ÁREA DE INTERESSE: ECONOMIA DO SETOR PÚBLICO – ÁREA 5

SEGURANÇA PÚBLICA NO BRASIL: EFICIÊNCIA E DEFASAGEM TECNOLÓGICA

**JEL CODES:** H41, H54, C23

Francisco Soares de Lima

Doutor em economia pelo CAEN/UFC

Professor Adjunto IV da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte - UERN

Rua Aldeci Rodrigues da Silva, 01, conjunto Vingt Rosado,

Costa e Silva, Mossoró – RN, CEP 59626-050.

Fone: (84) 3314 1560/ (84) 8768 1806.

[franciscosoares@uern.br](mailto:franciscosoares@uern.br)

Emerson Marinho

Doutor em Economia pela FGV/RJ

Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN/UFC)

Av. da Universidade, 2.700 - 2o andar

Fortaleza-CE. CEP : 60020-81

Fone: (85) 281.3272

Fax: (85) 243.6887

emarinho@ufc.br

ÁREA DE INTERESSE: ECONOMIA DO SETOR PÚBLICO - ANPEC, 2014

SEGURANÇA PÚBLICA NO BRASIL: EFICIÊNCIA E DEFASAGEM TECNOLÓGICA

Resumo

O presente trabalho tem por objetivo estimar a eficiência técnica dos serviços de segurança pública subnacionais, mensurar a defasagem tecnológica relativa e a variação da produtividade. As estimações foram feitas usando o método da fronteira de ordem-m. No cálculo das medidas de defasagem tecnológica, foram estimadas meta-fronteiras de produção de subconjuntos de unidades agrupadas pelo método de Cluster. Posteriormente, as fronteiras específicas de cada subgrupo foram comparadas à fronteira de produção nacional. As variações de produtividade foram calculadas pela decomposição do índice de Malmquist devido a Caves, Christensen e Diewert (1982). Ao todo, 11 estados foram considerados eficientes, correspondendo a 40,7%. Quanto à defasagem tecnológica, há evidências que 12 estados não acompanharam a evolução da fronteira de produção nacional, 44,4% do total. A análise da variação temporal dos indicadores de produtividade, mostrou que apenas 3 unidades tiveram variação positiva da eficiência e que 18 unidades tiveram variação negativa. Apenas 6 unidades tiveram variação positiva da produtividade em segurança. No geral, poucas unidades não apresentaram perda de rendimento e piora dos indicadores de criminalidade.

**Palavras-chave: segurança pública, criminalidade, produtividade, eficiência e tecnologia.**

Abstract

This study aims to estimate the technical efficiency of subnational public safety services, measure the technological gap and the change in relative productivity. The estimates were made ​​using the method of order-m frontier. In calculating the measures of technological gap, meta-production frontiers of subsets of units grouped by cluster method were estimated. Subsequently, the specific boundaries of each group were compared to the boundary of national production. Productivity changes were calculated by decomposing the Malmquist index due to Caves, Christensen and Diewert (1982). Altogether, 11 states were efficient, corresponding to 40.7%. Regarding the technological gap, there is evidence that 12 states have not followed the evolution of the boundary of national production, 44.4% of the total. The analysis of the temporal variation of productivity indicators, showed that only 3 units had positive variation of efficiency and that 18 units were down. Only 6 units had positive productivity change in security. Overall, few units showed no loss of income and worsening indicators of crime.

**Keywords: public safety, crime, productivity, efficiency and technology.**

**JEL CODES:** H41, H54, C23

1. Introdução

Nos últimos anos, o Brasil registrou alguns consideráveis ganhos decorrentes do crescimento da renda e da oferta de emprego formal. Segundo o IBGE, a taxa de ocupação da População Economicamente Ativa aumentou de 89,5%, em dezembro de 2002, para 95,0%, em março de 2014. O rendimento médio real do trabalho principal (PME/IBGE) aumentou de R$ 2.336,81, em dezembro de 2002, para R$ 3.175,00, em março de 2014. Em função desses resultados os indicadores de pobreza e desigualdade de renda veem apresentando uma tendência de queda nestes últimos anos. A taxa de pobreza calculada pelo IPEA diminuiu de 34,36% para 15,96%.

Entretanto, os indicadores de criminalidade mostram que, apesar dos ganhos de rendimento e diminuição da pobreza, o Brasil tem se tornado um país mais violento. Segundo o Fórum Brasileiro de Segurança Pública (2013), a taxa de homicídios dolosos no país cresceu 7,8% entre 2011 e 2012 e atingiu 24,3/100.000 habitantes. A taxa de estupros, em 2012, alcançou 26,1 ocorrências por 100 mil habitantes. São 50.617 estupros cometidos no Brasil. A taxa destes crimes em São Paulo subiu 23%, entre 2011 e 2012.

No Brasil, os serviços de segurança pública interna são atribuições das unidades da Federação. Cada unidade da federação possui sua força policial constituída dos efetivos das policias militar e civil. A primeira, encarregada dos serviços de policiamento ostensivo e de repressão ao crime; a segunda, também chamada de polícia judiciária, encarrega-se das atividades de investigações.

Como os demais serviços públicos, a segurança deve-se orientar pelos princípios constitucionais, entre eles, o da eficiência, ou seja, proporcionar o melhor serviço possível com o menor dispêndio de recursos. A eficiência da segurança, além de garantir a economicidade dos serviços, implica na contenção dos efeitos nocivos da criminalidade contra a pessoa ou contra o patrimônio, tendo em vista que a contenção do crime proporciona melhoria do ambiente econômico e social.

Neste sentido, este artigo pretende estimar os escores de eficiência técnica dos serviços de segurança pública dos estados brasileiros entre os anos de 2008 a 2012. Adicionalmente, calcula-se ainda, a defasagem tecnológica da segurança pública estadual, as suas variações de eficiência técnica e tecnológica e a variação da Produtividade Total dos Fatores (PTF).

Em geral, os métodos empregados para a sua estimação são classificados em paramétricos e não paramétricos. Os primeiros são aplicáveis aos casos de tecnologias uniprodutos. Quando os processos produtivos envolvem múltiplos produtos, os métodos não paramétricos são os mais indicados. Considerando que a segurança pública presta diversos serviços, as medidas de eficiência técnica foram estimadas por dois métodos não paramétricos: o *Data Envelopment Analysis* (DEA), proposto inicialmente por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), e a Fronteira de Ordem-M desenvolvida por Deprins, Simar e Tulkens (1984).

Para se calcular as medidas de defasagem tecnológica usa-se a função de metaprodução, definida como a envoltória das funções de produção disponíveis aos subgrupos de unidades de decisão, proposta inicialmente por Hayami (1969) e Hayami and Ruttan (1970,1971). A envoltória das funções de produção é definida pelos pontos mais eficientes das tecnologias específicas segundo Ruttan et al. (1978).

As estimações de eficiência técnica pelo método DEA são muito sensíveis à presença de perturbações estocásticas. Portanto, antes das estimações, é realizado um teste de Supereficiência para identificação de *outliers* na amostra, conforme Seo (2006).

Apesar de ter sido identificado a presença de *outliers* na amostra, as ordenações das eficiências obtidas pelos métodos DEA e Fronteira de Ordem-M foram estatisticamente consideradas semelhantes. As unidades consideradas eficientes pelos dois critérios foram: Acre, Bahia, Minas Gerais e São Paulo. Entre os estados, pelo método DEA, 17 deles apresentam defasagem tecnológica. Entre eles os que apresentam as 10 maiores defasagens tecnológica, em ordem decrescente, são: Mato Grosso, Espírito Santo, Distrito Federal, Amazonas, Tocantins, Rondônia, Sergipe, Goiás, Amapá e Pernambuco. Pela fronteira de ordem m (ou M), 15 estados apresentaram defasagem tecnológica, sendo os 10 maiores: Pernambuco, Roraima, Mato Grosso, Amapá, Distrito Federal, Espírito Santo, Amazonas, Rio Grande do Norte, Paraíba e Alagoas.

Além desta introdução este trabalho está organizado da seguinte forma: a Seção 2 apresenta e discute a metodologia utilizada para o cálculo dos níveis de eficiência técnica dos estados brasileiros na provisão de segurança pública. A seção 3 apresenta e discute os resultados obtidos pelos métodos descritos na seção anterior. Na seção 4 são feitas as considerações finais.

2.METODOLOGIA PARA A ESTIMAÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA

Os métodos de estimação de eficiência técnica mais comuns na literatura especializada classificam-se em paramétricos e não paramétricos. Os métodos paramétricos dependem da imposição de hipóteses sobre a distribuição dos erros e da forma funcional da função de produção. Os métodos não paramétricos possibilitam, entre outras coisas, trabalhar com modelo multiprodutos, além de não haver necessidade de supor qualquer forma funcional ou distribuição de probabilidade para os dados.

Entre os métodos não paramétricos, destaca-se o *Data Envelopment Analysis* (DEA). Este é um método que usa programação linear para construir fronteiras de produção baseadas nas melhores práticas entre as unidades de decisão que, hipoteticamente, utilizam tecnologias de produção idênticas e que transformam insumos em produtos. Os escores de eficiência de cada DMU correspondem a distância entre o seu resultado observado e o resultado ótimo projetado na fronteira de produção eficiente.

Existem várias formulações do problema DEA encontradas na literatura. O modelo proposto por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), também conhecido como CCR (*Constant Returns to Scale*), avalia a eficiência técnica de produção sob a hipótese de retornos constantes de escala. No entanto, essa hipótese é bastante restritiva podendo tornar enviesados os escores de ineficiência.

Alternativamente, o modelo de Banker, Charnes e Cooper (1984) conhecido por BCC relaxa a hipótese de retornos constantes de escala supondo que estes retornos são variáveis. Sob a hipótese de retornos variáveis de escala torna-se possível estimar de forma separada as eficiências de escala e técnica de cada unidade de decisão. Esse modelo, apesar de ser mais flexível do que o CCR, tem recebido crítica por usar como referência de cálculo de eficiência um valor hipotético, não observado na realidade, que existe apenas na fronteira construída. Caso o valor sobre a fronteira não tenha sido observado, não existe evidência de que seja possível de ser alcançado. Assim, uma unidade de decisão (*Decision Making Unit – DMU*) poderia ser considerada ineficiente baseada numa referência impossível de ser alcançada. Além disso, o modelo BCC é sensível ao conjunto de variáveis selecionadas e à existência de *outliers*.

Deprins, Simar e Tulkens (1984) desenvolveram um modelo DEA denominado FDH (*Free Disposal Hull*) baseado numa fronteira de produção com retornos de escala variáveis, não convexa, sob o pressuposto de livre descarte. Entretanto, os modelos DEA e FDH apresentam algumas desvantagens importantes: a) os resultados são fortemente dependentes do conjunto de variáveis, podem ser enviesados com a simples inclusão ou exclusão de um *input* e/ou *output*; b) a influência de fatores estocásticos ou erros de medida alteram completamente a posição da fronteira e enviesam os resultados; c) o tratamento dos *inputs* e/ou *outputs* como se fossem homogêneos, quando são heterogêneos, pode distorcer os resultados; d) a presença de *outliers* podem alterar completamente os resultados.

Além disso, no modelo FDH, uma DMU quando não possui outro par no grupo com que possa ser comparada é considerada eficiente por *default*. Basta não ser dominada por nenhuma outra DMU, para ser considerado eficiente.

2.1 O Método da Fronteira de Ordem – m

A Fronteira de Ordem-m, ao contrário dos métodos DEA e FDH, não envelopa todos os pontos e, além disso, necessita de muito menos informação (dados) do que as duas metodologias anteriores.

O processo de produção é aqui descrito por uma medida de probabilidade de (X,Y) sobre em que o suporte de (X,Y) é o conjunto de produção definido como:

possa produzir }. (01)

No espaço insumo, para um ponto , a medida de eficiência técnica insumo de Farrel (1957) é definida de maneira que:

(02)

em que . Em assim sendo, para qualquer nível de produto y no interior do suporte de Y pode-se descrever a fronteira eficiente. No caso de múltiplos insumos a fronteira eficiente pode ser representada ou através de medidas de eficiência, dado que a fronteira eficiente é definida como ou através do nível eficiente de insumos, no qual para qualquer é definido como:

. (03)

O problema econométrico é, portanto, como estimar a fronteira através de uma amostra aleatória de unidades produtivas. Logo, para um dado nível de produto no interior do suporte de Y, considere uma amostra aleatória independente e identicamente distribuída de tamanho m de variáveis , *i* = 1,2,......,*m* gerada pela função de distribuição *p*-variada . Se tecnologia de produção empírica (fronteira de produção) nesse caso pode ser expressa na forma:

(04)

então, para qualquer pode-se definir a medida de eficiência técnica como:

} (05)

onde corresponde ao *j-ésimo* componente do vetor *a*. Observe que, no espaço insumo, é o estimador FDH de sob a hipótese de livre descarte. Ou seja, .

Por definição, para qualquer , o nível mínimo de insumo esperado de ordem m denotado por para todo *y* no interior do suporte de Y é igual a:

(06)

onde assume-se a existência do valor esperado.

Casals, Florens, Simar (2002) mostram em seu artigo que o nível mínimo de insumo esperado de ordem *m* pode ser calculado como:

. (07)

Adicionalmente, mostram ainda que quando , o nível de insumo mínimo esperado converge para o nível de insumo eficiente definido então a fronteira, ou seja,

A estimação não paramétrica de é realizada substituindo a verdadeira por sua versão empírica em que:

(08)

Nestes termos, a estimativa de denotada por é calculada como:

(09)

Por sua vez, o estimador do nível mínimo de insumo esperado é calculado por:

(10)

No entanto, devida a natureza multivariada de , observa-se que não existe um expressão explicita para . Em assim sendo, pode-se usar simulações de Monte Carlo para estimá-lo. Esse procedimento é realizado nas seguintes etapas:

[1] Para um dado retira-se uma amostra tamanho *m* com reposição entre os de maneira que . A amostra então é descrita como , ;

[2] Calcula-se então

[3] A etapa anterior é repetida para *b* = 1, 2, …,*B*, fazendo-se *B* suficientemente grande.

Então o escore de eficiência de ordem - *m* é calculado como:

(11)

A fronteira empírica que envelopa todos os dados observados é dada pela solução FDH padrão. No espaço insumo, a medida de eficiência técnica para qualquer é dada por:

(12)

Sua estimativa é então realizada como:

} (13)

O correspondente nível mínimo de insumo eficiente estimado é igual a:

(14)

Casals, Florens, Simar (2002) mostram ainda que quando *n* é fixo e , . Ou seja, o nível mínimo de insumo eficiente de ordem *m*,, converge para o nível de insumo eficiente FDH . No entanto, para *m* finito o estimador de ordem *m* não envelopa todos os dados e é mais robusto aos valores extremos, ruídos ou *outliers*.

2.2 Defasagem tecnológica

A eficiência técnica demonstra a posição relativa dos estados no que se refere a um dos elementos da produtividade. Responde a questão sobre qual das unidades está, conforme a sua tecnologia, empregando os recursos disponíveis da forma mais eficiente. Entretanto, as medidas de eficiência também permitem, por meio da estimação da meta-fronteira, a medição da defasagem tecnológica entre as unidades estudadas.

Como afirmado acima, a eficiência técnica é estimada considerando-se as melhores práticas entre um conjunto de Unidades de Decisão. Para que as unidades selecionadas sejam comparáveis, assume-se que a tecnologia adotada seja homogênea entre os estados. No entanto, é perfeitamente previsível que estados empreguem recursos tecnológicos distintos conforme suas especificidades. Referente à segurança, estados mais ricos poderiam empregar recursos materiais mais caros, treinar e remunerar melhor o efetivo policial, por exemplo. Verificando-se a diversidade tecnológica entre os estados, é possível calcular a defasagem entre as unidades e corrigir as estimativas de eficiência.

A defasagem tecnológica é mensurada pela comparação das fronteiras de produção específicas (grupos de estados) com a meta fronteira de produção. Portanto, a formação de grupos de unidades para estimação das fronteiras específicas deve obedecer a critérios de agrupamento. Será usado o critério da regionalidade, ou seja, as unidades serão agrupadas por região. Neste caso, será testada a existência de diferença tecnológica entre as regiões brasileiras. Os resultados da meta fronteira serão comparados aos resultados do agrupamento em critérios de regionalidade. A comparação poderá demonstrar quanto da defasagem tecnológica se deve a fatores regionais.

2.2.1 Meta Fronteira de Produção

Cada subgrupo de estados detém uma tecnologia de segurança pública específica e uma fronteira de produção correspondente. As fronteiras de produção específicas servem de referência para o cálculo dos escores de eficiência e demais medidas de produtividade.

As tecnologias específicas de cada subgrupo podem ser comparadas entre si e com a tecnologia do grupo. Correspondente à tecnologia de cada subgrupo existe uma função de produção específica. Da mesma forma, existe uma função de meta-produção que associada à tecnologia do grupo.

A função de meta-produção é definida como a envoltória das funções de produção disponíveis aos subgrupos de unidades de decisão, proposta inicialmente por Hayami (1969) e Hayami and Ruttan (1970,1971). A envoltória das funções de produção é definida pelos pontos mais eficientes das tecnologias específicas, segundo Ruttan et al. (1978). Sua configuração é descrita conforme a Figura 1.

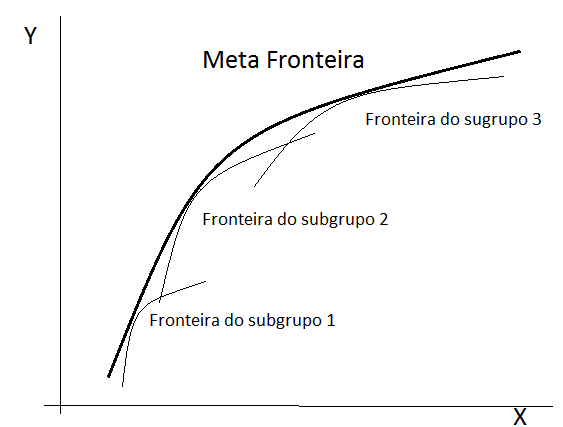


Figura 1 – Meta fronteira de produção

Estimadas as funções de produção de cada subgrupo, é possível compará-las à meta fronteira. A comparação permite estimar a defasagem tecnológica de cada subgrupo, como proposto por Wongchai et al. (2012):

(15)

onde, *DT*i,k é a defasagem tecnológica da unidade *i* pertencente ao subgrupo *k*, *ET*i,k é a eficiência técnica da unidade *i* baseada na tecnologia do subgrupo *k* e *ET*i,m é a eficiência técnica da unidade *i* baseada na meta-fronteira. Espera-se que *DT*i,k > 1, sendo que 1 seria a ausência de defasagem*.*  As medidas de defasagem tecnológica podem ser utilizadas ainda para testar a defasagem tecnológica do próprio subgrupo em relação ao todo.

2.3 Testes de Supereficiência para identificação de *outliers*

As estimações de escores de eficiência feitas por DEA e por FDH são sensíveis à presença de *outliers*. É indispensável testar a presença de *outliers* na amostra. Em pequenas amostras, pode-se utilizar um teste a partir do modelo desupereficiência de Andersen e Petersen (1993). Nesse modelo, a medida de eficiência não é limitada ao intervalo 0 e 1. A identificação de possíveis *outliers* é realizada em duas etapas: na primeira, são realizadas estimações de supereficiência a fim de identificar as DMUs cujos escores superam a unidade. Na segunda, realiza-se um teste estatístico para identificar a presença de *outliers*.

Seo (2006) propõe duas estatísticas para este teste: o escore-z e o escore-z modificado. O primeiro é a estatística *z* padrão em que , é a média aritmética dos escores de eficiência e s é o estimador do desvio padrão. A hipótese nula é que a DMU não é outlier. Se >3, rejeita-se a hipótese nula. O teste é, então, repetido para cada uma das DMUs.

A presença de mais de um valor extremo pode aumentar o desvio padrão e enviesar o teste. Nesse caso, o autor propõe o escore-z modificado em que , é a mediana dos escores de eficiência de todas as DMUs e Med é a mediana dos valores absolutos de . Nesse caso a DMU será considerada *outlier* se >3,5.

2.4 Variações da produtividade, variação da eficiência e variação tecnológica

A medida de variação da produtividade para os estados brasileiros será a Produtividade Total dos Fatores (PTF) calculada através do índice de Malmquist (1953). A grande vantagem de seu uso é permitir que o índice de produtividade total seja decomposto nos índices de variação de eficiência e variação tecnológica.

Para compreensão do conceito do índice de variação da produtividade de Malmquist, são imprescindíveis os conceitos de conjunto de possibilidade de produção e de função distância. O conjunto de possibilidade de produção representa o conjunto de todos os vetores de produtos,

y ∈ R+ M, que possam ser produzidos usando o vetor dos insumos, x ∈ R+N. Isto é:

P(x) = {y : x pode produzir y} (16)

é o conjunto de todas as combinações de insumos e produtos factíveis.

A função distância orientada pelo produto é uma medida de eficiência proposta por Farrell (1957) que calcula a distância entre o produto observado e o produto máximo potencial, para uma dada quantidade de insumos utilizados, podendo ser definida como:

D0 (x, y) = min { δ : (y/δ ) ∈ P(x)} (17)

O índice de Malmquist orientado pelo produto devido a Caves, Christensen e Diewert (1982) pode ser calculado com referência na tecnologia de um período inicial (t), *Pt (x)*, ou na tecnologia de um período final (t+1), *Pt+1 (x).* Uma forma de contornar uma escolha arbitrária de uma tecnologia de referência, o índice pode ser escrito como média geométrica dos índices em cada tecnologia de um período específica. Assim, tem-se que

(18)

Além da variação da produtividade, é possível obter mais informação por meio da decomposição do índice de Malmquist proposta por Färe et al (1994) dada por:

. (20)

Sendo a decomposição acima formada pelos seguintes termos:

Variação da Eficiência = (21)

Variação Tecnológica = (22)

onde é a distância calculada com insumo, produtos e tecnologia do período *t+1*; é a distância calculada com insumos, produtos e tecnologia do período *t*; é a distância calculado com insumos e produtos do período t e a tecnologia do período *t+1;* eé a distância calculada com insumos e produtos do período t+1 e a tecnologia do período t.

2.5 Dados Amostrais

Para calcular os escores de eficiência técnica dos serviços de segurança pública foram usados os seguintes indicadores de produto para cada estado: a) a taxa de prevenção de homicídios; b) a taxa de prevenção de roubos; e c) a taxa de prevenção de roubos de veículos. Os insumos foram: a) o número de policiais militares; b) o número de policiais civis; e c) o gasto público com segurança, exceto gasto com policiamento.

As taxas de prevenção foram obtidas a partir dos complementares das taxas de cometimento de homicídios, de prevenção de roubos e de prevenção de roubo de veículos ponderadas pela população. Seja *ymax(t)*a maior taxa de homicídios entre as unidades da Federação no período *t* e t o desvio padrão da taxa de homicídios. A taxa de prevenção de homicídios da unidade *i*, no período *t*, é dada por:

*zit* = (*ymax(t)* + t -*yit*)população (23)

onde *yit*é a taxa de homicídio da Unidade da Federação *i*, no período *t*. As demais taxas de prevenção (roubos) seguem a mesma formulação.

A despesa com manutenção e remuneração das forças policiais é um dos principais componentes dos gastos públicos com segurança. Para evitar que o efeito do policiamento seja contado duplamente, a variável utilizada nas estimações é a diferença entre a despesa total com segurança menos a despesa com policiamento.

Todas as variáveis utilizadas foram extraídas do anuário do Fórum Brasileiro de Segurança Pública entre os anos de 2008 a 2012.

3. RESULTADOS

3.1 Estatísticas descritivas

Em uma primeira abordagem, as estatísticas descritivas dos indicadores da Segurança Pública evidenciam escassez de insumos para enfrentamento de índices elevados de criminalidade.

Na Tabela 1, são apresentadas as estatísticas descritivas dos indicadores utilizados nas estimações dos escores de eficiência. Nas colunas Homicídios, Veículos e Roubos, encontram-se, respectivamente, as estatísticas referentes ao número de homicídios por 100 mil habitantes, o número de roubos de veículos em geral por100 mil habitantes e o número de roubos em geral por 100 mil habitantes. A coluna Despesa apresenta as informações referentes às despesas *per capita* em segurança pública exceto as despesas com policiamento. As colunas Militar e Civil correspondem, respectivamente, ao número de policiais militares e policiais civis por 1000 habitantes.

Verifica-se que, em média, aplica-se em segurança o equivalente a R$ 255,79 por habitante e que, para cada 1000 habitantes, existem menos de três policiais militares e menos de um policial civil. A unidade que mais investe *per capita* em segurança gasta R$ 486,29 – oito vezes mais que a unidade que menos investe. Quanto aos efetivos, a principal característica é a presença reduzida da força policial. Mesmo a unidade com maior efetivo policial relativo tem menos de sete policiais militares para 1000 habitantes.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos indicadores da Segurança Pública para o ano de 2012

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| *Estatística* | *Homicídios* | *Veículos* | *Roubos* | *Despesa* | *Militar* | *Civil* |
| Média | 28,26 | 215,15 | 333,28 | 255,79 | 2,58 | 0,77 |
| Erro padrão | 2,31 | 33,46 | 49,24 | 20,06 | 0,26 | 0,09 |
| Mediana | 26,5 | 156,55 | 264,50 | 232,81 | 2,26 | 0,60 |
| Desvio padrão | 12,01 | 170,60 | 255,84 | 104,25 | 1,35 | 0,48 |
| Coef. Variação | 0,42 | 0,79 | 0,77 | 0,41 | 0,52 | 0,62 |
| Curtose | 0,72 | 1,92 | 0,90 | 0,08 | 2,73 | -0,58 |
| Assimetria | 0,72 | 1,24 | 1,10 | 0,38 | 1,52 | 0,90 |
| Amplitude | 48,3 | 733,6 | 958,30 | 430,97 | 5,93 | 1,54 |
| Mínimo | 9,9 | 3,50 | 16,90 | 55,32 | 0,70 | 0,22 |
| Máximo | 58,2 | 737,1 | 975,20 | 486,29 | 6,63 | 1,76 |

Fonte: Estimativas dos autores.

Os indicadores de resultados revelam um quadro perturbador. Na média das unidades, a taxa de homicídios supera 28 homicídios por 100 mil habitantes, registrando um valor máximo de 61,8. Roubos de veículo, em média, chegam a 215,15 por 100 mil habitantes, podendo chegar até 737,1. Os demais tipos de roubos têm média 333,28 por 100 mil habitantes.

Quanto à dispersão, o coeficiente de variação mostra que os roubos de veículos, roubos em geral e o efetivo da polícia civil são mais dispersos. A amplitude de todos os indicadores revela uma situação de desigualdade entre as unidades, tanto em resultados quando em recursos empregados. As medidas de assimetria mostram que nos indicadores de roubos, roubos de veículos e efetivo da polícia militar há uma forte assimetria positiva, o que significa que existe uma concentração de unidades com valores abaixo da média.

Tomando como referência as suas unidades, pode-se concluir que o Brasil é um país com alta criminalidade, elevadas taxas de crimes contra a pessoa e contra o patrimônio. Em complemento, a disponibilidade de recurso, em geral, é insuficiente.

3.2 Identificação de o*utliers*

Para definir o melhor método de estimação da eficiência, primeiramente, testou-se a presença de *outliers* na amostra. A tabela 2, abaixo, mostra os escores de Supereficiência e o as estatísticas z-corrigido.

O resultado do teste de Supereficiência aponta a existência dos seguintes *outliers*: Alagoas, em 2009; São Paulo, em 2010; Paraná, em 2009, 2010, 2011 e 2012.

Identificada a presença de *outliers* na amostra, há dois procedimentos possíveis: a) Elimina-los da amostra e proceder as estimações do modelo DEA ou FDH; ou b) Manter a amostra original e usar métodos de estimação robustos aos *outliers*. Escolheu-se a segunda alternativa e as eficiências foram estimadas usando o método da Fronteira de Ordem-M e, que serão comparadas às eficiências estimadas pelo método DEA.

Tabela 2: Escores de supereficiência e estatísticas de teste z-corrigidos.

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 2008 | | 2009 | | 2010 | | 2011 | | 2012 | |
|  | escore | z-corrigido | escore | z-corrigido | escore | z-corrigido | escore | z-corrigido | escore | z-corrigido |
| AC | 0,52 | 1,15 | 0,47 | 0,86 | 0,69 | 0,31 | 0,69 | 0,42 | 0,53 | 0,68 |
| AL | 1,00 | 0,57 | 3,72 | 7,49 | 0,74 | 0,17 | 0,67 | 0,48 | 0,64 | 0,42 |
| AP | 0,31 | 1,90 | 0,55 | 0,68 | 0,32 | 1,21 | 0,27 | 1,47 | 0,31 | 1,22 |
| AM | 0,78 | 0,25 | 0,61 | 0,52 | 0,63 | 0,45 | 0,57 | 0,72 | 0,57 | 0,58 |
| BA | 1,39 | 1,95 | 1,10 | 0,76 | 1,12 | 0,74 | 1,08 | 0,55 | 1,07 | 0,65 |
| CE | 1,39 | 1,95 | 1,35 | 1,39 | 1,14 | 0,78 | 1,27 | 1,00 | 1,36 | 1,35 |
| DF | 0,85 | 0,03 | 0,46 | 0,89 | 0,46 | 0,85 | 0,49 | 0,93 | 0,40 | 1,01 |
| ES | 0,64 | 0,74 | 0,73 | 0,19 | 0,54 | 0,68 | 0,59 | 0,68 | 0,57 | 0,57 |
| GO | 0,76 | 0,29 | 0,71 | 0,26 | 0,80 | 0,04 | 0,87 | 0,01 | 0,85 | 0,10 |
| MA | 1,45 | 2,17 | 1,59 | 2,01 | 1,96 | 2,78 | 1,58 | 1,79 | 1,38 | 1,41 |
| MT | 0,50 | 1,25 | 0,63 | 0,45 | 0,41 | 0,98 | 0,44 | 1,05 | 0,43 | 0,92 |
| MS | 0,70 | 0,50 | 1,59 | 2,02 | 0,86 | 0,11 | 0,72 | 0,36 | 0,77 | 0,08 |
| MG | 1,49 | 2,32 | 1,90 | 2,82 | 1,53 | 1,73 | 1,44 | 1,44 | 1,51 | 1,72 |
| PA | 0,84 | 0,00 | 0,85 | 0,10 | 0,81 | 0,00 | 1,09 | 0,57 | 0,90 | 0,23 |
| PB | 0,74 | 0,37 | 0,81 | 0,00 | 0,54 | 0,68 | 0,86 | 0,00 | 0,66 | 0,36 |
| PR | 1,74 | 3,20 | 3,67 | 7,35 | 4,21 | 8,27 | 2,49 | 4,05 | 10,72 | 24,38 |
| PE | 0,81 | 0,11 | 1,40 | 1,53 | 0,88 | 0,15 | 0,82 | 0,11 | 0,81 | 0,00 |
| PI | 0,94 | 0,32 | 0,81 | 0,01 | 1,00 | 0,45 | 1,21 | 0,85 | 1,14 | 0,83 |
| RJ | 1,00 | 0,54 | 0,93 | 0,32 | 1,13 | 0,76 | 0,94 | 0,20 | 0,87 | 0,16 |
| RN | 0,66 | 0,68 | 0,88 | 0,18 | 0,97 | 0,39 | 0,90 | 0,10 | 0,81 | 0,00 |
| RS | 0,88 | 0,11 | 0,89 | 0,22 | 0,94 | 0,32 | 1,11 | 0,62 | 1,13 | 0,79 |
| RO | 0,77 | 0,26 | 0,68 | 0,32 | 0,62 | 0,48 | 0,55 | 0,78 | 0,52 | 0,71 |
| RR | 0,37 | 1,71 | 0,32 | 1,26 | 0,35 | 1,12 | 0,45 | 1,02 | 0,46 | 0,86 |
| SC | 1,24 | 1,43 | 0,76 | 0,12 | 0,87 | 0,15 | 0,95 | 0,22 | 1,07 | 0,64 |
| SP | 1,72 | 3,14 | 1,67 | 2,22 | 2,28 | 3,57 | 1,99 | 2,81 | 1,74 | 2,29 |
| SE | 0,89 | 0,15 | 0,70 | 0,27 | 0,62 | 0,47 | 0,60 | 0,66 | 0,62 | 0,47 |
| TO | 0,42 | 1,52 | 0,34 | 1,22 | 0,39 | 1,04 | 0,48 | 0,95 | 0,47 | 0,83 |

Fonte: Estimativas dos autores.

3.2 Escores de Eficiências

Segundo Cazals, Florenz e Simar (2002), quanto menor o *m* em relação ao tamanho da amostra, o estimador de Ordem-M torna-se mais robusto aos valores extremos e *outliers.* Por outro lado, a fronteira estimada afasta-se mais da fronteira real. Cabe ao pesquisador ajustar os valores de *m* conforme seus objetivos. No presente estudo, usamos valores *m* que tornasse os escores de eficiência de Ordem-M estatisticamente diferenciados dos escores de FDH.

A Tabela 3, mostra as médias dos escores de eficiência da segurança pública dos estados calculadas pela Fronteira de Ordem-M, as médias das Taxas de Homicídios, Roubos de Veículos e demais Roubos.

Tabela 3: Escores de Eficiência, Homicídios, Roubos de Veículos e demais Roubos. Valores médios de 2008 a 2012.

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Eficiência | | Homicídios | | Roubos\* | | Roubos de Veículos | |
| Estado | Taxa | Ranking | Taxa | Ranking | Taxa | Ranking | Taxa | Ranking |
| MG | 1,2655 | 1º | 15,12 | 22º | 147,34 | 23º | 26,60 | 24º |
| SP | 1,2099 | 2º | 11,40 | 26º | 786,72 | 4º | 244,68 | 3º |
| BA | 1,1651 | 3º | 36,24 | 5º | 417,22 | 10º | 203,08 | 4º |
| RJ | 1,1648 | 4º | 29,64 | 14º | 742,16 | 5º | 253,24 | 2º |
| RS | 1,0924 | 5º | 18,74 | 21º | 465,80 | 9º | 155,36 | 8º |
| MS | 1,0066 | 6º | 19,54 | 20º | 144,76 | 24º | 27,16 | 23º |
| PI | 1,0043 | 7º | 10,80 | 27º | 317,90 | 17º | 59,14 | 19º |
| TO | 1,0011 | 8º | 19,84 | 19º | 110,52 | 26º | 16,72 | 26º |
| SE | 1,0006 | 9º | 32,42 | 7º | 514,52 | 7º | 105,04 | 11º |
| RO | 1,0003 | 10º | 30,98 | 11º | 394,60 | 12º | 75,18 | 17º |
| AC | 1,0000 | 11º | 24,65 | 16º | 409,70 | 11º | 75,20 | 16º |
| CE | 0,9050 | 12º | 31,96 | 8º | 262,74 | 19º | 120,46 | 9º |
| PR | 0,8675 | 13º | 31,20 | 9º | 364,62 | 13º | 85,82 | 14º |
| PA | 0,8482 | 14º | 37,90 | 3º | 1009,76 | 1º | 70,82 | 18º |
| MA | 0,8310 | 15º | 20,20 | 18º | 332,46 | 16º | 56,40 | 20º |
| SC | 0,7736 | 16º | 13,14 | 25º | 169,30 | 22º | 34,18 | 21º |
| GO | 0,7682 | 17º | 21,84 | 17º | 270,36 | 18º | 78,54 | 15º |
| AL | 0,6929 | 18º | 65,02 | 1º | 333,12 | 15º | 171,74 | 6º |
| PB | 0,6077 | 19º | 35,70 | 6º | 108,14 | 27º | 28,80 | 22º |
| AM | 0,5817 | 20º | 27,24 | 15º | 840,18 | 3º | 414,16 | 1º |
| ES | 0,5493 | 21º | 37,42 | 4º | 191,58 | 21º | 94,76 | 13º |
| RN | 0,5276 | 22º | 30,86 | 12º | 475,08 | 8º | 119,66 | 10º |
| DF | 0,4676 | 23º | 30,78 | 13º | 944,32 | 2º | 161,14 | 7º |
| AP | 0,4605 | 24º | 13,44 | 24º | 115,02 | 25º | 5,95 | 27º |
| MT | 0,4530 | 25º | 31,06 | 10º | 361,98 | 14º | 102,82 | 12º |
| PE | 0,4283 | 26º | 41,40 | 2º | 587,80 | 6º | 172,84 | 5º |
| RR | 0,0406 | 27º | 14,00 | 23º | 238,48 | 20º | 24,88 | 25º |
| Média | 0,8041 |  | 27,13 |  | 409,49 |  | 110,53 |  |

Fonte: Estimativas dos autores. \*Roubos totais menos roubos de veículos.

A média da eficiência entre as unidades foi de 0,804, ou seja, baseado nas melhores práticas seria possível melhorar os resultados da Segurança Pública em aproximadamente 20%. Dentre as unidades analisadas, onze delas (MG, SP, BA, RJ, RS, MS, PI, TO, SE, RO e AC) foram eficientes, equivalente a 40,7% do total. Entre as ineficientes, destaca-se RR com escores de eficiência inferior a 0,05.

Aparentemente, não há influência de fatores regionais na determinação da eficiência, tendo em vista que tanto nas DMUs eficientes quanto nas ineficientes existem estados de todas as regiões.

Eficiência e homicídios

As unidades com maior eficiência da segurança pública registram, em geral, menores taxas de homicídios. As exceções são os estados de Roraima e Alagoas. O primeiro é o menos eficiente, mas tem uma das menores taxas de homicídios. O segundo é o estado de maior taxa de homicídios e escores de eficiência mediano.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Anuário Brasileiro da Segurança Pública.

Eficiência e Roubos de Veículos

Contrariando às expectativas, em geral, há uma relação positiva entre eficiência e taxa de roubos de carros. Apesar de serem eficientes, os estados de SP, BA, RJ e RS têm, respectivamente, as 3ª, 4ª, 2ª e 8ª maiores taxas de roubos de veículos. Entre os estados com escores de eficiência baixo, os estados da PB, RR e AP apresentam taxas de roubos de veículos abaixo da média.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Anuário Brasileiro da Segurança Pública

Eficiência e roubos em geral

O comparativo dos escores de eficiência com a taxa de roubos em geral não apresenta evidência de qualquer relação significativa. Unidades com escores de eficiência muito diferentes apresentam taxas de roubos semelhantes. Também não se verifica existência de padrão regional.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Anuário Brasileiro da Segurança Pública

3.3 Meta Fronteira e Defasagem Tecnológica

A análise de cluster aplicada aos valores dos insumos e produtos identificou três grupos de DMUs, conforme disposto na tabela abaixo.

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Grupo | 2.008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 |
| Grupo 1 | RJ e MG. | RJ e MG. | RJ e MG. | RJ e MG. | RJ e MG. |
| Grupo 2 | BA, RS e SP. | BA, RS, SC e SP. | BA, GO, RS, SC e SP. | BA, GO, PA, RS, SC e SP. | BA, CE, GO, PA, RS, SC e SP. |
| Grupo 3 | Demais DMUs. | Demais DMUs. | Demais DMUs. | Demais DMUs. | Demais DMUs. |

Há um grupo formado apenas por MG e RJ e outros dois grupos que variam de composição. O grupo 2, intermediário, é composto inicialmente por três unidades (BA, RS e SP) e progressivamente aumenta de tamanho, terminando com sete unidades (BA, CE, GO, PA, RS, SC e SP). O grupo 3, formado pelas demais unidades, diminui de tamanho com o passar dos anos. Inicia com 22 DMUs e termina com 16.

Identificados os grupos, calculou-se as metafronteiras e as medidas de defasagem tecnológica das DMUs, considerando-se as estimativas com a Fronteira de Ordem-M. Os resultados são apresentados na tabela 3, abaixo.

Medidas de defasagem maiores que 1, indicam defasagem tecnológica da DMU em relação ao padrão nacional.

Tomando a média da defasagem no período como referência de análise, nota-se a inexistência de um padrão regional, ou seja, não se pode afirmar que alguma região seja tecnologicamente atrasada em relação às demais.

Entre todas as DMUs, apresentaram defasagem tecnológica AM, RR, AL, CE, MA, PB, PE, RN, DF, MT, ES e PR. O estado do RR tem medida de defasagem tecnológica muito superior às demais unidades. Na relação das unidades com defasagem tecnológica, proporcionalmente, o Nordeste tem maior participação, 6/9 dos seus estados. Em segundo lugar, Centro-Oeste e Norte. Em geral, as unidades tecnologicamente defasadas estão no Grupo 3. Isso sugere que as unidades pertencentes aos outros dois grupos têm um padrão tecnológico superior empregado aos serviços de segurança pública.

Tabela 4: Defasagem tecnológica: média do período de 2008 a 2012.

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Estado | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | Média |
| AC | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 |
| AL | 1,0188 | 1,0000 | 1,0019 | 1,0000 | 3,2563 | 1,1664 |
| AM | 1,0116 | 1,0910 | 0,9989 | 3,0450 | 3,0577 | 1,4038 |
| AP | 2,9738 | 0,6388 | 0,3614 | 0,1671 | 0,4229 | 0,3841 |
| BA | 0,8217 | 0,8567 | 0,8660 | 0,8953 | 0,8641 | 0,8601 |
| CE | 1,0784 | 1,0602 | 1,3953 | 1,3807 | 1,2398 | 1,2142 |
| DF | 2,0235 | 2,3695 | 1,0023 | 1,0009 | 3,6644 | 1,5694 |
| ES | 1,0520 | 1,0025 | 1,7365 | 2,8637 | 2,6595 | 1,5388 |
| GO | 1,1592 | 1,1331 | 0,3619 | 0,5938 | 0,7833 | 0,6694 |
| MA | 1,0237 | 0,9893 | 1,0034 | 1,6070 | 1,5685 | 1,1781 |
| MG | 0,7890 | 0,7855 | 0,7758 | 0,8189 | 0,7817 | 0,7899 |
| MS | 0,9970 | 1,0000 | 1,0000 | 0,6471 | 0,4796 | 0,7538 |
| MT | 1,0251 | 1,2773 | 1,0437 | 4,0765 | 4,0501 | 1,5582 |
| PA | 1,2496 | 1,1277 | 1,4564 | 0,4691 | 1,1495 | 0,9301 |
| PB | 0,9311 | 1,0005 | 0,6721 | 2,7011 | 2,6673 | 1,1611 |
| PE | 1,1678 | 1,0687 | 3,1106 | 3,3348 | 3,2580 | 1,8380 |
| PI | 1,0000 | 0,9824 | 1,0002 | 1,0000 | 0,9989 | 0,9963 |
| PR | 1,0001 | 1,0000 | 0,9991 | 1,2305 | 1,7738 | 1,1423 |
| RJ | 0,9245 | 0,8438 | 0,8351 | 0,8418 | 0,8471 | 0,8573 |
| RN | 1,0065 | 1,0104 | 1,0011 | 3,2833 | 3,2576 | 1,3913 |
| RO | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0017 | 1,0003 |
| RR | 7,0676 | 10,1438 | 7,8839 | 14,4214 | 13,0111 | 9,7444 |
| RS | 0,8916 | 0,8735 | 0,9344 | 0,9471 | 0,9380 | 0,9160 |
| SC | 1,0012 | 0,5454 | 0,3196 | 0,4500 | 0,6579 | 0,5153 |
| SE | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 0,9990 | 1,0025 | 1,0003 |
| SP | 0,8164 | 0,8363 | 0,8162 | 0,8146 | 0,8733 | 0,8308 |
| TO | 0,9984 | 1,0005 | 1,0000 | 1,0000 | 0,9981 | 0,9994 |
| Média | 1,0683 | 0,9909 | 0,8582 | 0,8851 | 1,1467 | 0,9780 |

Fonte: Estimativas dos autores.

Tomando a composição dos grupos no ano de 2012 como referência, calculou-se a defasagem média das subfronteiras. O grupo 1 tem defasagem média 0,822, o grupo 2 tem 0,796 e o grupo 3, 1,098. As evidências sugerem que o grupo 3 adota um padrão tecnológico diferente dos demais.

Entre as unidades com defasagem, pode-se verificar o aumento da medida, o que indica aumento na heterogeneidade tecnológica.

3.4 Defasagem Tecnológica, Variação Tecnológica e Variação de Eficiência

A defasagem tecnológica mede o quanto uma unidade está em desvantagem em relação às outras. O índice de variação tecnológica mede o quanto uma unidade evoluiu no tempo em relação a ela mesma.

Tabela 5: Comparativo entre defasagem tecnológica, variação da eficiência, variação tecnológica e variação da produtividade total dos fatores.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | Variação da eficiência | Variação tecnológica | Variação da produtividade |
| AC | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| AL | 0,746 | 1,159 | 0,864 |
| AP | 1,366 | 0,862 | 1,178 |
| AM | 0,772 | 1,068 | 0,825 |
| BA | 0,989 | 1,010 | 0,999 |
| CE | 0,933 | 1,048 | 0,977 |
| DF | 0,924 | 1,165 | 1,076 |
| ES | 0,782 | 1,133 | 0,886 |
| GO | 0,911 | 1,050 | 0,957 |
| MA | 0,896 | 1,061 | 0,951 |
| MT | 0,713 | 1,301 | 0,927 |
| MS | 0,997 | 1,089 | 1,086 |
| MG | 1,002 | 0,987 | 0,989 |
| PA | 0,977 | 1,006 | 0,983 |
| PB | 0,785 | 1,131 | 0,888 |
| PR | 0,893 | 0,992 | 0,885 |
| PE | 0,752 | 1,160 | 0,873 |
| PI | 1,000 | 0,999 | 1,000 |
| RJ | 1,022 | 0,989 | 1,011 |
| RN | 0,746 | 1,338 | 0,998 |
| RS | 0,989 | 1,008 | 0,997 |
| RO | 1,000 | 1,218 | 1,218 |
| RR | 1,104 | 0,700 | 0,773 |
| SC | 0,904 | 1,060 | 0,958 |
| SP | 0,986 | 0,997 | 0,984 |
| SE | 1,000 | 1,211 | 1,211 |
| TO | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| Média | 0,914 | 1,048 | 0,970 |

Fonte: Estimativas dos autores.

Os dados sugerem que há espaço para melhoria dos serviços de segurança pública apenas com o melhor aproveitamento dos recursos aplicados. Apenas três DMUs apresentaram variação positiva da eficiência e dezoito registraram variação negativa. Na média, apesar de ter havido variação tecnológica positiva, houve perda de produtividade nos serviços de segurança pública no período 2008 a 2012. Esse resultado deve-se à perda de eficiência.

Das vinte e sete DMUs, apenas seis unidades tiveram aumento da produtividade e dezoito tiveram redução. Das que tiveram aumento da produtividade, quatro tiveram variação tecnológica positiva e duas tiveram ganhos de eficiência.

Ao todo, dezoito unidades registraram variação tecnológica positiva. Destas, quatorze não tiveram ganhos de produtividade, devido à redução da eficiência técnica. Os investimentos em recursos tecnológicos não encontraram a contrapartida necessária para promover a melhoria nos serviços. Por outro lado, sabe-se que os resultados da segurança pública não dependem exclusivamente da atuação das polícias. Existem fatores socioeconômicos que podem influenciar, positiva ou negativamente, os resultados das ações das forças policiais.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo ora apresentado teve como objetivo estimar os escores de eficiência técnica dos serviços de segurança pública das unidades subnacionais, no período de 2008 a 2012. Além dos escores de eficiência, foram calculadas medidas de defasagem tecnológica em relação à fronteira nacional e a variação da produtividade, da eficiência técnica e variação tecnológica. Esse conjunto de informações permite identificar as unidades de decisão que empregam mais produtivamente os recursos públicos destinados à segurança pública.

No que se refere à eficiência, pela estimativa com fronteira de ordem m, as unidades eficientes foram: Acre, Bahia, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Rondônia, São Paulo, Sergipe e Tocantins.

As DMUs mais eficientes, em geral, apresentam menores taxas de homicídios. Entretanto, não se verifica relação significativa entre a eficiência e as taxas de roubos de veículos e de roubos em geral. É possível que características como disponibilidade *per capita* de bens esteja influenciando a eficiência no combate aos crimes contra o patrimônio.

A estimação das medidas de defasagem tecnológica identificou que existem diferentes padrões tecnológicos aplicados aos serviços de segurança, sendo que um grupo de doze unidades - AM, RR, AL, CE, MA, PB, PE, RN, DF, MT, ES e PR – não apresentam resultados compatíveis com a tecnologia de maior produtividade. Verificou-se que a diferença tecnológica aumentou durante o período estudado.

O cálculo do índice de Malmquist evidenciou uma redução da produtividade das DMUs. Este resultado negativo se deve, principalmente, à queda da eficiência técnica. Mesmo havendo registro de variação tecnológica positiva, as unidades perderam capacidade de aproveitamento dos recursos empregados. Entretanto, deve-se salientar que, como os resultados da Segurança Pública depende de diversos fatores externos, tais como aspectos socioeconômicos, o aumento da ineficiência não indica obrigatoriamente perda de capacidade técnica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Andersen, P; Petersen, N. C. A., Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis. Management Science, v. 39, p. 1261–1264, 1993.

Banker, R.; Charnes, A.; Cooper, W.W., Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis, Management Science 30, 1078-1092, 1984.

Casals, Catherine; Florens, Jean-Pierre; Simar, Leopold, Nonparametric frontier estimation: a robust approach. Journal of Econometrics 106, 1–25, 2002.

Caves, D.W., Christensen, L.R. and Diewert, W.E. " Multilateral Comparisons of Output, Input and productivity Using Superlative Index number", Economic Journal, 92, 73-86, 1982.

Charnes, A.; Cooper, W.W.; Rhodes, E., Measuring the efficiency of decision making units, European Journal of Operational Research 2, 429-444, 1978.

Deprins, D.; Simar, L.; Tulkens, H., Measuring Labor Efficiency in Post Offices. In M. Marchand, P. Pestieau and H. Tulkens (eds) The Performance of Public Enterprises: Concepts and Measurements. Elsevier, p.345-67, 1984.

Farrel, M.J., The Measurement of Productive Efficiency, Journal of the Royal Statistical Society, Series A(general), vol 120, 1957.

FÓRUM BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA, Anuário Brasileiro de Segurança Pública, Ano 7, 2013, disponível em < <http://www.forumseguranca.org.br/produtos/anuario-brasileiro-de-seguranca-publica/7a-edicao>>, acessado em 6/11/2013.

Hayami, Yujiro. "Resource Endowments And Technological Change In Agriculture: U.S. And Japanese Experiences In International Perspective," Staff Papers 13762, University of Minnesota, Department of Applied Economics, 1969.

Hayami, Yujiro; Ruttan, V. W., Agricultural Productivity Differences Among Countries, The American Economic Review, Vol. 60, No. 5, pp. 895-911, 1970.

Hayami, Yujiro; Ruttan, V. W. Induced Innovation and Agricultural Development, Discussion Paper No.3, Center for Economics Research. Department of Economics. University of Minnesota, 1971.

Ruttan, V.W., Binswanger, H.P., Hayami, Y., Wade, W.W. and Weber A. (1978). Factor Productivity and Growth: A Historical Interpretation, em H.P.Binswnger and V.W.Ruttan (eds), Induced Innovation: Technology, Institution, and Developments, Johns Hopkins University Press, Baltimore.

Seo, Songwon (2006) A Review and Comparison of Methods for Detecting Outliers in Univariate Data Sets. Master's Thesis, University of Pittsburgh.

Wilcoxon, F., Individual Comparison by Ranking Methods, Biometrics Bulletin, Vol. 1, nº 6, pp. 80-83, 1945.

Wongchai, Anupong; Liu, Wen-Bin; Peng, Ke-Chung, DEA METAFRONTIER ANALYSIS ON TECHNICAL EFFICIENCY DIFFERENCES OF NATIONAL UNIVERSITIES IN THAILAND, International Journal on New Trends in Education and Their Implications, Volume: 3, 2012