

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA/ANPEC
43º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA

Área 6 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições

TÍTULO

Corrupção, Burocracia e outras falhas Institucionais: O “câncer” da inovação e do desenvolvimento

AUTORES:

1. *Leonardo Andrade Rocha, Dr. em Economia, Universidade Federal Rural do Semi-Árido.*
2. *Ahmad Saeed Khan, Dr. em Economia Agrícola, Universidade Federal do Ceará.*
3. *Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima, Dra. em Economia Aplicada, Universidade Federal do Ceará.*
4. *Maria Ester Dal Poz, Dra. em Política Científica e Tecnológica, Universidade Estadual de Campinas*
5. *Fernando Porfirio S. de Oliveira, Dr. em Administração, Universidade Federal Rural do Semi-Árido.*

RESUMO: Este estudo analisa o impacto da corrupção na elasticidade dos investimentos em P&D nas vendas por trabalhador das firmas. Neste sentido, foi construído um modelo de crescimento schumpeteriano usando a teoria do controle ótimo relacionando os efeitos da corrupção da demanda por investimentos em P&D. Os resultados do modelo mostram que a corrupção afeta negativamente a demanda por investimentos em P&D e na taxa de progresso técnico a longo prazo. Entretanto, este custo atribui 'pesos' diferentes à medida que as firmas se aproximam da fronteira tecnológica. Para testar empiricamente esta relação, foi construído fronteiras parciais de ordem-a em uma amostra de 2.000 firmas entre 40 setores e 46 países. Interagindo os escores de eficiência com o índice de corrupção, as firmas menos eficientes são mais desfavorecidas com a corrupção em relação às firmas da fronteira. Este padrão é observado no coeficiente de elasticidade dos investimentos em P&D indicando que a corrupção induz a custos diferenciados, 'favorecendo' as firmas mais eficientes em relação às mais afastadas da fronteira.

Palavras-Chave: Corrupção, Inovação, Desenvolvimento.

Classificação JEL: D73, O30, O32

ABSTRACT: This study analyzes the impact of corruption on the elasticity of R&D investments in sales per employee by firms. In this sense, it built a model of Schumpeterian growth using optimal control theory relating the effects of corruption in demand for R&D. The model results show that corruption negatively affects the R&D demand and long-term rate of technical progress. However, this cost attributes 'weights' different as firms approach the technological frontier. To empirically test this relationship, it was built partial border order it on a sample of 2,000 firms from 40 sectors and 46 countries. Interacting efficiency scores with the corruption index, the less efficient firms are disadvantaged with corruption in relation to the frontier firms. This pattern is observed in the coefficient of elasticity of R&D indicating that corruption leads to different costs, 'favoring' the most efficient firms in relation to the most backward firms.

Key Words: Corruption, Innovation, Development

JEL Classification: D73, O30, O32

INTRODUÇÃO

Tanto a teoria econômica quanto as evidências empíricas mostram que os investimentos em Pesquisa & Desenvolvimento (P&D) assumem um importante papel no crescimento da produtividade das firmas e no desenvolvimento de qualquer economia (AGHION & HOWITT, 1992; AGHION & HOWITT, 2009). Recentes pesquisas, destacando Hall e Lerner (2009), Coad (2011), Cappelen, Raknerud e Rybalka (2012) e Hall, Lotti e Mairesse (2013), vêm demonstrando, por meio de evidências empíricas, a importância destes investimentos como um insumo fundamental nas atividades inovativas. Este esforço em inovação depende de incentivos institucionais, tais como a política de inovação, proteção à propriedade intelectual, expropriação de ganhos, etc., que varia consideravelmente entre as diferentes economias.

Somado a isto, o retorno destes investimentos é de longo prazo, o que demanda de um ambiente institucional bastante favorável na estabilidade dos eventuais riscos da atividade. Desta forma, uma economia favorável depende de arranjos que minimizam, especialmente, atividades predatórias como a corrupção e os seus instrumentos de legitimidade, destacando a burocracia excessiva e os entraves públicos (WANG & YOU, 2012; MÉON & WEIL, 2010; ANOKHIN & SCHULZE, 2009).

Recentemente, Anokhin e Schulze (2009) analisaram a relação entre o controle da corrupção e o ambiente inovativo das empresas. Os resultados do estudo revelam que um ambiente com alto controle com a corrupção está associado com altos níveis de inovação e empreendedorismo. Embora o efeito negativo seja bastante perceptivo, outras evidências apontam em direção contrária sob a relação ‘*corrupção x produtividade*’. Wang e You (2012) centraram suas análises no crescimento das vendas nas firmas chinesas e mostraram que a China, por ser considerado como um “Paradoxo da Ásia Oriental”, tem apresentado um crescimento notavelmente acima de muitas outras economias emergentes, ainda que se observe altos níveis de corrupção. Esta dicotomia no efeito da corrupção é mencionada em alguns estudos como duas importantes hipóteses: (1) hipótese da “graxa na engrenagem” e a; (2) hipótese da “areia na engrenagem” (MÉON & SEKKAT, 2005; MÉON & WEIL, 2010).

Assim, níveis ‘razoáveis’ de corrupção podem acelerar determinados projetos de investimento que são afetados pelo excesso da burocracia. Méon e Weil (2010) analisaram os efeitos da corrupção na produtividade dos países considerando a influência de outras dimensões de governança nesta relação. As conclusões sugerem que a hipótese da “graxa na engrenagem” é sustentada nos países onde a qualidade da governança é precária, implicando em uma relação negativa entre corrupção e ineficiência.

Embora, tais resultados apontam em um conflito no entendimento sobre as consequências da corrupção e outras “falhas institucionais”, poucos estudos, destacando Gaviria (2002), Smarzynska & Wei (2002), Batra, Kaufmann e Stone (2003), Hallward-Driemeier, Wallstern e Xu (2004), Asiedu e Freeman (2009) e Wang e You (2012), analisaram os efeitos da corrupção a nível de microdados em firmas. Em nenhum destes estudos foi analisado as influências da corrupção em investimentos específicos, como os gastos em P&D, e sua relação com a eficiência das empresas. A presente pesquisa acredita que as duas hipóteses elucidadas sejam fortemente correlacionadas com as diferenças em eficiência ou na distância com a fronteira cujas firmas se encontram. Isto porque as firmas mais afastadas apresentam importantes limitações, diferenciando o ‘peso’ da percepção da corrupção em relação às firmas da fronteira.

Contudo, medir a fronteira, e conseqüentemente a distância das firmas, não consiste em uma simples tarefa. As técnicas usuais de regressão linear deixam de capturar características importantes de uma produção tecnologicamente eficiente. A estrutura da produção na fronteira pode diferenciar-se de uma estrutura média de produção construída por uma amostra de dados. A ‘melhor prática’ não implica necessariamente em uma ‘prática média’, uma vez que ela não incorpora aspectos relativos às economias de escala e escopo (DARAIO & SIMAR, 2007, p. 02).

Assim, para medir o impacto da corrupção nos investimentos em P&D foram construído escores de eficiência por meio da técnica não paramétrica mais recente: fronteiras parciais de ordem- α . Esta nova técnica é mais robusta quanto a presença de outliers e incorpora o conceito de quantil para estimar diferentes fronteiras. Para cada fronteira estimada, o escore de eficiência é interagido com um índice de corrupção e com os investimentos em P&D. Como resultado, os diferentes escores gerem percepções diferenciadas sobre a corrupção na influência dos investimentos. Para as firmas menos eficientes ou mais afastadas da fronteira o impacto da corrupção é relativamente maior em comparação com as firmas mais eficientes.

1. MODELO TEÓRICO

Primeiramente, será considerada uma economia schumpeteriana cujos avanços na tecnologia são diretamente afetados pela política econômica. Assim, o progresso técnico surge de inovações que geram novos produtos, processos e mercados ao longo do tempo. Neste contexto, os esforços em inovação, medidos pelos investimentos em P&D consistem no principal insumo para a inovação sendo, portanto, influenciado pelo cenário e contexto da política. A partir de importantes *insights* a serem apresentados, o comportamento da ‘autoridade pública’ afeta as decisões de investimento, repercutindo diretamente na trajetória tecnológica das firmas e da economia. A persistência de ‘falhas institucionais’ como a corrupção e a burocracia excessiva, limita os esforços em inovação e, conseqüentemente, no progresso técnico de longo prazo.

1.1 Ambiente Econômico

As empresas as locam os insumos destinados na produção de bens finais, de acordo com a função de produção que pode ser representada pela equação (1). Os agentes possuem preferências risco-neutras e vivem apenas para maximizar seu consumo. O tempo será considerado contínuo e os insumos intermediários contínuos entre $[0, M]$ que, por simplicidade, assumiremos $M=1$:

$$Y_t = \int_0^1 (A_{it}L)^{1-\alpha} x_{it}^\alpha di \quad \therefore \alpha \in (0,1); \delta \geq 0 \quad (1)$$

Os insumos intermediários “x” são medidos em valor de transformação industrial, de forma que o PIB da economia é medido pela produção final menos o adicionado na manufatura. Logo, integrando todos os setores:

$$PIB_t = Y_t - \int_0^1 x_{it} di \quad (2)$$

O preço de cada insumo é dado pela sua demanda: $p_{it} \equiv \frac{\partial Y_t}{\partial x_{it}} = \alpha (A_{it}L)^{1-\alpha} x_{it}^{\alpha-1}$ (3)

A firma monopolista busca maximizar seus lucros conforme a produção dos seus insumos manufaturados: $\Pi_{it} = \max_{x \in X} \{ p_{it}x_{it} - x_{it} \}$ (4)

$$\text{Substituindo na equação (2): } PIB_t = Y_t - \alpha^{1-\alpha} A_i L = \alpha^{1-\alpha} (\alpha^{-2} - 1) A_i L \quad (5)$$

A equação (5) mostra como o PIB de uma economia é acumulado ao longo do tempo. Os gastos em Pesquisa e Desenvolvimento aumentam a probabilidade do sucesso das futuras inovações de forma que pode ser expressa na seguinte equação: $\mu_{it} = \phi n_{it}^\lambda$ (6)

Conforme a equação (6), n_{it} corresponde aos gastos em pesquisa por trabalhador, λ corresponde a elasticidade da pesquisa (que iremos supor $\lambda \in (0,1)$, obedecendo a Lei dos Rendimentos Decrescentes¹) e ϕ a produtividade da pesquisa, que por notação, admite-se ser suficientemente pequena para garantir $\mu \in [0,1]$. Caso a inovação garanta uma melhoria de produtividade, o parâmetro tecnológico avança em relação ao período defasado, conforme a restrição abaixo: $A_{it+1} = \begin{cases} \gamma A_{it}, & \text{com probabilidade } \mu_{it} \\ A_{it}, & \text{com probabilidade } 1 - \mu_{it} \end{cases}$ (7)

Por consequência em (7), temos que o progresso tecnológico ocorre com a esperança matemática do crescimento da produtividade, obedecendo uma certa inovação incremental $(\gamma - 1)$:

$$g_{it} \equiv \frac{\dot{A}_{it}}{A_{it}} = E(\gamma - 1) = \phi n_{it}^\lambda (\gamma - 1) \quad (8)$$

Além destas considerações, alguns importantes pontos ficaram de fora desta análise. Em primeiro, quais os fatores a longo prazo que afetam a demanda por recursos de pesquisa? Em segundo, como o governo por meio de uma política direcionada pode estimular as estratégias de inovação por parte das empresas? Todas estas respostas serão apresentadas a seguir considerando um modelo aplicado da teoria do controle ótimo.

1.2 A Escolha Ótima do Planejador Econômico

Nesta seção, será apresentada a escolha do planejador social em função da intensidade da pesquisa e da taxa de esgotamento, considerando uma trajetória equilibrada e ótima de crescimento. A função de

¹ Esta suposição é bastante realista uma vez que a as chances de futuras inovações virem a ocorrer, em uma dada trajetória tecnológica, diminui em decorrência do esgotamento da tecnologia. Para maiores detalhes, veja Aghion e Howitt (2009).

utilidade é representada da seguinte forma: $u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}$. O consumo é dado pela razão entre consumo agregado e o estoque de trabalhadores L . o PIB da economia é distribuído entre o consumo e o investimento, representado pelos gastos agregados em pesquisa e desenvolvimento – P&D: $PIB_t \geq C_t + N_t$. Considerando em unidades por trabalhador, temos: $pib_t \geq c_t + n_t \therefore pib_t \equiv \frac{PIB_t}{L}; c_t \equiv \frac{C_t}{L}; n_t \equiv \frac{N_t}{L}$ (9)

O planejador econômico busca maximizar o bem-estar da economia, representado pelo consumo descontado a uma taxa constante $-\rho$, e à restrição de acumulação tecnológica ($\dot{A}_t = \phi n_t^\lambda (\gamma - 1) A_t$):
 $\max_{n_t \geq 0} W[n_t, A, \beta_A] \stackrel{\text{def}}{=} \int_0^{+\infty} e^{-\rho t} u(c_t) dt; s. a. \{ \dot{A}_t = \phi n_t^\lambda (\gamma - 1) A_t$

A solução do hamiltoniano de valor-corrente é dada conforme as condições necessárias e suficientes de uma trajetória ótima: $\frac{\partial \mathcal{H}(n_t, A, \beta_A)}{\partial n_t} = 0$ (10.a)

$$\text{A equação de Euler consiste em: } \dot{\beta}_A = \rho \beta_A - \frac{\partial \mathcal{H}(n_t, A, \beta_A)}{\partial A_t} \quad (10.b)$$

$$\text{Com a condição de transversalidade}^2: \lim_{t \rightarrow \infty} e^{-\rho t} \beta_A A_t = 0 \quad (10.d)$$

A partir destas menções, podemos determinar as condições de longo prazo (estado-estacionário) que afetam a demanda por recursos de pesquisa. Logo, $\exists \tilde{n} \in \text{int}(W) \Rightarrow \dot{c}_t = 0$:

$$\boxed{g_t \frac{\phi \lambda}{\tilde{n}} - \rho = 0 \leftrightarrow \tilde{n} = \left[\frac{\phi \lambda \phi (\gamma - 1)}{\rho} \right]^{\frac{1}{1-\lambda}} \blacksquare} \quad (11.A); \quad \frac{\partial \tilde{n}}{\partial \gamma} = \left(\frac{1}{1-\lambda} \right) \left[\frac{\phi \lambda \phi (\gamma - 1)}{\rho} \right]^{\frac{\lambda}{1-\lambda}} \left(\frac{\phi \lambda \phi}{\rho} \right) \geq 0 \quad (11.B)$$

Conforme a equação (11.B), quanto maior o tamanho da inovação, maior o incentivo em alocar recursos destinado à pesquisa a longo prazo. Este resultado parece tautológico, contudo não é tão simples quanto pareça. O tamanho da inovação depende de uma série de fatores que podem ou não ser resultados das decisões das firmas.

1.3 Os efeitos da corrupção e da burocracia nas decisões de investimentos

Com a falta de credibilidade da instituição, vinculada à precária execução de certos contratos e na morosidade da justiça, os empresários podem apropriar-se dos recursos como preferência pela liquidez, ao invés de aplicarem nos projetos de longo prazo. A consequência desta inércia naturalmente consiste na restrição dos esforços em inovação e da trajetória tecnológica das firmas, comprometendo o processo de desenvolvimento da economia (Lambsdorff, 2007; Hacek, Kukovic e Brezovsek, 2013). Através desta exposição, a distribuição dos recursos fica limitado pela ação da corrupção que efetivamente reduz os investimentos em P&D: $pib_t - \theta(\omega, \rho, \Theta)n_t \geq c_t + n_t \therefore pib_t; \frac{\partial \theta(\omega, \rho, \Theta)}{\partial \omega} \geq 0; \frac{\partial \theta(\omega, \rho, \Theta)}{\partial \rho} \leq 0$ (12)

Conforme a relação (12), a corrupção absorve uma parcela importante dos investimentos ($\theta \in (0,1)$) que seriam aplicados nas atividades de inovação, caso não houvesse expropriação dos recursos por parte dos oficiais públicos. Quanto maior o valor do parâmetro θ , maior a apropriação dos investimentos em decorrência da corrupção. A corrupção depende de importantes aspectos institucionais, tais como a burocracia (ω), eficiência do poder judiciário (ρ), fatores culturais e históricos (Θ), entre outros fatores. Desta forma, a solução do problema passa a ser reformulado da seguinte forma:

$$\max_{n_t \geq 0} W[n_t, \beta_A] \stackrel{\text{def}}{=} \int_0^{+\infty} e^{-\rho t} u(c_t) dt; s. a. \{ \dot{A}_t = \phi n_t^\lambda (\gamma - 1) A_t$$

Logo, $\exists \tilde{n} \in \text{int}(W) \Rightarrow \dot{c}_t = 0$, implicando na solução final ajustada pela presença da corrupção:

$$\boxed{g_t \frac{\phi \lambda}{(1+\theta(\omega, \rho, \Theta))\tilde{n}} - \rho = 0 \leftrightarrow \tilde{n} = \left[\frac{\phi \lambda \phi (\gamma - 1)}{(1+\theta(\omega, \rho, \Theta))\rho} \right]^{\frac{1}{1-\lambda}} \blacksquare} \quad (13)$$

A solução de longo prazo para a demanda por investimentos em P&D dependem inversamente da parcela apropriada dos recursos. Desta forma, um excesso da burocracia, observado por um aumento em ω , implica em um maior incentivo para a corrupção, elevando θ e reduzindo os níveis de investimento em

²Caputo (2005) sugere uma forma alternativa, mas equivalente para as condições de transversalidade: $\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-\rho t} \beta_A [A_t - A^*] \geq 0$, onde a variável com asterisco representa o nível de estado-estacionário. Este artifício é implementado quando as condições de convergência para o estado-estacionário não estão bem definidas nas funções de controle e de dinâmica de estado.

P&D de longo prazo. O efeito da corrupção na demanda por investimento de longo prazo é observado na derivada parcial:

$$\frac{\partial \tilde{n}}{\partial \theta(\omega, \rho, \Theta)} = - \left(\frac{1}{1-\lambda} \right) \left[\frac{\varphi \lambda \phi(\gamma-1)}{(1+\theta(\omega, \rho, \Theta))^\rho} \right]^{1-\lambda} \left(\frac{\varphi \lambda \phi(\gamma-1)}{(1+\theta(\omega, \rho, \Theta))^2 \rho} \right) \leq 0 \blacksquare \quad (14)$$

A solução em (14) mostra a relação inversa entre a corrupção e a demanda por investimentos em pesquisa de longo prazo. A eficiência do poder judiciário apresenta um efeito de penalidade nestas atividades, reduzindo os incentivos quanto a corrupção e consequentemente na apropriação de recursos, estimulando a demanda por investimentos em P&D a longo prazo. Recentes estudos vêm direcionando para esta conclusão, destacando Wang e You (2012), Hacek, Kukovic e Brezovsek (2013) e Schumacher (2013).

1.4 Crescimento, progresso técnico e corrupção

Assim, a taxa de crescimento do setor é governada pelo crescimento ponderado entre os diferentes insumos mais os avanços da tecnologia:

$$\tilde{g}_{it}^y = (1 - \alpha) \tilde{g}_{it} + (\alpha) \tilde{g}_{it}^x \leftrightarrow \tilde{g}_{it}^y - (\alpha) \tilde{g}_{it}^x = (1 - \alpha) \tilde{g}_{it} \quad (15)$$

Sem muitas perdas de generalidade, será abstraído a taxa de crescimento nos insumos intermediários ($\tilde{g}_{it}^x = 0$). Desta maneira, $\tilde{g}_{it}^y = (1 - \alpha) \left[(\phi(\gamma - 1))^{1-\lambda} \left(\left[\frac{\varphi \lambda}{(1+\theta(\omega, \rho, \Theta))^\rho} \right]^{1-\lambda} \right) \right] \blacksquare$. Para verificar o efeito da corrupção na taxa de crescimento, aplica-se a derivada parcial por meio da “regra da cadeia”:

$$\frac{\partial \tilde{g}_{it}^y}{\partial \theta(\omega, \rho, \Theta)} = (1 - \alpha) \left[\underbrace{\left(\frac{\partial \tilde{g}_{it}}{\partial \tilde{n}_{it}} \right)}_{\geq 0} \cdot \underbrace{\left(\frac{\partial \tilde{n}_{it}}{\partial \theta(\omega, \rho, \Theta)} \right)}_{\leq 0} \right] \leq 0 \blacksquare \quad (16)$$

A primeira parte da derivada em (16) é claramente positiva, contudo, a segunda parte é negativa e mede o impacto primário da corrupção na redução dos recursos em pesquisa, repercutindo em um segundo passo na taxa de progresso técnico e de crescimento. Este resultado intuitivo revela que a persistência da apropriação de recursos compromete diretamente, a longo prazo, na taxa de crescimento das firmas, setores e da economia. Embora o efeito médio da atividade predatória seja claramente negativo, questões importantes como o tamanho da empresa, tipo de setor, eficiência da firma, dentre outras questões importantes, podem condicionar o tamanho do impacto entre as diferentes empresas.

1.5 Distância com a fronteira e a percepção da corrupção pelas empresas

Uma recente literatura vem abordando o conceito de ‘fronteira tecnológica’ e a sua influência com as estratégias empresariais conforme as firmas se encontram posicionadas próximas ou mais afastadas (ACEMOGLU, AGHION, & ZILIBOTTI, 2006; AGHION & HOWITT, 2009). Esta recente literatura, especialmente liderada pelas contribuições de Aghion e Howitt (1992), mostra que um crescimento mais rápido implica em uma maior rotatividade entre as empresas, uma vez que o processo de “destruição criativa” gera a entrada de novos inovadores e a saída de antigos inovadores. Este contexto é parcialmente afetado pelo cenário da política, visto que questões relativas às regulações comerciais, leis antitruste, legislação de inovação, dentre outros aspectos, influenciam diretamente as estratégias empresariais repercutindo, em um segundo plano, no crescimento da economia.

Para sustentar o crescimento, a política de inovação adquire uma importância estratégica para a economia, isto porque ela envolve dois importantes conceitos (ou insumos): os investimentos realizados pelas empresas em P&D destinados à criação das novas tecnologias e no estoque corrente de conhecimento gerado pelas antigas inovações. Em ambas condições os incentivos estão condicionados aos aspectos globais da tecnologia (AGHION & HOWITT, 2009). Desta forma, firmas podem operar na vizinhança da fronteira técnica e outras mais afastadas, de maneira que o crescimento das empresas e da economia são afetadas pelas flutuações de proximidade com a fronteira, além das mudanças na política necessárias para sustentar este processo de convergência.

Recentes pesquisas, destacando Anokhin e Schulze (2009), Wang e You (2012) e Jiang e Nie (2014), vêm apresentando evidências empíricas sobre o efeito da corrupção em diferentes contextos das empresas, que podem estar ligados diretamente com os fatores de proximidade com a fronteira. Conforme diferentes “graus de desenvolvimento”, o efeito da corrupção pode se configurar como um resultado

negativo ou positivo. Esta dicotomia vem sendo apresentada como dois conceitos sob o efeito da corrupção³: (1) a hipótese da “graxa na engrenagem” e a; (2) hipótese da “areia na engrenagem”.

Na primeira hipótese, as distorções causadas por instituições ineficientes podem conduzir os agentes a buscarem formas alternativas que acelerem a implementação de seus projetos de investimentos, envolvendo pagamentos aos oficiais públicos na tentativa de contornar os entraves da burocracia. Nesta corrente teórica, encontram-se importantes contribuições como Leff (1964), Leys (1965), Bailey (1966), Huntington (1968) e Lui (1985). Ao contrário disto, a segunda hipótese mostra que a corrupção se revela como uma atividade que “restringe” o sistema econômico, criando rendas extras aos oficiais corruptos que dependem dela para sobrevivência. Assim, os atrasos ocasionados pelos funcionários corruptos constituem uma forma de oportunidade necessária para extrair subornos a partir desta atividade. Em crítica à hipótese da “graxa”, a capacidade dos oficiais públicos em acelerar o processo pode ser bastante limitada, tendo em vista que a administração consiste em uma rede sucessiva de centros de decisão. Neste caso, a corrupção não consiste em uma manobra benéfica para a atividade econômica, mas sim em uma consequência natural da atividade burocrática. Consequentemente, uma distorção soma-se às outras em vez de compensá-las, caracterizando um efeito de “areia na engrenagem”. No estudo de Meón e Weil (2010), os autores apresentaram um resumo sobre estas duas importantes concepções.

Esta dicotomia vinculada à posição das empresas em relação a fronteira, condiciona o efeito da corrupção. Como hipótese a ser testada, as firmas situadas na “vizinhança da fronteira” apresentam um impacto diferenciado da corrupção nas aplicações de investimentos estratégicos, como P&D, em relação às firmas mais afastadas da fronteira. Esta concepção baseia-se na ideia que as firmas mais afastadas apresentam limitações notoriamente superiores, tanto em recursos quanto em suas trajetórias tecnológicas, gerando um deslocamento na percepção da corrupção. Desta forma, os diferentes custos de oportunidade dos investimentos podem ser mais ou menos potencializados com a presença da corrupção, na medida em que as diferentes configurações da trajetória tecnológica são incorporadas ao longo do processo de convergência.

Apesar deste diagnóstico, a definição de fronteira não se apresenta de forma bastante simples, uma vez que o seu conhecimento não é facilmente observado. Diferentes técnicas paramétricas e não-paramétricas podem ser implementadas para estimar o conceito de fronteira. Na metodologia empírica será apresentada a técnica mais apropriada para medir a fronteira técnica e a distância com que as firmas se encontram em relação ao *benchmarking*.

2. MODELAGEM EMPÍRICA

2.1 Definição da Amostra e Operacionalização das Variáveis

Para medir a influência dos esforços inovativos no desempenho das firmas adotou-se a base de dados do *The 2013 EU Industrial R&D Investment Scoreboard* (COMMISSION, 2013). Este relatório é publicado anualmente, fornecendo o ranking das empresas com o maior volume de gastos em Pesquisa & Desenvolvimento (P&D), distribuídas em 40 setores e 46 países no mundo. As informações incluem, além desta variável, o volume das vendas (€ milhões), número de empregados, despesas com capital (€ milhões), rentabilidade, além das medidas de crescimento.

A cada ano o ranking das empresas se altera, conferindo perdas de informações sobre algumas empresas em diferentes pontos do tempo. Como o intuito de maximizar o tamanho da amostra para 2.000 empresas (no relatório mais recente de 2013), optou-se por uma base de dados exclusiva para este ano. Sem muitas perdas, acredita-se que uma amostra de 2.000 firmas seja significativa para as conclusões do estudo.

2.2 Estimando a Fronteira

Na teoria econômica tradicional é comum presumir que as empresas atuam otimizando suas operações por meio do não desperdício de recursos. Resumidamente, assume-se que os produtores sempre operam em algum lugar na fronteira de seus conjuntos de possibilidade de produção. Contudo, as evidências empíricas sugerem uma realidade bastante diferente: nem todas as firmas são bem sucedidas em diversas circunstâncias, de maneira que algumas podem atuar na fronteira ou sua vizinhança e outras mais afastadas.

³ Para uma compreensão detalhada sobre esta literatura, veja os estudos de Meón e Sekkat (2005) e Meón e Weil (2010).

Neste sentido, é importante para a análise de eficiência investigar o grau com que as firmas não conseguem otimizar suas operações e o quanto se distanciam relativamente de um padrão de referência (fronteira).

Na teoria econômica a análise de eficiência ganhou bastante notoriedade desde as contribuições de Koopmans (1951), Debreu (1951), e Farrell (1957). Dois importantes métodos ganham destaque nesta abordagem: (i) métodos paramétricos e; (ii) não-paramétricos.

Na primeira técnica, a fronteira de produção é definida por uma função que é matematicamente conhecida e dependente de k -parâmetros desconhecidos, mas que podem ser estimados por meio de técnicas de regressão linear (análise de fronteira estocástica). Além da especificação sobre a fronteira de produção, a facilidade na interpretação econômica dos parâmetros além das propriedades estatísticas que permitam uma análise inferencial, constituem nas principais vantagens desta técnica. Entretanto, tantas vantagens não estão isentas das suas limitações. Neste caso, a forma funcional da fronteira a ser estimada, a restrição no uso de múltiplos produtos, além dos pressupostos no ‘Processo Gerador dos Dados’ (PDG), tornam esta técnica menos atraente em relação aos métodos não-paramétricos⁴ (BADIN & DARAIO, Explaining Efficiency in Nonparametric Frontier Models: Recent Developments in Statistical Inference, 2012; SCHWARZ, VAN BELLEGEM, & FLORENS, 2012; WILSON, 2012; SIMAR & WILSON, 2013).

Como abordagem alternativa, os métodos não paramétricos (DEA/FDH) não dependem de pressupostos no PDG que regem o conjunto de produção das firmas, além de formas funcionais na especificação da fronteira, uma vez que este procedimento emprega o comparativo entre as observações para se definir a referência na amostra (DARAIO & SIMAR, Advanced Robust and Nonparametric Methods in Efficiency Analysis, 2007). Contudo, a natureza determinística e a dificuldade de inferência estatística consistem nas principais limitações desta técnica. Recentes avanços vêm abordando o problema da inferência e do “determinismo”, destacando técnicas por meio de resultados assintóticos conforme Simar e Wilson (2000a), máxima verossimilhança de acordo com Kumbhakar et al. (2007) e métodos de *bootstrap* segundo Simar e Wilson (1998; 2000b) e Kneip, Simar e Wilson (2003).

Por outro lado, ambas abordagens estão sempre sujeitas a dois problemas comuns nas séries econômicas: (i) pontos discrepantes na amostra (*outliers*) e a; (ii) “maldição da dimensionalidade”. No primeiro caso, a presença de valores extremos desloca a fronteira estimada, levando os escores de eficiência a um claro viés. Desta forma, em qualquer das técnicas, percebe-se uma sensibilidade dos escores calculados a partir da presença de tais anomalias. No segundo caso, a precisão estatística nos intervalos de confiança depende de um número considerável de observações. Nas técnicas não paramétricas tradicionais (DEA/FDH), a taxa de convergência depende inversamente da dimensão do espaço insumo-produto, de forma que quanto maior o número de p -insumos e q -produtos, maior o tamanho da amostra necessário para amenizar a imprecisão estatística dos escores de eficiência (DARAIO & SIMAR, 2007; SIMAR & WILSON, 2013).

Diante destas limitações, técnicas não-paramétricas recentes vêm ganhando notoriedade no debate acadêmico por se tornarem mais robustas quanto as restrições mencionadas. Estas técnicas são denominadas de abordagens de ‘fronteiras parciais’ e consistem no mais moderno campo de estudo em análise de fronteira. Este tema baseia-se principalmente nas contribuições de Cazals, Florens e Simar (2002), Daouia and Simar (2004), Aragon, Daouia e Thomas-Agnan (2005) e Daraio and Simar (2005).

2.2.1 Abordagens baseadas em ‘Fronteiras Parciais’

O maior benefício desta abordagem consiste em superar as principais desvantagens nas técnicas tradicionais não paramétricas: inferência estatística, dimensionalidade e *outliers*. Duas categorias para estimação de fronteiras parciais se destacam: (1) fronteiras de ordem- m e; (2) fronteiras de ordem- α .

Na primeira categoria, um número inteiro de m -firmas é aleatoriamente sorteado na amostra para uma comparação com uma unidade tomadora de decisão (DMU). Resumidamente, Cazals, Florens e Simar

⁴ Além disto, estes métodos não apresentam robustez quando a forma da distribuição assumida não se sustenta. Neste caso, os *outliers* presentes nos dados afetam a forma funcional da fronteira, viesando a estrutura da perturbação estocástica que, na maioria das vezes, não está corretamente especificada. Juntando a isto, problemas associados à heterocedasticidade, quando não são propriamente corrigidos, repercute em um viés significativo na definição da fronteira. Em direção contrária, os modelos não paramétricos tornam-se mais atraentes, uma vez que contam com poucas hipóteses no PDG, entretanto, acabam sendo bastante sensíveis à presença de valores extremos e à “maldição da dimensionalidade” (FLORENS, SIMAR, & KEILEGOM, 2014; BADIN, DARAIO, & SIMAR, 2014).

(2002) introduziram o conceito de "fronteira de produção máxima esperada" de ordem $m \in \mathbb{N}^*$, onde \mathbb{N}^* corresponde ao conjunto de todos os números inteiros $m \geq 1$. Este conceito é definido como o nível de produção esperada máxima a ser alcançada entre as m -firmas sorteadas na população usando menos recursos que a unidade comparada. Assim, a fronteira é definida por cada m -grupo de firmas fixado, de forma que as m -fronteiras estimadas convergem para a fronteira total na medida em que $m \rightarrow \infty$ ⁵. Devido à natureza de corte na fronteira de ordem- m , o estimador não cobre todas as observações, de forma que o estimador se torna mais robusto que o tradicional FDH. Os diferentes cortes da amostra geram diferentes fronteiras que repercutem em escores de eficiência menos sensíveis à presença dos valores extremos, que são tratados com DMU's supereficientes ao invés da própria fronteira.

Contudo, uma abordagem alternativa proposta por Aragon, Daouia e Thomas-Agnan (2005) demonstra que o conceito de quantis condicionais se adéqua de forma mais robusta em comparação ao método de ordem- m . Nesta abordagem alternativa, o corte amostral é tratado de forma contínua $\alpha \in [0,1]$, de maneira que o conceito dos quantis abrange recortes proporcionais da amostra que podem ser interpretados como probabilidade. O método dos quantis é tradicionalmente conhecido por ser mais robusto quanto a presença de *outliers* (KOENKER & HALLOCK, 2001; KOENKER, 2005). Assim, a ideia por trás da fronteira de ordem- α consiste em determinar primeiro a probabilidade $(1 - \alpha)$ dos pontos observados situarem acima da fronteira- α estabelecida. Usando a formulação probabilística, as fronteiras de ordem- m podem ser facilmente adaptadas para uma nova formulação baseadas em quantis de ordem- α , garantindo ganhos de robustez.

2.2.2 Fronteiras Parciais de Ordem- α

O PDG pode ser descrito em termos que permita uma interpretação probabilística acerca dos escores de eficiência, providenciando uma nova forma de interpretação sob a natureza dos estimadores não paramétricos. Assim, para compreender o método de fronteira parcial por quantil, precisamos definir importantes conceitos de função de distribuição de probabilidade.

❖ **DEFINIÇÃO 1:** *Seja o conjunto amostral $\mathcal{S}_n = \{(X_i, Y_i) : i = 1, 2, \dots, n\}$ de níveis de insumo-produto factíveis para uma atividade de interesse, a probabilidade de uma DMU operando nos níveis de insumo-produto (\mathbf{x}, \mathbf{y}) seja dominada é dado por $H_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = Pr(\mathbf{X} \leq \mathbf{x}, \mathbf{Y} \geq \mathbf{y})$.*

Conforme a Definição 1, $H_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ mostra a probabilidade de qualquer outra unidade produzindo no mínimo o nível de produto \mathbf{y} enquanto usa não mais insumos ao nível \mathbf{x} para produzir. No caso do estimador tradicional FDH, a fronteira total garante uma probabilidade igual a zero para as unidades operantes na fronteira, uma vez que o procedimento de estimação cobre todos os dados da amostra e nenhuma observação é prevista além da fronteira. No exemplo produto-orientado, os escores de eficiência podem ser definidos para a fronteira total FDH: $\tilde{\lambda}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | H_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y})) = \sup\{\lambda | Pr(\mathbf{X} \leq \mathbf{x}, \mathbf{Y} \geq \lambda \mathbf{y}) > 0\}$

$$\tilde{\lambda}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | H_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y})) = \sup\{\lambda | H_{XY}(\mathbf{x}, \lambda \mathbf{y}) > 0\}$$

O escore de eficiência pode ser interpretado como um aumento proporcional no produto necessário para a unidade $(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \in \mathcal{S}_n$ alcançar uma probabilidade igual a zero de ser inicialmente dominada por outra DMU escolhida aleatoriamente. Na medida que a produção sofre o aumento proporcional a garantir uma probabilidade nula de ser dominada, dizemos que a unidade produtiva alcançou a fronteira total FDH. Esta reformulação probabilística apresenta uma forma alternativa para os escores de eficiência tradicionais de Debreu-Farrel.

Se o conjunto de produção (\mathcal{P}) admite o pressuposto de livre disponibilidade (Free Disposal), logo $\mathcal{S}_n \subset \mathcal{P}$, isto implica em: $\tilde{\lambda}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | H_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y})) = \tilde{\lambda}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | \mathcal{P})$. Neste caso o estimador FDH, $\mathcal{P}_{FDH} = \{(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \in \mathbb{R}_+^{p+q} | \mathbf{y} \leq \sum_{i=1}^n Y_i ; \mathbf{x} \geq \sum_{i=1}^n X_i \because \forall (X_i, Y_i) \in \mathcal{S}_n\}$, pode ser reformulado conforme apresentado no parágrafo anterior.

Para se determinar fronteira do conjunto de produção \mathcal{P}_{FDH} produto-orientado, precisamos decompor $H_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ utilizando o Teorema de Bayes:

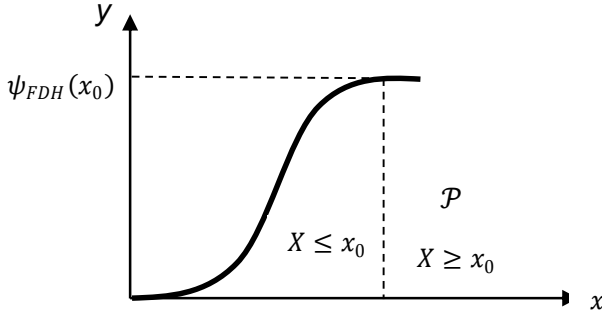
⁵ Quando $m \rightarrow \infty$ o estimador de fronteira parcial de ordem- m converge para o estimador FDH.

$$H_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \underbrace{\Pr(Y \geq y|X \leq x)}_{S_{Y|X}(y|x)} \cdot \underbrace{\Pr(X \leq x)}_{F_X(x)} = \underbrace{\Pr(X \leq x|Y \geq y)}_{F_{X|Y}(x|y)} \cdot \underbrace{\Pr(Y \geq y)}_{S_Y(y)}$$

Logo, a função-fronteira da produção, $y^\partial(x) = \psi(x) \therefore \psi(x): \mathbb{R}_+^p \rightarrow \mathbb{R}_+^q$, reflete o nível de produção máxima que pode ser alcançada a partir de um dado nível de insumos. Assim, a função-fronteira corresponde em uma transformação dos insumos em produtos para uma firma que possua probabilidade nula de ser dominada: $\psi(x) = \sup\{y|S_{Y|X}(y|x) > 0, \forall x \in \mathbb{R}_+^p\}$

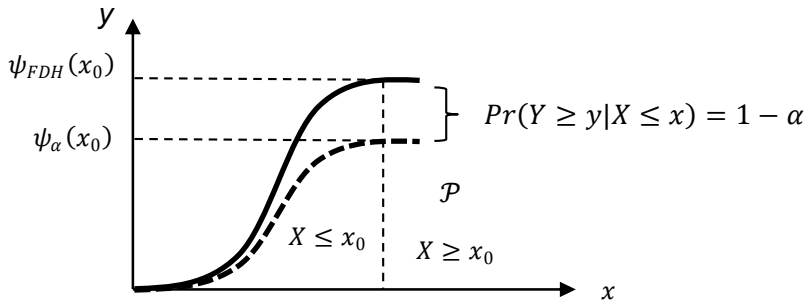
Graficamente a função $\psi(x)$ pode ser vista da seguinte forma:

Figura 1: Fronteira produto-orientada para $p=q=1$.



No caso de um estimador de fronteira parcial de ordem- α , o pareamento das firmas com relação a uma única fronteira total é substituído por um quantil situando-se bem próximo da fronteira, de forma que as DMU’s que operam na fronteira têm probabilidade de $(1-\alpha)$ de serem dominadas por outras firmas com produção igual ou superior.

Figura 2: Fronteira produto-orientada para o quantil $\alpha\%$.



Conforme o gráfico 2, pode-se apresentar a definição da fronteira eficiente ao nível de $\alpha\%$. Para um dado vetor de insumo-produto (\mathbf{x}, \mathbf{y}) , o nível de produção eficiente de ordem $\alpha\%$ é dado por: $y_\alpha^\partial(x) = \tilde{\lambda}_\alpha(x, y) \cdot y \equiv \psi_\alpha(x)$. Por construção, uma DMU operando no ponto $(x, y_\alpha^\partial(x)) \in \mathcal{P}$ tem probabilidade $H_{XY}(\mathbf{x}, y_\alpha^\partial(x)) = (1 - \alpha) \cdot F_X(x)$ de ser dominada. Logo, percebe-se que $(1 - \alpha) = S_{Y|X}(y|x) \therefore \alpha = 1 - S_{Y|X}(y|x)$ ■. Assim, o escore de eficiência produto-orientada pode ser apresentado conforma a definição:

❖ **DEFINIÇÃO 2:** Para todo x tal que $F_X(x) > 0$ e $\alpha \in (0, 1]$, o escore de eficiência produto-orientado para uma DMU operando em $(x, y) \in \mathcal{P}$ é definido como:

$$\tilde{\lambda}_\alpha(x, y) = \sup\{\lambda|S_{Y|X}(\lambda y|x) > 1 - \alpha\}$$

A partir da definição, na medida em que o quantil converge monotonicamente $\alpha \rightarrow 1$, a fronteira parcial $\alpha\%$ converge para a fronteira total FDH. Logo:

$$\lim_{\alpha \rightarrow 1} \tilde{\lambda}_\alpha(x, y) = \tilde{\lambda}(x, y|\mathcal{P})$$

Uma vez definido o quantil ou os diferentes quantis, os escores de eficiência para as DMU’s podem assumir valores que satisfazem $\tilde{\lambda}_\alpha(x, y) \geq 0$. Ao contrário dos escores tradicionais $\tilde{\lambda}_{FDH}(x, y) \geq 1$, os valores estimados permitem a retração no produto para abranger as unidades que agora são supereficientes. Na interpretação tradicional, o escore calculado aumenta a produção das DMU’s ineficientes de forma a

deslocarem para um nível de produção eficiente, a partir de uma dada combinação de insumos. No caso da abordagem quantílica, as firmas supereficientes correspondem a uma probabilidade $(1 - \alpha)\%$ de dominarem as firmas que operam na fronteira $\alpha\%$. Neste caso, a produção precisa ser reduzida para operarem em um nível balanceado de eficiência para a fronteira parcial de ordem- α .

2.3 Metodologia Econométrica

Para analisar os impactos dos investimentos em P&D, dado a presença da corrupção em diferentes países, nas vendas por trabalhador das firmas foi estimada a seguinte equação:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{ijc} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CC_c + \beta_2 \cdot \ln\left(\frac{R\&D}{L}\right)_{ijc} + \beta_3 \cdot \tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc} \cdot CC_c \cdot \ln\left(\frac{R\&D}{L}\right)_{ijc} + \mu_j + \delta_c + \varepsilon_{ijc} \quad \text{ME.1}$$

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{ijc} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CC_c + \beta_2 \cdot \ln\left(\frac{R\&D}{L}\right)_{ijc} + \beta_3 \cdot \tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc} \cdot CC_c + \mu_j + \delta_c + \varepsilon_{ijc} \quad \text{ME.2}$$

Conforme a equação ME.1 as variáveis $\frac{Y}{L}$, CC_c , $\frac{R\&D}{L}$ representam, respectivamente, às vendas por trabalhador, índice de corrupção de cada país e aos investimentos em P&D por trabalhador feito pelas firmas “i”, no setor “j” e no país “c”. Com relação ao indicador de corrupção, este foi extraído do *The Worldwide Governance Indicators* (WGI) compilado pelo Banco Mundial (KAUFMANN, KRAAY, & MASTRUZZI, 2013). O indicador calculado foi normalizado no intervalo $CC_c \in (0,1)$, de forma que quanto maior o valor (mais próximo de 1) maior a percepção com que o poder público é exercido para expropriação de ganhos privados, conseqüentemente as instituições são percebidas mais ineficientes⁶.

Com relação ao parâmetro de eficiência, $\tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc}$, este na verdade reflete a distância relativa de cada firma em relação à fronteira, dado a combinação de insumos necessários para se obter o máximo de produto. A tabela 1 resume a combinação de insumo produto na estimação dos escores de eficiência:

Tabela 1: Definição das variáveis para o cálculo dos escores de eficiência

Variáveis	Definição das variáveis
Y	Vendas totais
L	Número de empregados
K	Capex: investimento em bens de capital
Divisão das variáveis para cálculo dos escores	
Output	Input
Y	L
-	K

Fonte: Elaboração própria.

Com base na definição das variáveis na tabela 1, foram calculados 1 fronteira por setor, totalizando 40 fronteiras. Para cada grupo de setor, foram divididos 5 quantis (25%, 50%, 75%, 95% e 100%, sendo este último a fronteira final FDH) aos quais, cada quantil será estimado uma fronteira representativa. Desta forma, o número total de fronteiras a serem estimadas consiste em $5 \times 40 = 200$ fronteiras de eficiência na amostra.

Em adição ao modelo, μ_j , δ_c , representam os conjuntos de efeitos fixos relativos às características ou fatores de heterogeneidade observável entre os setores e aos países, respectivamente, sendo necessário como controle no processo de estimação. Por último, tem-se o termo do erro estocástico, ε_{ijc} , que corresponde a todos os demais fatores comuns, mas que estão de fora do controle estatístico, satisfazendo a condição: $\varepsilon_{ijc} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ para todo i,j,c.

A interpretação do vetor de parâmetros, a ser estimado, deve ser feita com bastante cautela. Pela teoria econômica, tem-se que a elasticidade mede o grau de sensibilidade com que uma variável exerce sobre outra. Assim, um aumento de 1% nos investimentos em P&D pode contribuir ou não no aumento das vendas por trabalhador das firmas. Isto porque, o efeito final a ser observado depende do efeito apropriador da corrupção mais o estágio de eficiência que é capturado pelo escore de eficiência de ordem- α .

Assim, aplicando a metodologia tradicional para se calcular a elasticidade dos investimentos em P&D nas vendas por trabalhador, tem-se:

⁶ “Control of Corruption (CC) – capturing perceptions of the extent to which public power is exercised for private gain, including both petty and grand forms of corruption, as well as “capture” of the state by elites and private interests.” (KAUFMANN, KRAAY, & MASTRUZZI, 2013, p. 04)

$$\hat{\epsilon}_{R\&D} \equiv \frac{\partial \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{ijc}}{\partial \ln\left(\frac{R\&D}{L}\right)_{ijc}} = \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 \cdot \tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc} \cdot CC_c \quad \text{ME.1a}$$

$$\hat{\epsilon}_{CC} \equiv \frac{\partial \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{ijc}}{\partial CC_c} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \cdot \tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc} \quad \text{ME.2a}$$

Segundo a equação ME.1a, a elasticidade final depende de dois componentes: (1) o efeito direto do investimento na performance das firmas e; (2) o efeito apropriador da corrupção. No primeiro caso, evidências empíricas, destacando Hall (2002), Hall e Lerner (2009) e Hall, Lotti e Mairesse (2008; 2013), mostram o efeito positivo dos investimentos em P&D em diversos indicadores de desempenho, tais como q-Tobin, vendas por trabalhador e lucros por trabalhador. Contudo, o efeito final depende da influência da percepção da corrupção sobre os investimentos (a mesma análise pode ser feita em ME.2a).

Para uma compreensão desta relação no coeficiente de elasticidade, três importantes cenários são dados uma maior ênfase, especificamente, nos limites em que $\lim \tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc} \rightarrow 1$, $\lim \tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc} \rightarrow 0$ e $\lim \tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc} \rightarrow \lambda^* > 1$. No primeiro caso, estamos aprofundando a análise para o grupo de firmas que se encontram na vizinhança da fronteira. No segundo, estamos abordando o grupo de firmas que operam além da fronteira, neste caso, as firmas supereficientes. Por último, tem-se o grupo de firmas mais afastadas da fronteira e que operam com relativa ineficiência. Em cada caso, diferentes valores no escore de eficiência geram “pesos” diferentes na percepção da corrupção, impactando diretamente no coeficiente de elasticidade dos investimentos em P&D.

2.4 Método de Estimação

A equação ME.1 pode ser estimada por meio da abordagem tradicional de mínimos quadrados ordinários com dados agrupados – MQO *Pooled*. Esta metodologia exclui os efeitos fixos de estados, regiões e tempo no processo de estimação, tornando-os parte integrante do erro estocástico. Contudo, sabe-se que determinados setores, especialmente os de alta tecnologia, os recursos em P&D são mais necessários para a convergência tecnológica. Além disto, arranjos institucionais característicos em determinados países podem oferecer melhores incentivos nos esforços em inovação. Logo, movimentos sistemáticos no erro estocástico seriam acompanhados de mudanças em alguns dos regressores, conduzindo a um problema de endogeneidade associado a um erro de especificação no modelo. Este provável resultado sinaliza para uma precariedade da metodologia tradicional de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) quando os efeitos fixos não estão controlados.

Contudo esta metodologia ainda não se encontra isenta de algumas peculiaridades. A consistência das estimativas por painel com efeitos fixos depende da covariância nula entre regressores e o erro estocástico. Entretanto, forças de natureza geopolítica exercem uma importante influência nas decisões sobre os investimentos em P&D. Este ‘vetor de influência’ faz com que os resultados esperados dos investimentos estejam correlacionados com os futuros investimentos, levando a uma covariância diferente de zero entre os regressores e a perturbação estocástica. Este padrão de influência ocorre porque à medida em que a firma se aproxima da fronteira, os recursos de P&D vão sendo mais necessários para sustentar a convergência tecnológica, criando uma significativa associação entre os investimentos entre diferentes fatores não observáveis tais como: gestão, formas de organização estratégica, incentivos etc. (HALL, LOTTI, & MAIRESSE, 2013). Esta associação apresenta um padrão diferenciado na vizinhança da fronteira em relação para as firmas mais afastadas, em decorrência dos diferentes custos de oportunidade da pesquisa (AGHION E HOWITT, 2009).

Nesta direção, a percepção da corrupção pode ser fortemente influenciada pela excessiva burocracia, que motiva boa parte das firmas a alocarem uma parcela significativa dos seus recursos visando agilizar seus projetos de investimentos. Além disto, a rentabilidade observada das firmas pode induzir a corrupção como uma potencial fonte de recursos a serem apropriadas, intensificando a relação entre o desempenho e à “atividade predatória” (LAMBSDORFF, 2003; 2004; 2007).

Esta violação de pressuposto faz com que a metodologia MQO com efeitos fixos seja inconsistente, levando a necessidade de uma abordagem alternativa denominada de Método dos Momentos Generalizados - GMM.

2.5 Método dos Momentos Generalizados

Este método consiste na construção da seguinte função-objetivo: $J(\hat{\beta}) = n\bar{g}(\hat{\beta})'W\bar{g}(\hat{\beta})$ GMM.1

O estimador GMM corresponde à solução do problema de minimização $\hat{\beta} = \text{argmin}\{J(\hat{\beta})\}$ e $\bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n z_i'(y_i - x_i\hat{\beta})$; $n = N * T$. A maior vantagem do estimador GMM consiste na sua robustez na presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Assim, o estimador é mais eficiente, preservando as propriedades de consistência assintótica em relação ao tradicional VI. Neste conjunto de informações, esta metodologia tem sido aplicada em diversos estudos de crescimento (DURLAUF, JOHNSON E TEMPLE, 2005).

Todas estas vantagens não isentam a metodologia GMM de alguns cuidados. É preciso destacar que, as mesmas fragilidades do método VI também estão susceptíveis à abordagem GMM. Estas restrições correspondem às condições de validade dos instrumentos e, especialmente, na relevância destes (Teste J-Hansen). Na utilização de instrumentos com ‘fraca’ correlação com as variáveis endógenas podem induzir a um sério viés nas estimativas dos parâmetros. Desta maneira, o estimador GMM perde propriedades de consistência assintótica da mesma forma que o estimador de VI (BOND, HOEFFLER E TEMPLE, 2001).

A estatística de Kleibergen e Paap (2006) testa a hipótese da covariância entre os regressores endógenos e os seus instrumentos sejam estatisticamente iguais a zero. Desta forma, poucas informações serão extraídas no processo de estimação, tornando as estimativas de variáveis instrumentais tão inconsistentes quanto MQO. A seguir, os testes nos instrumentos serão resumidamente apresentados, destacando os instrumentos selecionados e a interpretação sucinta de cada teste.

2.6 Instrumentos e Robustez do Modelo

Uma vez definido o método GMM, uma seleção de instrumentos válidos e relevantes precisam ser definidos no modelo. Desta forma, a tabela 2 apresenta um resumo das variáveis selecionadas no modelo principal e com os respectivos instrumentos a serem empregados:

Tabela 2: Definição das variáveis no modelo econométrico.

Variáveis	Sigla	Referência
Vendas por trabalhador	Y/L	Hall (2002); Hall e Lerner (2009)
Inv. P&D por trabalhador	R&D/L	Aghion e Howitt (2009); Coad (2011)
Índice de Corrupção	CC	Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2013)
Escore de Eficiência ordem- α	$\lambda_{\alpha}(x,y)$	Simar e Wilson (2013)
Instrumentos	Sigla	Referência
Índice de Burocracia	GE	Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2013)
Tx. de crescimento nos lucros (últimos 3 anos)	$G_{\text{profit-3years}}$	Hall, Lotti e Mairesse (2013)
Nível dos lucros	π	Hall, Lotti e Mairesse (2013)
Variáveis Instrumentadas (Siglas)	Sigla	Referência
$\ln(R\&D/L)*CC*\lambda_{\alpha}(x,y)$	-	-
$CC*\lambda_{\alpha}(x,y)$	-	-
CC	-	Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2013)

Fonte: Elaboração própria.

Os instrumentos selecionados serão testados conforme as estatísticas de teste: (1) validade instrumental – Teste J-Hansen e; (1) relevância instrumental – Teste de posto de Kleibergen-Paap.

Tabela 3: resumo das estatísticas de teste no modelo GMM.

Testes	Resumo das estatísticas	
	Hipótese nula	Hipótese alternativa
<i>J-Hansen</i> (HAYASHI, 2000)	<i>Instr. válidos e não correlacionados com o erro</i>	<i>Instr. inválidos e correlacionados com o erro</i>
<i>Kleibergen-Paap</i> (2006)	<i>Instr. não relevantes e fracamente ou não-correlacionados com os regressores endógenos</i>	<i>Instr. relevantes e fortemente correlacionados com os regressores endógenos</i>

Fonte: Elaboração própria.

3. ANÁLISE DOS RESULTADOS

3.1 Resultados Gerais do Modelo Econométrico

As primeiras estimativas do modelo estão apresentadas na tabela 4, desconsiderando apenas o efeito interação da corrupção e do escore de eficiência nos investimentos em P&D – ME.2. Conforme os resultados da tabela, o efeito da corrupção, conforme os diferentes níveis de eficiência das firmas, apresenta um impacto esperado negativo e significativo em todos os quantis condicionais (1%).

Tabela 4: Resultados do modelo econométrico – ME.2

VARIÁVEIS	GMM - Variável Dependente: ln(Y/L)				
	(1) <i>Quantil 25%</i>	(2) <i>Quantil 50%</i>	(3) <i>Quantil 75%</i>	(4) <i>Quantil 95%</i>	(5) <i>FDH</i>
<i>CC</i>	3.065*** (0.418)	3.849*** (0.473)	5.062*** (0.642)	6.788*** (0.878)	6.056*** (1.028)
<i>ln(R&D/L)</i>	0.274*** (0.0282)	0.237*** (0.0273)	0.197*** (0.0281)	0.184*** (0.0297)	0.175*** (0.0294)
<i>CC*λ₂₅(x,y)</i>	-10.96*** (1.007)				
<i>CC*λ₅₀(x,y)</i>		-8.526*** (0.781)			
<i>CC*λ₇₅(x,y)</i>			-6.514*** (0.679)		
<i>CC*λ₉₅(x,y)</i>				-4.332*** (0.494)	
<i>CC*λ_{FDH}(x,y)</i>					-2.616*** (0.486)
<i>Constante</i>	-0.151 (0.144)	-0.381*** (0.142)	-0.662*** (0.153)	-0.867*** (0.172)	-0.805*** (0.135)
Amostra de firmas	2,000	2,000	2,000	2,000	2,000
Teste Kleibergen-Paap	189.958***	215.329***	178.083***	113.504***	13.955***
Teste J-Hansen	0.072	0.150	0.170	0.462	0.752
Teste Heterocedasticidade	114.105***	120.476***	136.592***	67.601***	37.624***
Ef.Fixos-País	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Ef.Fixos-Sector	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM

Fonte: Elaboração própria.

Nota: os asteriscos representam os respectivos níveis de significância *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. As estimativas de erro-padrão foram corrigidas pelo Método de *Bootstrap* usando como número de replicações, B=400. As variáveis instrumentadas correspondem ao índice de corrupção e ao índice interagido com o escore de eficiência, *CC* e *CC*λ_α(x,y)*.

Destaque importante, consiste na redução gradual do efeito interação com o escore de eficiência (Gráfico 1). Este padrão sugere um custo relativamente maior para as firmas com baixa performance, situadas nos quantis inferiores.

O efeito total da corrupção na redução da performance é medido pelo coeficiente de elasticidade (ME.2a): $\frac{\partial \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{ijc}}{\partial CC_c} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \cdot \tilde{\lambda}_\alpha(x,y)_{ijc}$. Considerando o quantil de 25%, o impacto da corrupção para as firmas da fronteira apresenta um efeito de negativo, uma vez que ao parâmetro parcial, apesar de positivo (3,065), é inferior ao parâmetro de interação (-10,96). Desta forma, para as firmas ineficientes cujos escores são superiores a uma unidade ($\tilde{\lambda}_\alpha(x,y) > 1$) o impacto da corrupção é sempre negativa na redução da produtividade da firma. Tomando os valores na vizinhança fronteira para os quantis seguintes

($\lim \tilde{\lambda}_\alpha(x, y) \rightarrow 1$), o coeficiente de elasticidade muda de um valor de -7,90 (quantil 25%) para -4,68 (quantil 50%), -1,45 (quantil 75%), 2,46 (quantil 95%) e 3,44 (quantil 100% ou fronteira final FDH).

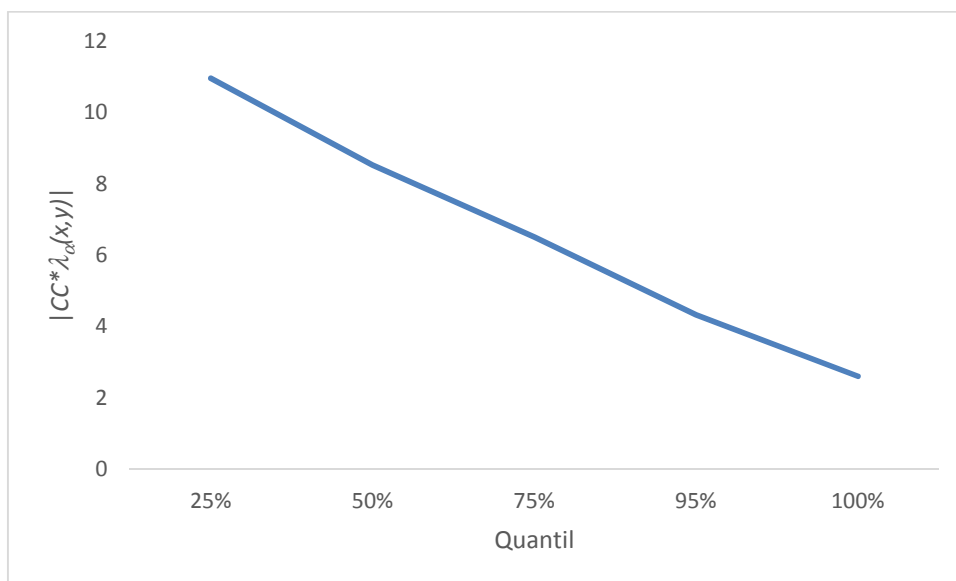


Figura 1: Efeitos da ‘Corrupção vs Escore de Eficiência’ por quantil.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo.

Pode-se concluir que nos quantis inferiores (25%-50%) a corrupção apresenta um efeito comum de reduzir a produtividade das firmas, sejam as firmas da fronteira ou ineficientes. Este padrão muda na medida em que deslocamos a fronteira de baixa performance em direção à fronteira total, quando o efeito para as firmas da fronteira apresenta um padrão positivo com a presença da corrupção. Esta característica evidencia que o efeito ‘graxa na engrenagem’ é mais provável para as firmas com elevada eficiência, especialmente observadas nos quantis superiores ou para as empresas super-eficientes (outliers).

A estatística J-Hansen apresentou não rejeitar a hipótese nula de validade aos instrumentos. O teste do multiplicador de lagrange de Kleibergen-Paap rejeita a hipótese nula dos instrumentos não estarem correlacionados com os regressores, apresentando forte relevância estatística (rejeição da hipótese nula ao nível de 1%). Este padrão foi observado em todos os quantis condicionais. No tocante aos testes de heterocedasticidade, em todos os quantis condicionais a estatística rejeitou a hipótese nula de variância homocedástica, sendo necessário a correção dos estimadores de erro-padrão pelo método de *bootstrap*.

Conforme os resultados da tabela 5, o parâmetro da variável ‘controle da corrupção’ apresentou um sinal positivo e significativo nos quantis 25%-95% (todos significativos a 1%). Da mesma forma que na tabela anterior, os parâmetros estimados por cada quantil apresentaram uma tendência crescente, de forma que o efeito positivo da percepção aumenta conforme as fronteiras parciais deslocam-se dos quantis mais baixos em direção à fronteira total. Apesar da fronteira total apresentar um parâmetro negativo, o mesmo revelou-se não significativo ao nível máximo de 10%.

O parâmetro da variável $\ln(R\&D/L)$ mostrou um valor positivo e significativo em quase todos os quantis, com exceção do quantil total (100% ou escore por FDH). Além disto, percebe-se uma sutil variação entre os parâmetros estimados, comparando a variação entre os quantis 25%-95% com uma redução de aproximadamente 16%.

O efeito total da corrupção sob os investimentos em P&D é capturado pelo coeficiente de elasticidade (ME.1a): $\hat{\epsilon}_{R\&D} = \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 \cdot \tilde{\lambda}_\alpha(x, y)_{ijc} \cdot CC_c$. Tomando os escores de eficiência para as fronteiras parciais 25%-95%, respectivamente, as elasticidades parciais correspondem à $\hat{\epsilon}_{R\&D}^{25\%} = 0,42 - 2 \cdot CC_c$; $\hat{\epsilon}_{R\&D}^{50\%} = 0,45 - 1,75 \cdot CC_c$; $\hat{\epsilon}_{R\&D}^{75\%} = 0,43 - 1,57 \cdot CC_c$; $\hat{\epsilon}_{R\&D}^{95\%} = 0,40 - 1,85 \cdot CC_c$. Assim, o custo associado à corrupção gradativamente se reduz entre os quantis 25%-75%, sofrendo um suave aumento no quantil 95%.

Corrupção, burocracia e outras falhas institucionais: O “câncer” da inovação e do desenvolvimento

Tabela 5: Resultados do modelo econométrico – ME.1

VARIABLES	GMM - Variável Dependente: ln(Y/L)				
	(1) Quantil 25%	(2) Quantil 50%	(3) Quantil 75%	(4) Quantil 95%	(5) FDH
CC	1.951*** (0.303)	2.542*** (0.323)	3.893*** (0.582)	10.47*** (2.782)	-2.738 (11.17)
ln(R&D/L)	0.476*** (0.0248)	0.454*** (0.0239)	0.430*** (0.0237)	0.401*** (0.0429)	0.382 (0.292)
CC* $\lambda_{25}(x,y)$ *ln(R&D/L)	-2.004*** (0.164)				
CC* $\lambda_{50}(x,y)$ *ln(R&D/L)		-1.746*** (0.145)			
CC* $\lambda_{75}(x,y)$ *ln(R&D/L)			-1.572*** (0.179)		
CC* $\lambda_{95}(x,y)$ *ln(R&D/L)				-1.849*** (0.446)	
CC* $\lambda_{FDH}(x,y)$ *ln(R&D/L)					0.412 (1.423)
Constante	2.024*** (0.225)	1.899*** (0.230)	1.849*** (0.242)	1.299*** (0.413)	1.229 (1.852)
Amostra de firmas	2,000	2,000	2,000	2,000	2,000
Teste Kleibergen-Paap	177.605***	162.304***	72.330***	15.641***	1.089
Teste J-Hansen	0.684	0.635	0.217	0.635	2.975*
Teste Heterocedasticidade	55.241***	62.235***	39.559**	16.9642***	1.348
Ef.Fixos-País	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Ef.Fixos-Setor	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM

Fonte: Elaboração própria.

Nota: os asteriscos representam os respectivos níveis de significância *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. As estimativas de erro-padrão foram corrigidas pelo Método de *Bootstrap* usando como número de replicações, B=400. As variáveis instrumentadas correspondem ao índice de corrupção e aos investimentos em P&D interagido com o índice de corrupção e com o escore de eficiência, CC e $CC*\lambda_{\alpha}(x,y)*ln(R&D/L)$.

Logo, para as firmas plenamente eficientes o custo perceptivo da corrupção vai reduzindo na medida em que as fronteiras parciais convergem para a fronteira total (quantil 100% ou escore FDH). Este efeito é significativo ao nível de 1% sendo, somente, não significativo na fronteira total. Este aspecto revela que uma única fronteira pode conduzir a escores tendenciosos que refletem em um segundo plano na não significância estatística, quando ponderamos a percepção da corrupção pelo grau de eficiência da firma. Neste sentido, o método por fronteiras parciais gera uma visão mais detalhada da eficiência entre as firmas capturando relações significativas entre a corrupção e os investimentos, na medida em que construímos diferentes escores de eficiência por fronteira parcial.

Este aspecto fica mais evidente nas estatísticas de validade e relevância dos instrumentos. Nos quantis condicionais de 25%-95% as respectivas estatísticas não rejeitam a hipótese de instrumentos válidos e relevantes (Teste Kleibergen-Paap significativo a 1% e J-Hansen não significativo a 10%). Tais estatísticas falham na fronteira total, mostrando a possível influência das firmas super-eficientes (outliers) na definição de escore para as demais firmas.

Com base nestes resultados, pode-se observar que a percepção das falhas institucionais, como a corrupção, tem impactos diferenciados entre as firmas. Nas firmas situadas na fronteira dos quantis inferiores, especificamente abaixo da mediana, o custo associado à corrupção torna-se notoriamente superior em relação às firmas situadas nos quantis superiores. Este aspecto pode sugerir que as firmas com alta performance podem obter vantagens comparativas com a percepção das falhas institucionais em relação às firmas menos eficientes. Este padrão se aproxima da hipótese da “graxa na engrenagem” para as firmas nos quantis acima da mediana ou na vizinhança da fronteira com alta performance.

3.2 Resultados para um caso particular: os BRIC's

A tabela 6 apresenta os resultados do modelo tomando o efeito diferenciado para o grupo dos BRIC's. De acordo com a tabela, os parâmetros da variável ‘controle da corrupção’ apresentaram sinais positivos nos quantis 25%, 75%, 95% e amostra total (com efeito negativo somente no quantil 50%). Além disto, sinais de significância estatística foram rejeitados em todos os modelos estimados (‘controle da corrupção’). Com relação à elasticidade dos investimentos em P&D os parâmetros, em todos os quantis, apresentaram significância estatística ao nível de 1% e sinais positivos.

No tocante ao efeito da corrupção para o grupo de firmas dos Bric's o impacto da corrupção é notoriamente superior em relação à amostra total na tabela 4. A figura 2 apresenta o tamanho desta diferença por meio das linhas azul (Amostra total) e vermelha (Brics).

Tabela 6: Resultados do modelo econométrico – ME.1

VARIÁVEIS	GMM - Variável Dependente: ln(Y/L)				
	(1) Quantil 25%	(2) Quantil 50%	(3) Quantil 75%	(4) Quantil 95%	(5) FDH
CC	0.115 (0.318)	-0.104 (0.326)	0.0827 (0.383)	0.263 (0.466)	0.264 (0.346)
ln(R&D/L)	0.442*** (0.0353)	0.424*** (0.0411)	0.389*** (0.0456)	0.362*** (0.0552)	0.235*** (0.0489)
CC* $\lambda_{25}(x,y)$ * $D_{BRIC's}$	-26.41*** (5.092)				
CC* $\lambda_{50}(x,y)$ * $D_{BRIC's}$		-22.07*** (4.204)			
CC* $\lambda_{75}(x,y)$ * $D_{BRIC's}$			-16.93*** (4.378)		
CC* $\lambda_{95}(x,y)$ * $D_{BRIC's}$				-12.25*** (3.748)	
CC* $\lambda_{FDH}(x,y)$ * $D_{BRIC's}$					-5.632*** (2.132)
Constante	1.703*** (0.365)	1.626*** (0.386)	1.302*** (0.392)	0.591 (0.483)	-0.497 (0.508)
Amostra de firmas	2,000	2,000	2,000	2,000	2,000
Teste Kleibergen-Paap	28.489***	24.396***	20.429***	10.386***	13.816***
Teste J-Hansen	0.922	0.288	0.495	0.638	0.675
Teste Heterocedasticidade	9.865	7.445	6.404	4.427	8.805
Ef.Fixos-País	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Ef.Fixos-Setor	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM

Fonte: Elaboração própria.

Nota: os asteriscos representam os respectivos níveis de significância *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. As estimativas de erro-padrão foram corrigidas pelo Método de *Bootstrap* usando como número de replicações, B=400. As variáveis instrumentadas correspondem ao índice de corrupção e ao índice interagido com o escore de eficiência, sendo este último multiplicado pela variável dummy ($D_{BRIC's}$) para os BRIC's (“1” se pertence aos BRIC's, “0” caso contrário), CC e $CC*\lambda_{\alpha}(x,y)*D_{BRIC's}$.

Com base nas informações da tabela 6 e da figura 2, é notória a diferença no custo da corrupção nos países dos Bric's. Comparando o primeiro quantil (25%), o parâmetro estimado da corrupção interagida com o escore de eficiência é 141% superior para as firmas dos Bric's em relação à amostra total. Nos quantis seguintes, 50%, 75% e 95%, respectivamente, esta diferença aumenta para 159%, 160% e 183%. Neste raciocínio, percebe-se um aumento no custo da corrupção para o grupo dos Bric's, na medida em que as fronteiras parciais convergem para a vizinhança da fronteira total.

Recentemente, Azahaf e Schraad-Tischler (2013) apresentaram que topicos importantes como a execução das leis e da ordem econômica, consistem em um dos principais fatores de instabilidade político-econômica nos países dos Bric's e em uma importante lacuna a ser reduzida quando comparado com as nações mais industrializadas. Além disto, os avanços da corrupção nestes países limitam a legitimidade e a

instabilidade necessárias para os ganhos de produtividade das firmas. Assim, os custos irrecuperáveis associados às falhas institucionais criam um cenário precário que afeta diretamente a produtividade das firmas locais. Neste ambiente, instituições ineficientes podem ser responsáveis pela existência de assimetrias inter-firmas, limitando a trajetória tecnológicas das firmas em avanço (AGHION, AKCIGIT, & HOWITT, 2013; OTT & SORETTZ, 2011).

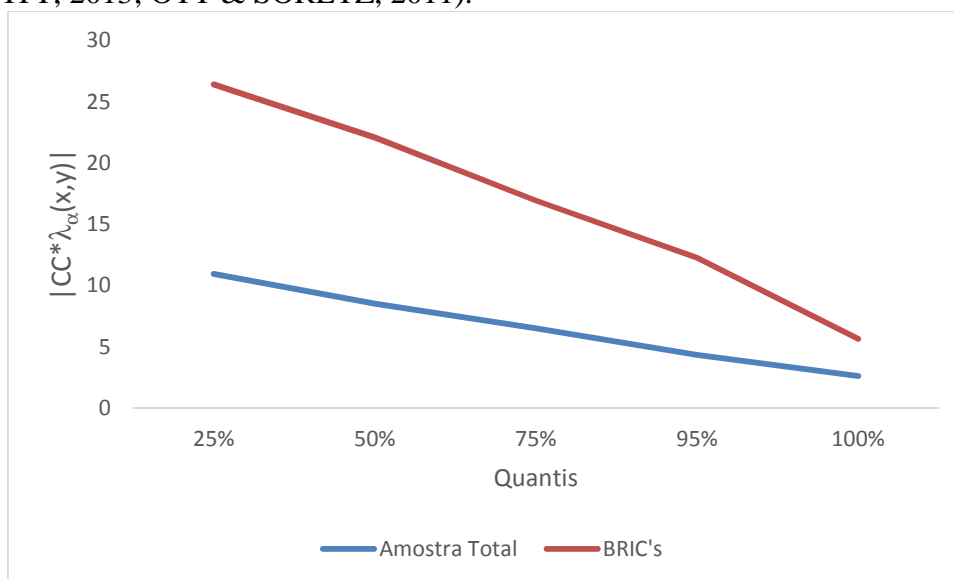


Figura 2: Efeitos da ‘Corrupção vs Escore de Eficiência’ por quantil e grupo econômico – BRIC’s.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo.

Com base na relevância dos instrumentos, o teste de Kleibergen-Paap rejeita a hipótese nula dos instrumentos serem não correlacionados com as variáveis endógenas e, portanto, instrumentos relevantes ao método (significativo a 1%). Este padrão no teste é observado em todos os quantis. Com relação ao teste J-Hansen, em todos os quantis a estatística não rejeita a hipótese nula que os instrumentos são válidos e não correlacionados com a perturbação estocástica (não rejeita ao nível de 10%). Com relação ao teste de heterocedasticidade, a estatística de teste não rejeita a hipótese nula de variância constante ao nível máximo de 10%.

3.3 Discussão com as recentes pesquisas

Os resultados apresentados mostram que as fronteiras parciais de baixa performance, ou seja, situadas nos quantis inferiores e abaixo da mediana, o custo da corrupção é maior em relação às firmas de alta performance (quantis superiores). Recentemente, Asiedu e Freeman (2009) encontraram resultados significativos da corrupção no crescimento do investimento nas empresas de países em transição. Conforme os autores, *"for Transition countries, corruption is the most important determinant of investment."* (p.200) Entretanto, os resultados apontaram para um impacto não significativo nas firmas da América Latina e da África. As conclusões revelam que a corrupção gera ganhos privados nestes países e que tais ganhos acabam por neutralizar os efeitos negativos sobre os investimentos. Este padrão é possivelmente explicado pelas decisões de investimento que internalizam os efeitos adversos da corrupção, mesmo antes das empresas iniciarem seus negócios. Este aspecto de 'corrupção estrutural' é mais precisamente percebida em tais economias.

O aspecto médio que é capturado pelas regressões tradicionais, ‘escondem’ importantes diferenças que são percebidas ao nível de escala e escopo. Tais diferenças podem conduzir a resultados imprecisos que são superestimados quando incluímos diferentes firmas (baixa e alta performance). Neste sentido, Batra, Kaufmann e Stone (2003) identificaram que uma porcentagem substancialmente mais elevada de pequenas e médias empresas (PME's) classificaram a corrupção e o crime organizado como restrições mais graves em relação às grandes empresas. No tocante à corrupção, atividades predatórias e a incerteza da política podem induzir custos em pagamentos adicionais, que na maioria das vezes são irrecuperáveis às firmas e acabam por pesar mais nas PME's.

Recentes pesquisas, destacando Wang e You (2012), Wang (2012) e Jiang e Nie (2014), também destacaram resultados diferenciados da corrupção conforme os diferentes níveis de firmas. Conforme Wang e You (2012), no setores menos concentrados a corrupção é positivamente associada com a lucratividade das firmas chinesas (privadas), ao contrário das empresas estatais. Consequentemente, firmas privadas estão mais propensas a cometer suborno em mercados mais competitivos a fim de desfrutar de maiores lucros. Apesar de tais resultados, Jiang e Nie (2014) apresentaram que a distinção entre firmas de pequeno, médio e grande portes afetam consideravelmente a percepção da corrupção nos resultados operacionais das firmas. As PME's acabam por sofrer maiores consequências com presença da corrupção em relação às firmas de grande porte (BATRA, KAUFMANN, & STONE, 2003).

Com relação ao grupo dos Bric's, especificamente no Brasil, em um estudo levantado pelo banco mundial⁷, 68,8% das firmas entrevistadas reportaram que a corrupção consistia na maior restrição ao dinamismo dos negócios. Além disto, 45,4% identificaram que a morosidade na justiça consistia na segunda maior restrição. Tais resultados encontraram-se bem acima da amostra total (corrupção com 33,9% e morosidade na justiça com 15,9%). Considerando os demais países, tanto a corrupção quanto a morosidade na justiça, respectivamente, apresentaram os seguintes resultados: China (0,9%; 1,3%), Índia (25,6%; 22,5%), Rússia (50,0%; 21,4%) e África do Sul (16,9%; 1,6%).

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo analisou os efeitos da corrupção nas vendas por trabalhador das firmas em diferentes países, incorporando o grau de eficiência das firmas como fator de ponderação na percepção da corrupção. Adotando uma amostra de 2.000 firmas em 46 países foram construídas 5 fronteiras parciais conforme 40 setores, totalizando 200 fronteiras por quantis especificados: 25%, 50%, 75%, 95% e 100% ou amostra total. Interagindo o escore de eficiência ou distância com a fronteira com um índice de corrupção e com os investimentos em P&D, o coeficiente de elasticidade parcial dos investimentos são negativamente afetados pela presença da corrupção.

Os resultados revelaram que as firmas mais afastadas da fronteira, o peso da corrupção na redução do impacto dos investimentos em P&D é significativamente superior em relação às firmas da fronteira, podendo ser positivo para as firmas super-eficientes. Este mesmo padrão foi observado para as firmas dos Bric's, de forma que, em tais firmas, o custo da corrupção nos investimentos em P&D é notoriamente superior em relação à amostra total. Nos quantis inferiores, a diferenças entre os parâmetros (amostra total e Bric's) podem alcançar aproximadamente 141% acima para as empresas dos Bric's e aumentando para 183% nos quantis superiores.

Poucos estudos avaliaram a influência da corrupção a nível microdados de firmas, destacando Batra, Kaufmann e Stone (2003), Gaviria (2002), Smarzynska & Wei (2002), Asiedu e Freeman (2009), Wang e You (2012), Wang (2012) e Jiang e Nie (2014). Nenhum dos estudos citados analisaram os impactos da corrupção em investimentos específicos, como os gastos em P&D. O presente estudo contribui no entendimento que a percepção da corrupção tem impactos diferenciados conforme a proximidade das firmas em relação à fronteira.

Especificamente para o grupo dos Bric's, internamente ao Brasil, o custo da corrupção é visivelmente maior nos esforços em inovação. O combate às atividades predatórias, como a corrupção e a burocracia excessiva, pode se constituir em um dos principais fatores responsáveis para ganhos de produtividade nas firmas brasileiras. Assim, para pensarmos em uma ampla política nacional de inovação, precisamos primeiramente limitar os ganhos decorrentes de tais atividades que avançam como um “câncer” dentro da economia.

5. BIBLIOGRAFIA

- ACEMOGLU, D., AGHION, P., & ZILIBOTTI, F. (2006). Distance to Frontier, Selection and Economic Growth. *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 37–74.
- AGHION, P., & HOWITT, P. (1992). A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica*, 60(2), 323-351.

⁷ Enterprise Surveys (<http://www.enterprisesurveys.org>), The World Bank.

- AGHION, P., & HOWITT, P. (2009). *The Economics of Growth*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- AGHION, P., AKCIGIT, U., & HOWITT, P. (2013). What Do We Learn From Schumpeterian Growth Theory? In P. AGHION, & S. DURLAUF, *Handbook of Economic Growth* (Vol. 2A, pp. 515-563). North Holland: Elsevier.
- AGHION, P., GARCÍA-PENALOSA, C., & HOWITT, P. (2004). Knowledge and Development: A Schumpeterian Approach. In S. DOWRICK, R. PITCHFORD, & S. TURNOVSKY (Eds.), *Economic Growth and Macroeconomic Dynamics* (pp. 46-79). New York: Cambridge University Press.
- ANDERSON, T. (1984). *Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- ANOKHIN, S., & SCHULZE, W. (2009). Entrepreneurship, innovation, and corruption. *Journal of Business Venturing*, 24, 465–476.
- ARAGON, Y., DAOUIA, A., & THOMAS-AGNAN, C. (2005). Nonparametric Frontier Estimation : A Conditional Quantile-based Approach. *Econometric Theory*, 21(2), 358-389.
- ASIEDU, E., & FREEMAN, J. (2009). The Effect of Corruption on Investment Growth: Evidence from Firms in Latin America, Sub-Saharan Africa, and Transition Countries. *Review of Development Economics*, 13(2), 200–214.
- BADIN, L., & DARAIO, C. (2012). Explaining Efficiency in Nonparametric Frontier Models: Recent Developments in Statistical Inference. In I. KEILEGOM, & P. WILSON (Eds.), *Exploring Research Frontiers in Contemporary Statistics and Econometrics* (pp. 151-175). Heidelberg: Springer.
- BADIN, L., DARAIO, C., & SIMAR, L. (2014). How to measure the impact of environmental factors in a nonparametric production model. *European Journal of Operational Research*, 223, 818–833.
- BAILEY, D. (1966). The effects of corruption in a developing nation. *Western Political Quarterly*, 19(4), 719–732.
- BATRA, G., KAUFMANN, D., & STONE, A. (2003). *Investment Climate Around the World: Voices of the Firms from the World Business Environment Survey*. Washington, DC: The World Bank.
- BAUM, C., SCHAFFER, M., & STILLMAN, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata Journal*, 3(1), 1-31.
- BOND, S., HOEFFLER, A., & TEMPLE, J. (2001). GMM Estimation of Empirical Growth Models. *CEPR Discussion Papers 3048*. C.E.P.R. Discussion Papers.
- BOUND, J., JAEGER, D., & BAKER, R. (1995). Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogeneous Explanatory Variable is Weak. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 443-450.
- CAPPELEN, A., RAKNERUD, A., & RYBALKA, M. (2012). The effects of R&D tax credits on patenting and innovations. *Research Policy*, 41, 334–345.
- CASELLI, F., & COLEMAN, W. (2006). The World Technology Frontier. *American Economic Review*, 96(3), 499-522.
- CAZALS, C., FLORENS, J., & SIMAR, L. (2002). Nonparametric frontier estimation: a robust approach. *Journal of Econometrics*, 106, 1-25.
- CHARNES, A., COOPER, W., & RHODES, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2, 429–444.
- COAD, A. (2011). Appropriate business strategy for leaders and laggards. *Industrial and Corporate Change*, 4, 1049–1079.
- COMMISSION, E. (2013). *The 2013 EU Industrial R&D Investment Scoreboard*. Acesso em 15 de jul de 2014, disponível em Publications Office of the European Union: <http://ipts.jrc.ec.europa.eu/>
- CROIX, D., & DELAVALLADE, C. (2011). Democracy, rule of law, corruption incentives and growth. *Journal of Public Economic Theory*, 13(2), 155–187.
- DAOUIA, A., & SIMAR, L. (2005). Robust Nonparametric Estimators of Monotone Boundaries. *Journal of Multivariate Analysis*, 96, 311–331.

- DARAIO, C., & SIMAR, L. (2005). Introducing Environmental Variables in Nonparametric Frontier Models: a Probabilistic Approach. *Journal of Productivity Analysis*, 24(1), 93-121.
- DARAIO, C., & SIMAR, L. (2007). *Advanced Robust and Nonparametric Methods in Efficiency Analysis*. Springer: New York, NY.
- DEBREU, G. (1951). The coefficient of resource utilization. *Econometrica*, 19, 273–292.
- DEPRINS, D., SIMAR, L., & TULKENS, H. (1984). Conditional nonparametric frontier models for convex and nonconvex technologies: A unifying approach. *Journal of Productivity Analysis*, 28, 13–32.
- DURLAUF, S., JOHNSON, P., & TEMPLE, J. (2005). Growth econometrics. In P. AGHION, & S. DURLAUF (Eds.), *Handbook of Economic Growth* (Vol. 1A, pp. 555-677). Amsterdam: North-Holland.
- FARREL, J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, A* 120, 253–281.
- FLORENS, J.-P., SIMAR, L., & KEILEGOM, I. (2014). Frontier estimation in nonparametric location-scale models. *Journal of Econometrics*, 178, 456–470.
- GAVIRIA, A. (2002). Assessing the Effects of Corruption and Crime on Firm Performance: Evidence from Latin America. *Emerging Markets Review*, 3, 245–68.
- GERSCHENKRON, A. (1962). *Economic Backwardness in Historical Perspective: A Book of Essays*. Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press.
- HACEK, M., KUKOVIC, S., & BREZOVSEK, M. (2013). Problems of corruption and distrust in political and administrative institutions in Slovenia. *Communist and Post-Communist Studies*, 46, 255–261.
- HALL, B. (2002). The Financing of Research and Development. *Oxford Review of Economic*, 18(1), 35-51.
- HALL, B., & LERNER, J. (2009). The Financing of R&D and Innovation. *National Bureau of Economic Research*. Cambridge, MA: NBER Working Paper, Working Paper n° 15325.
- HALL, B., LOTTI, F., & MAIRESSE, J. (2008). Employment, innovation, and productivity: evidence from Italian microdata. *Industrial and Corporate Change*, 17(8), 813–839.
- HALL, B., LOTTI, F., & MAIRESSE, J. (2013). Evidence on the impact of R&D and ICT investments on innovation and productivity in Italian firms. *Economics of Innovation and New Technology*, 22(3), 300-328.
- HALLWARD-DRIEMEIER, M., WALLSTERN, S., & XU, L. (2004). The investment climate and the firm: Firm-level evidence from China. *Policy Research Working Paper 3003*. The World Bank.
- HANSEN, L. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- HAYASHI, F. (2000). *Econometrics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- HSIAO, C. (2003). *Analysis of Panel Data* (2^a ed.). Cambridge: Cambridge University Press.
- HUNTINGTON, S. (1968). *Political order in changing societies*. New Haven: Yale University Press.
- JIANG, T., & NIE, H. (2014). The stained China miracle: Corruption, regulation, and firm performance. *Economics Letters*, 123, 366–369.
- KAUFMANN, D., KRAAY, A., & MASTRUZZI, M. (2013). The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues. *Policy Research Working Paper Series 5430*. The World Bank.
- KLEIBERGEN, F., & PAAP, R. (2006). Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition. *Journal of Econometrics*, 133(1), 97-126.
- KNEIP, A., SIMAR, L., & WILSON, P. (2003). *Asymptotics for DEA Estimators in Nonparametric Frontier Models*. Institut de Statistique, UCL. Discussion Paper no. 0317.
- KOENKER, R. (2005). *Quantile Regression*. New York: Cambridge University Press.
- KOENKER, R., & HALLOCK, K. (2001). Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143-156.
- KOOPMANS, C. (1951). An analysis of production as an efficient combination of activities. In T. KOOPMANS (Ed.), *Activity Analysis of Production and Allocation* (pp. 33–97). New York: John-Wiley and Sons, Inc.
- KUMBHAKAR, S., PARK, B., SIMAR, L., & TSIONAS, E. (2007). Nonparametric stochastic frontiers: A local maximum likelihood approach. *Journal of Econometrics*, 137(1), 1–27.

- LAMBSDORFF, J. (2003). How Corruption Affects Productivity. *International Review for Social Sciences*, 56(4), 459–476.
- LAMBSDORFF, J. (2004). *The New Institutional Economics of Corruption: Norms, Trust, and Reciprocity*. London, England: Routledge.
- LAMBSDORFF, J. (2007). *The Institutional Economics of Corruption and Reform: Theory, Evidence, and Policy*. New York: Cambridge University Press.
- LEFF, N. (1964). Economic development through bureaucratic corruption. In A. HEIDENHEIMER, M. JOHNSTON, & V. LEVINE, *Political corruption: A handbook* (pp. 389–403). Oxford, UK: Transaction Books.
- LEYS, C. (1965). What is the problem about corruption? *Journal of Modern African Studies*, 3(2), 215–230.
- LIN, S., & ZHANG, W. (2009). The effect of corruption on capital accumulation. *Journal of Economics*, 97(1), 67–93.
- LUI, F. (1985). An equilibrium queuing model of bribery. *Journal of Political Economy*, 93(4), 760–781.
- MÉON, P., & SEKKAT, K. (2005). Does corruption grease or sand the wheels of growth? *Public Choice*, 122, 69–97.
- MÉON, P., & WEIL, L. (2010). Is corruption an efficient grease? *World Development*, 38(3), 244–259.
- OTT, I., & SORETZ, S. (2011). Public policies and convergence. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 35, 1435–1450.
- SCHUMACHER, I. (2013). Political stability, corruption and trust in politicians. *Economic Modelling*, 31, 359–369.
- SCHWARZ, M., VAN BELLEGEM, S., & FLORENS, J.-P. (2012). Nonparametric Frontier Estimation from Noisy Data. In I. KEILEGOM, & P. WILSON (Eds.), *Exploring Research Frontiers in Contemporary Statistics and Econometrics* (pp. 45–64). Heidelberg: Springer.
- SIMAR, L., & WILSON, P. (1998). Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models. *Management Science*, 44(1), 49–61.
- SIMAR, L., & WILSON, P. (2000a). Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: The State of the Art. *The Journal of Productivity Analysis*, 13, 49–78.
- SIMAR, L., & WILSON, P. (2000b). A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models. *Journal of Applied Statistics*, 27(6), 779–802.
- SIMAR, L., & WILSON, P. (2008). Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: Recent Developments and Perspectives. In H. FRIED, C. LOVELL, & S. SCHMIDT (Eds.). New York: Oxford University Press.
- SIMAR, L., & WILSON, P. (2013). Estimation and Inference in Nonparametric Frontier Models: Recent Developments and Perspectives. *Foundations and Trends in Econometrics*, 5(3–4), 183–337.
- SMARZYNSKA, B., & WEI, S.-J. (2002). Corruption and Cross-Border Investment: Firm-Level Evidence. *NBER working paper W7969*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- WANG, Y. (2012). Competition and Tax Evasion: A Cross Country Study. *Economic Analysis & Policy*, 42(2), 189–208.
- WANG, Y., & YOU, J. (2012). Corruption and firm growth: Evidence from China. *China Economic Review*, 23, 415–433.
- WILSON, P. (2012). Asymptotic Properties of Some Non-Parametric Hyperbolic Efficiency Estimators. In I. KEILEGOM, & P. WILSON (Eds.), *Exploring Research Frontiers in Contemporary Statistics and Econometrics* (pp. 115–150). Heidelberg: Springer.
- WU, H. (2010). Distance to frontier, intellectual property rights, and economic growth. *Economics of Innovation and New Technology*, 19(2), 165–183.