposta vencedora ofereça um desconto razoável, exige também que outras propostas ofereçam descontos, o que pode levar a tensões entre os participantes de um cartel. No caso da Operação Lava Jato, por exemplo, o medo de traição entre os participantes foi revelado por um dos participantes (CADE, 2015b):

Sobre as propostas de cobertura, [...] adiciona que, uma vez definido no Grupo quem seria o vencedor da licitação, esta empresa informaria às demais que concordassem em apresentar proposta de cobertura uma faixa de preços superior, dentro da qual deveriam apresentar sua proposta. A prática usual era informar uma faixa de preços, e não o preço exato em si, a fim de evitar o conhecimento das outras companhias do valor que seria apresentado pela empresa acordada para vencer o certame, dado o receio sempre presente de descumprimento do “acordo de mercado”. Assim, em geral, a empresa escolhida pelo cartel para vencer o certame indicava às demais uma faixa de preço em que deveriam adequar suas propostas e, com base nessa informação, as empresas que fariam as propostas de cobertura preparavam, conseqüentemente, suas respectivas propostas em valor superior.

6. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS E PESQUISAS EM ANDAMENTO

As diferentes abordagens apresentadas neste artigo mostraram-se adequadas para a materialização e detecção de conluio em licitações de obras públicas e mostraram resultados compatíveis quando comparáveis. Apesar disso, algumas importantes características devem ser consideradas. As análises estatística e econométrica permitem materializar a colusão e calcular o prejuízo direto decorrente, mas exigem um conhecimento prévio para separar as licitações questionadas. Já a análise probabilística permite detectar o conluio sem informação anterior, mas não permite o cálculo do prejuízo direto.

Embora a combinação dessas metodologias já confira à Polícia Federal um arsenal que a habilita a bem desempenhar o papel dela esperado pela sociedade brasileira, é importante destacar que novos métodos continuam sendo pesquisados, como por exemplo o uso do modelo de raciocínio baseado em casos como regra de validação associado ao uso de ferramentas geoestatísticas. Esse estudo pretende considerar a análise de conluio em licitações que apresentam estimativas de referências heterogêneas, onde não é possível atestar inequivocamente a confiabilidade dos orçamentos que limitam os preços nas licitações de obras públicas. Essa ferramenta ainda possibilita o emprego de aprendizado de máquina, permitindo, à medida que as licitações forem sendo validadas, a modelagem de um grande banco de dados estruturado de licitações idôneas. Além disso, também está em desenvolvimento um sistema de detecção de indícios de conluio iniciado a partir da extração e análise dos dados do Diário Oficial da União (DOU), de forma que estes dados alimentem uma base de dados e sejam pré-processados, para que suas informações úteis sejam extraídas e classificadas por meio de redes neurais artificiais.

7. CONCLUSÃO

A Polícia Federal conta hoje com um arcabouço considerável de ferramentas para detectar e materializar fraudes em licitações de obras públicas. O presente artigo demonstrou inicialmente a aborda-

gem estatística que foi utilizada para materializar a prática colusiva das construtoras do chamado Clube das 16 no âmbito da Operação Lava Jato. Em seguida, apresentou uma abordagem econométrica que confirmou e refinou as conclusões anteriores para este caso real. Por fim, o artigo apresentou uma abordagem probabilística que demonstra eficácia na detecção de conluio, mesmo na ausência de indicadores prévios. Todas as abordagens demonstradas atendem aos critérios internacionais de admissibilidade de provas científicas e podem também ser utilizadas por outros órgãos de fiscalização e controle, além dos próprios órgãos executores que podem detectar colusão em tempo real e assim evitar vultosos prejuízos ao Erário.

REGIS SIGNOR

PERITO CRIMINAL FEDERAL DESDE 2003. GRADUADO E MESTRE EM ENGENHARIA CIVIL, E DOUTOR EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO PELA UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA; E PÓS-DOUTOR PELA CURTIN UNIVERSITY.

ACIR OLIVEIRA JÚNIOR

PERITO CRIMINAL FEDERAL DESDE 2002. GRADUADO EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO CIVIL PELA UNIVERSIDADE FEDERAL TECNOLÓGICA DO PARANÁ, JÁ EXERCEU A CHEFIA DO SERVIÇO DE PERÍCIAS DE ENGENHARIA E É PROFESSOR NA ACADEMIA NACIONAL DE POLÍCIA.

ALAN OLIVEIRA LOPES

DIRETOR TÉCNICO-CIENTÍFICO DA POLÍCIA FEDERAL. PERITO CRIMINAL DESDE 2002, EM 2019/2020 ATUOU COMO ASSESSOR ESPECIAL DO MINISTRO DE ESTADO DA INFRAESTRUTURA. GRADUADO EM ENGENHARIA CIVIL E MESTRE EM TRANSPORTES PELA UNB, É PROFESSOR DA DISCIPLINA ENGENHARIA LEGAL DOS CURSOS DE FORMAÇÃO PROFISSIONAL DA ACADEMIA NACIONAL DE POLÍCIA - ANP. É AUTOR DO LIVRO "SUPERFATURAMENTO DE OBRAS PÚBLICAS".

ALEXANDERS TADEU DAS NEVES BELARMINO

PERITO CRIMINAL FEDERAL DESDE 1999. GRADUADO EM ENGENHARIA QUÍMICA E MESTRE E DOUTOR EM FÍSICO-QUÍMICA ORGÂNICA PELA UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA, É CHEFE DO SETEC/SR/PF/SC.

ALEXANDRE BACELLAR RAUPP

PERITO CRIMINAL FEDERAL DESDE 2002. GRADUADO EM AGRONOMIA E MESTRE EM PRODUÇÃO ANIMAL

PELA UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL;
ENGENHEIRO CIVIL PELA PUC/RS E MESTRE EM PERÍCIAS
CRIMINAIS AMBIENTAIS PELA UNIVERSIDADE FEDERAL DE
SANTA CATARINA, JÁ EXERCEU A CHEFIA DA DIVISÃO DE
ENGENHARIA E OBRAS DA POLÍCIA FEDERAL.

JOÃO JOSÉ DE CASTRO BAPTISTA VALLIM

PERITO CRIMINAL FEDERAL DESDE 2006. MESTRE EM
ENGENHARIA DE PRODUÇÃO PELA UNIVERSIDADE FEDERAL
DO PARANÁ, ESPECIALISTA EM CIÊNCIAS POLICIAIS PELA
ESCOLA SUPERIOR DE POLÍCIA E ENGENHEIRO CIVIL PELA
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA. É AUTOR DO
LIVRO "ENGENHARIA FORENSE: METODOLOGIAS APLICADAS
NA OPERAÇÃO LAVA JATO".

PEDRO DE SOUSA OLIVEIRA JÚNIOR

PERITO CRIMINAL FEDERAL DESDE 2003. GRADUADO EM
ENGENHARIA CIVIL PELA UNIVERSIDADE FEDERAL DE
VIÇOSA/MG, ESPECIALISTA EM AVALIAÇÕES E PERÍCIAS
DE ENGENHARIA PELO INSTITUTO DE PÓS-GRADUAÇÃO E
PROFESSOR DA ACADEMIA NACIONAL DE POLÍCIA DESDE
2004.

DETECTION AND PROOF OF COLLUSION IN PUBLIC INFRASTRUCTURE PROCUREMENT

ABSTRACT

Crimes associated with fraud in public procurement occur worldwide and have a high potential to harm society. In Brazil, Operation Car Wash exposed a collusive scheme in which sixteen major contractors teamed up to defraud Petrobras' infrastructure procurements, causing billionaire losses to the state-owned company. This article presents three scientific methods that can be used to detect and prove collusion in infrastructure tendering, even when there is no prior evidence of crime. The statistical, econometric and probabilistic approaches can be adopted by the Federal Police in criminal investigations, as well as by the Courts of Accounts, other supervisory agencies and even by executive agencies in administrative procedures.

KEYWORDS: Corruption, collusion, procurement, public infrastructure. Criminal proof.

DETECCIÓN Y MATERIALIZACIÓN DE LA COLUSIÓN EN LAS LICITACIONES DE OBRAS PÚBLICAS

RESUMEN

Los delitos relacionados con el fraude en las licitaciones públicas se cometen en todo el mundo y poseen un alto potencial lesivo para la sociedad. En Brasil, la Operación Lava Jato puso al descubierto un esquema colusorio en el que dieciséis grandes constructoras se unieron para defraudar licitaciones de Petrobras, causando un perjuicio directo de decenas de miles de millones de reales a la empresa estatal. En este artículo se presentan tres métodos científicos que pueden utilizarse para detectar y materializar la colusión en las licitaciones de obras públicas, incluso cuando no hay pruebas previas del delito. Los enfoques estadísticos, econométricos y probabilísticos pueden ser empleados tanto por la Policía Federal en las investigaciones penales, así como por los Tribunales de Cuentas, otros órganos de inspección, e incluso por los órganos ejecutivos en los procedimientos administrativos.

PALABRAS-CLAVE: Corrupción. Colusión. Licitación. Obras Públicas. Prueba criminal.

REFERÊNCIAS

- ABRANTES-METZ, R. and Bajari, P. (2010). Screens for conspiracies and their multiple applications. *Competition Policy International*, 6(2), pp. 129-144.
- AVELINO, M. T. (2016). O controle judicial da prova técnica e científica. (Dissertação) Área: Direito. Universidade Federal de Pernambuco. Recife, 254 f.
- BAJARI, P. and Ye, L. (2003). Deciding between competition and collusion. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp.971-989. doi.org/10.1162/003465303772815871
- BAKER, J.B. and Rubinfeld, D.L. (1999). Empirical methods in antitrust litigation: review and critique. *American Law and Economics Review*, 1(1), pp.386-435. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/42705357>
- BALLESTEROS-PÉREZ, P.; Skitmore, M. (2017). On the distribution of bids for construction contract auctions. *Construction Management and Economics*, 35(3), p.106-121.
- BIRUK, S., Jaśkowski, P. and Czarnigowska, A. (2017). Modelling contractor's bidding decisions. *Procedia Engineering*, 182, pp.91-98. doi: 10.1016/j.proeng.2017.03.125
- BOX, G.E.P. (1976). Science and statistics. *Journal of the American Statistical Association*, 71: 791–799, doi:10.1080/01621459.1976.10480949.
- BRANNMAN, L.; Klein, J. D.; Weiss, L. W. (1987). The price effects on increased competition in auction markets. *The Review of Economic and Statistics*, pp. 24-32
- BRASIL (1993). Lei 8.666, de 21 de junho de 1993. Regulamenta o art. 37, inciso XXI, da Constituição Federal, institui normas para licitações e contratos da Administração Pública e dá outras providências.
- BRASIL (1998). Decreto nº 2.745, de 24 de agosto de 1998. Aprova o Regulamento do Procedimento Licitatório Simplificado da Petróleo Brasileiro S.A. - PETROBRÁS previsto no art. 67 da Lei nº 9.478, de 6 de agosto de 1997.

- BRASIL (2011). Lei nº 12.529, de 30 de novembro de 2011. Estrutura o Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência; dispõe sobre a prevenção e repressão às infrações contra a ordem econômica; altera a Lei nº 8.137, de 27 de dezembro de 1990, o Decreto-Lei nº 3.689, de 3 de outubro de 1941 - Código de Processo Penal, e a Lei nº 7.347, de 24 de julho de 1985; revoga dispositivos da Lei nº 8.884, de 11 de junho de 1994, e a Lei nº 9.781, de 19 de janeiro de 1999; e dá outras providências.
- BRASIL (2015). 13ª Vara Federal de Curitiba. Sentença da Ação Penal nº 508337605.2014.4.04.7000/PR, Juiz Federal Sérgio Fernando Moro, assinado em 05/08/15, p. 48.
- BRASIL (2016). Lei nº 13.303, de 30 de junho de 2016. Dispõe sobre o estatuto jurídico da empresa pública, da sociedade de economia mista e de suas subsidiárias, no âmbito da União, dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios.
- BRASIL (2019). Painel de Obras. Disponível em <<http://paineldeobras.planejamento.gov.br/>>. Acessado em: 29/Out/2019.
- CHATFIELD, C. (1995). Model uncertainty, data mining and statistical inference. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 158(3), pp.419-466. doi: 10.2307/2983440.
- CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA (2015a). Histórico da Conduta das empresas Setal Engenharia e Construções e SOG Óleo e Gás firmado em 19/03/15 – Versão Pública.
- CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA (2015b). Histórico da Conduta da empresa Construções e Comércio Camargo Corrêa S.A. firmado em 19/08/15 – Versão Pública.
- DAUBERT v. Merrell Dow Pharmaceuticals, Inc., 509 US 579, 589 (1993). Disponível em <<https://supreme.justia.com/cases/federal/us/509/579/case.html>> Acessado em: 09/02/18.
- DYER, D. Kagel, J. H. and Levin, D. (1989). A comparison of naive

- and experienced bidders in common value offer auctions: A laboratory analysis. *The Economic Journal*, 99(394), pp.108-115. doi: 10.2307/2234207
- EUROPEAN COMMISSION (2013). Practical Guide on Quantifying Harm in Actions for Damages Based on Breaches of Article 101 or 102 of the European Union. Disponível em <http://ec.europa.eu/competition/antitrust/actionsdamages/quantification_guide_en.pdf> Acessado em: 25/07/18.
- FINKELSTEIN, M.O.; Levenbach, H. (1983). Regression Estimates of Damages in Price-Fixing Cases. *Law & Contemporary Problems*, 46(4), pp. 145-169. Disponível em: <https://scholarship.law.duke.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=3738&context=lcp>
- FISHER, F.M. (1986). Statisticians, econometricians, and adversary proceedings. *Journal of the American Statistical Association*, 81(394), p.277-286. doi/abs/10.1080/01621459.1986.10478271
- FRIEDMAN, L. (1956). A competitive-bidding strategy, *Operations Research*, 4(1), p.104-112.
- FRYE v. United States, 293 F. 1013 (D.C. Cir. 1923). Disponível em <https://www.law.ufl.edu/_pdf/faculty/little/topic8.pdf> Acessado em: 12/10/18.
- GALLO, J. (1977). A computerized approach to detect collusion in the sealed-bid market. *Antitrust Bulletin*, 22(3), p.593.
- GÓMEZ-LOBO, A.; Szymanski, S. (2001). A Law of Large Numbers: Bidding and Compulsory Competitive Tendering for Refuse Collection Contracts. *Review of Industrial Organization*, 18 pp. 105–113
- GREGA, M.; Nemeč, J. (2015). Factors influencing Final Price of public procurement: evidence from Slovakia. *Procedia Economics and Finance*, 25, pp.543-551.
- GRUBBS, F. E. (1969). Procedures for detecting outlying observations in samples. *Technometrics* 11(1): pp.1–21. doi/abs/10.1080/00401706.1969.10490657

- GUPTA, S (2002). Competition and collusion in a government procurement auction market. *Atlantic Economic Journal*, 30(1), pp.13-25.
- HARRINGTON, J. E. (2006). Behavioral screening and the detection of cartels. *European competition law annual*, pp.51-68.
- HOWARD, J. H. and Kaserman, D. (1989). Proof of damages in construction industry bid-rigging cases. *Antitrust Bulletin* 34(2), pp.359-394. doi/10.13140/RG.2.2.17868.31363
- JAMES, G., Witten, D., Hastie, T., and Tibshirani, R. (2013). *An Introduction to Statistical Learning: with Applications*. Springer, New York, ISBN: 9781461471387
- KUHLMAN, J. M. and Johnson, S. R. (1983). The number of competitors and bid prices. *Southern Economic Journal*, 50(1), pp.213-220.
- LANZILLOTI, R.F. (1998). Coming to terms with Daubert in Sherman Act complaints: A suggested economic approach, *Nebraska Law Review*, 77(1), Disponível em: <https://digitalcommons.unl.edu/nlr/vol77/iss1/4>
- LANZILLOTI, R.F. (2017). Collusion/competition: A new learning?, *The Antitrust Bulletin*, 62(3) pp.591-602.
- LIMA, M. C. (2010). Comparação de custos referenciais do DNIT e licitações bem sucedidas. XIII SINAOP – Simpósio Nacional de Auditoria de Obras Públicas – Porto Alegre – RS.
- LOPES, A. O. (2011). *Superfaturamento de Obras Públicas*. LivroPronto, São Paulo.
- LOPES, A. O. (2018). *Superfaturamento de Contratos Governamentais de Serviços de Engenharia de Construção – Estudo de Caso da Operação Caixa-Preta – 2009*. *Revista Brasileira de Ciências Policiais*, 9(2), pp.71-109.
- MORO, S.F. (2018). Preventing systemic corruption in Brazil. *Daedalus*, 147(3), pp.157-168. doi.org/10.1162/daed_a_00508
- NATIONAL RESEARCH COUNCIL (2011). *Reference Manual*

- on Scientific Evidence: Third Edition. Washington, DC: The National Academies Press. <https://doi.org/10.17226/13163>.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD) (2009). Prosecuting Cartels without Direct Evidence of Agreement. OECD Journal: Competition Law and Policy, 9(3), doi.org/10.1787/clp-v9-art11-en
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD) (2011). Quantification of Harm to Competition by National Courts and Competition Agencies. Disponível em <<http://www.oecd.org/daf/competition/QuantificationofHarmtoCompetition2011.pdf>>. Acessado em:22/06/18.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD) (2016). Fighting bid rigging in public procurement: Report on implementing the OECD Recommendation. Disponível em: www.oecd.org/competition/Fighting-bid-rigging-in-public-procurement-2016-implementation-report.pdf. Acessado em: 13/03/18.
- PELTO, C. R. (1971). The Statistical Structure of Bidding for Oil and Mineral Rights. Journal of the American Statistical Association, 66(335), pp.456-460.
- PEREIRA, G. P. C. (2002). O mercado da construção civil para obras públicas como instrumento de auditoria: uma abordagem probabilística, Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife.
- PHLIPS, L. (1996). On the detection of collusion and predation. European Economic Review, 40(3), pp.495-510. doi: 10.1016/0014-2921(95)00064-X
- PORTER, R. H. and Zona, J. D. (1993). Detection of bid rigging in procurement auctions. Journal of Rubinfeld, D.L. and Steiner, P.O. (1983). Quantitative methods in antitrust litigation. Law and Contemporary Problems, 46, 4, Statistical Inference in Litigation, pp. 69-141. doi: 10.2307/1191595
- SELTEN, R. (1973). A Simple Model of Imperfect Competition,

where 4 are few and 6 are many. *International Journal of Game Theory*, 1973, Vol.2(1), pp.141-201. DOI: 10.1007/BF01737566;

- SIGNOR, R., Love, P. E. D., Olatunji, O, Vallim, J. J. C. B, and Raupp, A. B. (2017). Collusive bidding in Brazilian infrastructure projects. *Proceedings of the Institution of Civil Engineers - Forensic Engineering* 170(3), pp.113-123. doi/10.1680/jfoen.17.00013
- SIGNOR, R.; Love, P. E. D.; Vallim, J. J. C. B.; Raupp, A. B.; Olatunji, O. (2019). It is not collusion unless you get caught: the case of 'Operation Car Wash' and unearthing of a Cartel. *Journal of Antitrust Enforcement*, 7(2), pp.177–202. <https://doi.org/10.1093/jaenfo/jnz009>
- SIGNOR, R.; Love, P. E. D.; Belarmino, A. T. N.; Olatunji, O. (2020a). Detection of collusive tenders in infrastructure projects: learning from Operation Car Wash. *Journal of Construction Engineering and Management* 146(1). DOI: 10.1061/(ASCE)CO.1943-7862.0001737
- SIGNOR, R.; Love, P. E. D.; Oliveira Jr. A.; Lopes, A. O.; Oliveira Jr. P. S. (2020b). Public Infrastructure Procurement: Detecting Collusion in Capped First Priced Auctions. *Journal of Infrastructure Systems*, 26(2). DOI: 10.1061/(ASCE)IS.1943-555X.0000543
- SILVA FILHO, L. O.; Lima, M. C.; Maciel, R. G. (2010). Efeito barganha e cotação: fenômenos que permitem a ocorrência de superfaturamento com preços inferiores às referências oficiais. *Revista do TCU*, n. 119, pp.29-36. Disponível em <<http://revista.tcu.gov.br/ojs/index.php/RTCUCU/article/view/188/182>>. Acessado em: 12/07/18.
- SKITMORE, M. (2002). Identifying non-competitive bids in construction contract auctions. *Omega*, 30(6), pp.443-449.
- SMITH, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*, Chicago: Encyclopaedia Britannica, 1952. (Orig. pub. 1776). 468p.
- TUKEY, J. W. & Wilk, M. B. (1966). *Data analysis and statistics*:

an expository overview. AFIPS Conference Proceedings 29, pp.695-709.

TUKEY, J. W. (1977). Exploratory Data Analysis. Addison-Wesley.

UNITED STATES (1890). 26 Stat. 209, 15 U.S.C. §§ 1–7. Act of July 2, 1890 (Sherman Anti-Trust Act).

VALLIM, J. J. C. B. (2018). Engenharia Forense: Metodologias Aplicadas na Operação Lava Jato, Editora Juruá, Curitiba, Brazil, 2018, 284 p.

