

## **Impacto da política fiscal sobre o PIB real *per capita* Uma análise dos estados brasileiros entre 2003 e 2014**

Frederico Felipe Medeiros – UFF  
Júlio Cesar Albuquerque Bastos – UFF

### **RESUMO**

Esse estudo é uma contribuição à literatura sobre eficiência do setor público e seu efeito sobre o PIB. A novidade é a investigação dos efeitos da eficiência do gasto público sobre o PIB real *per capita* dos estados brasileiros. O estudo evidencia que os estados mais eficientes apresentam um maior PIB real *per capita*. Além disso, gastos produtivos do governo tem efeito positivo sobre o PIB real *per capita*, e gastos improdutivo impactam negativamente o mesmo. As estimações demonstraram também que a magnitude dos efeitos dos gastos produtivos e improdutivo sobre o PIB real *per capita* dependem do nível de eficiência da administração pública de cada ente federativo.

**Palavras-chave:** Eficiência do Gasto Público; PIB real *per capita*; Gastos Produtivos e Improdutivo. .

### **ABSTRACT**

This study is a contribution to the literature on public sector efficiency and its effect on GDP per capita. The novelty is the investigation of the effects of the efficiency of the public expenditure on the real GDP per capita of the Brazilian states. The study shows that the most efficient states have a higher real GDP per capita. In addition, government productive spending has a positive effect on real GDP per capita, and unproductive spending has a negative impact on GDP. Estimates have also shown that the magnitude of the effects of productive and unproductive expenditure on real GDP per capita depends on the level of efficiency of the public administration of each federative entity.

**Keywords:** Efficiency of Public Spending; Real GDP per capita; Productive and Unproductive Expenses.

**Área 5 – Economia do Setor Público**

**Classificação JEL: H, H3, H5**

## Introdução

Hoje em dia há um consenso sobre a importância da boa administração do gasto público. É notório nos últimos anos o crescimento dos gastos públicos em diversos países. A chamada Lei de Wagner relaciona esse crescimento ao aumento na demanda por bens e serviços típicos do setor público que estão relacionados ao desenvolvimento econômico. Esse crescimento que se verifica nos gastos públicos é seguido de uma maior cobrança sobre sua eficiência na provisão de bens e serviços pelo setor público.

É comum na literatura a investigação da relação entre gasto público e resultado do produto. Por exemplo, segundo Lucas (1988), o aumento do gasto público em educação leva a um maior nível de capital humano e assim a um maior produto interno bruto (PIB). Barro (1990) investiga a importância do gasto público em infraestrutura para o crescimento econômico. Conforme Romer (1990), o gasto público pode ser um instrumento relevante para o desenvolvimento dos países. Porém, a influência positiva do gasto público sobre o produto sem considerar a eficiência do governo, pode produzir avaliações imprecisas sobre a relação entre gasto e crescimento (Levine e Renelt, 1992), uma vez que dada uma maior eficiência do gasto, espera-se um melhor resultado em termos de serviços públicos e, conseqüentemente, um maior impacto destes no produto. Diversos estudos foram feitos para avaliar a eficiência dos gastos públicos, entre eles, Gupta e Verhoeven (2001), Afonso *et al.* (2005), Herrera e Pang (2005), Dutu e Sicari (2016), e Chan *et al.* (2017). Alguns estudos relacionam eficiência dos gastos públicos a áreas específicas como saúde e educação (Afonso e Aubyn, 2004; Sutherland *et al.*, 2007; Faria *et al.*, 2008; Zoghbi *et al.*, 2009). O estudo de Afonso *et al.* (2013), com 23 países da América Latina, apontou o Brasil na posição de número 18 em termos de eficiência dos gastos públicos. Da mesma forma, em outro estudo, considerando um conjunto de países emergentes, Afonso *et al.* (2010) constataram que o Brasil alcançou a penúltima colocação dentre os países analisados.

O presente trabalho se diferencia dos demais uma vez que relaciona a eficiência dos gastos públicos estaduais ao PIB real *per capita* das unidades federativas brasileiras. O interesse por este tema vem da observação de que desde meados de 2010, diversos estados brasileiros vem passando por percalços em termos de desempenho econômico (FIRJAN, 2017).

Utilizou-se do arcabouço teórico da teoria de crescimento endógeno elaborada por Barro (1990), que propõe um modelo de crescimento onde se permite que parte dos gastos do governo esteja associada a taxas de crescimento maiores. Barro (1990) divide o gasto público em duas classes: gastos produtivos e gastos improdutos. O gasto produtivo afetaria positivamente o produto, ao contrário do gasto improdutivo.

As principais conclusões do trabalho foram de que a eficiência do gasto público afeta positivamente o PIB real *per capita*, e de que o gasto improdutivo afeta negativamente o PIB real *per capita* e o gasto produtivo afeta positivamente o PIB real *per capita*.

O presente trabalho está dividido como segue: além dessa introdução, na seção 1 são relacionadas evidências da eficiência dos gastos públicos sobre desempenho econômico; na seção 2 apresenta a base de dados e estratégias empíricas; na seção 3 são feitas as estimações e apresentados os resultados; e, por último, é apresentada a conclusão do trabalho.

### 1. Evidências da eficiência dos gastos públicos no desempenho econômico

Barro (1990) propôs um modelo de crescimento endógeno onde se permite que parte dos gastos do governo esteja associada a taxas de crescimento maiores. O autor dividiu o gasto público em duas grandes categorias: gastos produtivos e gastos improdutos. Barro (1991) apresentou evidências de que a taxa de crescimento do PIB *per capita* estaria inversamente relacionada com os gastos correntes (improdutos). O impacto positivo do gasto público sobre o produto pode ser visto em Aschauer (1989) e Cashin (1994). Já Easterly e Rebelo (1993) demonstraram que gastos produtivos em infraestrutura dos países em desenvolvimento (transporte e comunicação) têm efeitos positivos sobre as taxas de crescimento.

Nketiah-Amponsah (2009) constatou também que gastos em infraestrutura e saúde tem relação positiva com o desempenho do produto.

Gupta *et al.* (2014), ajustando os gastos públicos para que seja possível estimar uma medida de capital público produtivo, encontrou relação positiva entre gasto público e a taxa de crescimento do produto. Ghose e Das (2013) apresentaram evidências positivas entre gasto público, investimento público e crescimento. Bom e Lighthart (2013), em uma amostra de 68 estudos sobre elasticidade do capital público-crescimento, verificaram uma relação positiva e significativa no longo prazo. Outra extensa revisão da literatura foi elaborada por Romp e Hann (2007), constatando os resultados positivos da relação gasto em capital (gasto produtivo) e desempenho do produto.

Porém, também existem evidências negativas sobre a relação gasto público e desempenho econômico. Devarajan *et al.* (1996) afirmam que o excesso dos gastos em funções tidas como improdutivas tem reflexos negativos sobre a economia. Yongjin (2014) aponta que o impacto do excesso de gastos produtivos sobre o crescimento do produto é positivo para os países em desenvolvimento e negativo para os desenvolvidos. Berg e Henrekson (2011) revisaram uma série de estudos para países da OCDE e verificaram que a relação negativa entre o tamanho dos gastos públicos e crescimento econômico para os países desenvolvidos seria quase unanimidade nos estudos realizados pós-2000. Colombier (2015) teceu críticas ao estudo de Berg e Henrekson (2011) determinando que tal consenso não seria tão óbvio quanto disseram os autores. Churchill *et al.* (2017) fizeram uma revisão de 87 estudos e concluíram que o efeito médio do nível dos gastos públicos sobre o produto *per capita* têm efeitos negativos moderados para países desenvolvidos, havendo um quadro mais heterogêneo para os países menos desenvolvidos ou quando os estudos incluem os dois grupos de países.

Ainda que a literatura não tenha chegado a um consenso sobre os efeitos dos gastos públicos sobre o desempenho econômico, acredita-se que boa parte desse dissenso se deve à diversidade de indicadores construídos como *proxy* de gasto produtivo, ou até mesmo pela falta de uma análise desagregada do gasto público, fato apontado também por Ghose e Das (2013). Ghose e Das (2013) destacaram que a maioria dos estudos também desconsidera características essenciais das administrações públicas dos diversos países (incluindo-se a eficiência dos gastos). Nesta linha, Oto-Peralías e Romero-Ávila (2013) apontam que há grande heterogeneidade nos estudos sobre a relação gasto/PIB e desempenho do produto, e que os resultados dependem também do grau de eficiência de cada administração pública, ainda que o trabalho dos autores não se aprofunde sobre tal aspecto da qualidade institucional dos governos.

Em linha com o argumento de Oto-Peralías e Romero-Ávila (2013) e subjacente ao tema dos efeitos positivos ou não do gasto público está a ideia de eficiência do gasto público e seus efeitos sobre o produto. Neste ponto, temos escassa literatura relacionando gasto público, eficiência do gasto público e crescimento econômico. Bry e Ventelou (2006) utilizaram-se da análise DEA como mecanismo para ajustar os gastos a uma medida de gasto produtivo para depois estimarem parametricamente as relações entre gasto público e o desempenho econômico para países da OCDE. Neste estudo, os autores encontraram uma relação positiva entre o gasto público eficiente e o produto. Chan *et al.* (2017), por meio do uso do método generalizado de momentos (GMM) e do DEA, verificaram também a relação positiva entre eficiência do gasto público e crescimento econômico. Angeopoulos *et al.* (2008) utilizaram indicadores de eficiência do gasto público para verificar a relação destes com o desempenho do produto. Constataram que a eficiência afeta positivamente o produto, e que a relação negativa ou positiva entre gasto público e produto depende da interação entre a eficiência do gasto e o nível do gasto, ou seja, importa levar em consideração o grau de eficiência de cada país.

## **2. Base de dados e estratégia empírica**

O corte temporal da pesquisa restringiu-se ao período de 2003 a 2014, utilizando-se dados anuais. Considerando a escassez de indicadores estaduais, o trabalho poderia ter tomado dois caminhos: um corte temporal maior com uma menor quantidade de indicadores; ou um corte temporal menor com um maior número de indicadores. Nesse trabalho procurou-se maximizar o número de espaços ou áreas de atuação

do estado (decidiu-se pelo uso da maior quantidade possível de indicadores econômico-sociais, dado que se busca avaliar a eficiência do gasto público nas mais diversas áreas de atuação do estado).

As variáveis que foram utilizadas na análise econométrica foram: PIB real *per capita*; gasto corrente/PIB (gasto improdutivo); gasto em capital/PIB (gasto produtivo); consumo de energia elétrica não residencial; volatilidade do produto; a razão dívida pública/PIB; e a eficiência do gasto público. A descrição das variáveis usadas no trabalho, as fontes dos dados e os cálculos usados para os indicadores da base de dados encontram-se no Apêndice A.1.

O consumo de energia não residencial *per capita* foi utilizada como *proxy* de capital *per capita*. Dado que não se tem uma variável que represente o capital *per capita* por unidade da federação, optou-se por utilizar metodologia semelhante a de outros trabalhos que tem por objeto as unidades da federação e se debruçaram em estudos relacionados às teorias de crescimento econômico, como em Figueiredo *et al.* (2003), Ferrario *et al.* (2009), Cangussu *et al.* (2010), e Montenegro *et al.* (2014). Utilizaram-se duas outras variáveis de controle no modelo que são bastante utilizadas na literatura internacional: volatilidade e dívida pública. Interessantes estudos sobre a relação entre dívida pública e produto podem ser encontrados em Ferreira (2009), Cochrane (2011), Mitze e Matz (2015), e Woo e Kumar (2015). Para a relação entre volatilidade e produto citam-se os estudos de Ramey e Ramey (1995), Hnatkovska e Loayza (2004), Burnside e Tabova (2009), Badinger (2010), e Lin e Kim (2014).

A construção de indicadores de eficiência para diversas áreas de atuação do Estado foi efetuada por meio do método de análise envoltória de dados – DEA (*Data Envelopment Analysis*). Tal técnica foi disseminada por Charnes *et al.* (1978), modelo CCR (DEA-CCR), e complementada por Banker *et al.* (1984), modelo BCC (DEA-BCC).

Em relação ao processo de estimação dos indicadores de eficiência, foi possível conseguir indicadores para todos os estados nas áreas de saúde, educação, segurança pública, judiciário, saneamento básico e mercado de trabalho. Foram obtidos 17 indicadores que poderiam servir como *outputs* do modelo DEA-BCC com orientação a produto. São eles: expectativa de vida; taxa de mortalidade infantil; acesso à rede de esgoto; acesso à água potável; taxa de desemprego; taxa de alfabetização; defasagem no ensino médio; distorção idade série; frequência ao ensino médio; retenção no ensino médio; proporção de pobres; índice de Gini; índice de Theil; taxa de homicídios; sentenças por magistrado de primeiro grau; sentença por magistrado de segundo grau; e informalidade no mercado de trabalho. O *input* para cálculo do DEA utilizado foi a razão gasto público/PIB, não considerando gastos com juros e encargos da dívida pública.

As estimativas de eficiência orientadas a produto são obtidas conforme Meza *et al.* (2005):

$$\begin{aligned} & \text{Max } h_o \\ & \text{Sujeito a} \\ & x_{io} - \sum_{k=1}^n x_{ik} \lambda_k \geq 0, \forall i \\ & -h_o y_o + \sum_{k=1}^n y_{jk} \lambda_k \geq 0, \forall j \\ & \sum_{k=1}^n \lambda_k = 1 \\ & \lambda_k \geq 0, \forall k \end{aligned}$$

Sendo  $x_{ik}$  e  $y_{jk}$  os *inputs* ( $i$ ) e *outputs* ( $j$ ) da DMU  $k$  do modelo, e  $h_o$  simboliza o indicador de eficiência da DMU  $o$  em análise dado pelo modelo DEA-orientado a *output*. Dado que  $h_o \geq 1$ , o valor

obtido por  $h_o - 1$  demonstra quanto de *output* a DMU poderia alcançar a mais utilizando a atual quantidade de *input*. O valor  $1/h_o$  é o escore de eficiência técnica cujos valores se situam entre 0 e 1. Este será o indicador utilizado nas regressões da seção 5. A condição de que soma dos  $\lambda_k$  seja igual a 1 e a de que os  $\lambda_k$  sejam maiores do que 0 (zero) nos proporciona a condição de convexidade e possibilidade de que a combinação de duas DMUs eficientes se situe dentro do conjunto tecnológico.

Um *trade-off* clássico em análise envoltória encontra-se presente na relação entre o poder de discriminação e o número de variáveis do modelo (*inputs-outputs*). Ou seja, dado um número de DMUs, quanto mais *inputs* e *outputs*, menos discriminação ou capacidade de ordenação. Segundo Bogetoft e Otto (2010), uma regra apropriada para uma boa qualidade discriminatória do modelo seria garantir que  $K > 3 \cdot (m+n)$  e  $K > (m \cdot n)$ . Ou seja, o número de DMUs (K) deve ser superior a três vezes a soma do número de *inputs* (m) com *outputs* (n), e maior do que o produto destes. Depreende-se desta fórmula que um excesso de variáveis (*inputs* e *outputs*) em relação ao número de DMUs pode ocasionar baixa qualidade discriminatória da análise, podendo prejudicar o objetivo do estudo proposto.

Como o presente trabalho apresenta 18 variáveis (1 *input* e 17 *outputs*) e 26 DMUs (estados)<sup>1</sup>, poder-se-ia incorrer num problema de baixa qualidade ordenatória por não garantir a regra mencionada por Bogetoft e Otto (2010). Para contornar o risco de baixa discriminação em nosso estudo, serão utilizadas duas técnicas de redução da dimensionalidade da base: *Principal Component Analysis* (PCA) e *Public Sector Performance* (PSP), esta última em linha com a proposta de Afonso e Tanzi (2005).

A opção pela PCA se deve ao fato de ser uma técnica amplamente aceita em métodos de análise multivariada e que elimina o viés de seleção (ou exclusão) de variáveis a serem utilizadas num modelo envoltório. Utilizar-se-á da metodologia proposta por Adler e Yazhensky (2010) para estimação do DEA via seleção por PCA. Segundo Adler e Gollany (2002), o PCA produz combinações lineares não correlacionadas dos *inputs* ou *outputs* originais permitindo aumentar o poder de discriminação com mínima perda de informações da base de dados. Com isso, evita-se descartar indicadores da base por questões meramente subjetivas, assentando o DEA numa base mais sólida e objetiva.

Conforme Ribas e Vieira (2011), o principal objetivo da PCA é reduzir a complexidade das inter-relações entre um número demasiado de variáveis observadas, afirmam também que o objetivo da PCA será atingido se poucos componentes principais explicarem grande parcela da variabilidade dos dados.

A PCA condensa os dados construindo um conjunto de vetores (componentes principais) não correlacionados entre si e que são responsáveis por explicar uma determinada parcela da variância da base. O primeiro componente principal é o que explica a maior parcela da variância da base, em seguida tem-se o segundo que explica a segunda maior parcela, e assim sucessivamente até completar 100% da variância. Para a nossa base de dados de *outputs* o PCA gera 17 componentes principais não correlacionados e que explicam a totalidade da variância do conjunto de dados.

Porém o uso de todos os componentes não faria sentido, pois o objetivo da PCA é exatamente reduzir a dimensão da base. Alguns critérios são utilizados para selecionar os componentes a serem utilizados em análises posteriores. Em regra, utiliza-se a quantidade de componentes que respondam por parcela significativa da variância da base. Neste trabalho optou-se por escolher a quantidade que respondesse por mais de 80% da variância da base, conforme sugerido por Adler e Yazhensky (2010).

A outra sugestão de redução da dimensionalidade é a construção de indicadores de *Public Sector Performance* (PSP) alinhada com a proposta de Afonso e Tanzi (2005). Esta proposta tem sido bastante utilizada pela literatura de avaliação da eficiência do gasto público. Sutherland *et al.* (2007), Angeopoulos *et al.* (2008), Hauner e Kyobe (2010), Ribeiro (2008), St. Ayubin (2009), Adam *et al.* (2013), e Afonso e Kazemi (2017) aplicam os indicadores PSP em seus trabalhos, ou adaptações, como instrumento de mensuração de performance de diversos entes públicos ao redor do mundo.

---

<sup>1</sup> Optou-se por excluir o Distrito Federal da análise. O Distrito Federal tem por característica singular a presença em seu espaço territorial da sede do governo federal. A renda *per capita* do DF é bastante elevada em relação aos outros estados não por conta de fatores comuns a outros estados, mas pela presença de grande contingente de funcionários públicos em seu território e dos gastos com a manutenção do aparato público envolvido com a sede do governo.

Grosso modo, o que Afonso e Tanzi (2005) propõem como mecanismo de ordenação de desempenho de entes públicos é um indicador sintético baseado numa padronização de um conjunto de indicadores sociais e econômicos relevantes. Em síntese, o indicador PSP dos autores pode ser descrito pela seguinte fórmula:

$$(I) \text{PSP}_{i,t} = \sum_{j=1}^n \mu_{j,t} \text{PSP}_{ij,t}$$

$$\mu_j \geq 0$$

Sendo que  $\text{PSP}_{i,t}$  é o indicador sintético de *performance* da unidade federativa “*i*” no ano “*t*”,  $\text{PSP}_{ij,t}$  é um subindicador de desempenho “*j*” da unidade federativa “*i*” referente à alguma área social relevante no ano “*t*”, e  $\mu_{j,t}$  é o peso atribuído ao sub indicador “*j*” no ano “*t*”. O que Afonso e Tanzi (2005) propõem é que a *performance* de um estado seja medida pela média ponderada de subindicadores econômico-sociais relevantes. Os diversos estudos que utilizam a metodologia têm assumido igual peso para os subindicadores, hipótese também adotada nesta obra. Esta opção se deve pela dificuldade de se atribuir uma escala de valores para cada área de atuação do governo ou para cada subindicador.

Após o cálculo dos indicadores de PSP para cada ente federativo, o passo seguinte foi utilizá-los como *outputs* de um modelo DEA, gerando-se um conjunto de indicadores de eficiência distinto do gerado no modelo DEA-PCA (DEA estimado usando-se PCA). Denominou-se este novo conjunto de indicadores de DEA-PSP.

A elaboração dos indicadores de eficiência é apresentada no Apêndice A.2.

As análises preliminares das relações entre as variáveis e seus sinais são feitas via FE-OLS, procedimento recorrente da literatura, mesmo sabendo que estimações de painéis dinâmicos com efeitos fixos podem produzir estimativas viesadas (Nickell, 1981). Para correção dos vieses do FE-OLS fez-se uso da metodologia desenvolvida por Arellano e Bond (1991), Arellano e Boover (1995) e Blundell e Bond (1998) que deram origem aos estimadores de painel dinâmico das famílias D-GMM e S-GMM.

Os métodos D-GMM e S-GMM propostos pelos autores buscam corrigir *endogeneidades* das variáveis independentes e da variável dependente defasada via uso de instrumentos não correlacionados com o termo de erro, permitindo-se o controle dos efeitos específicos das unidades da federação e corrigindo os possíveis vieses dos métodos OLS. O painel dinâmico S-GMM permite também uma visão de mais longo prazo das relações em estudo. Conforme Roodman (2007), estimadores da família D-GMM e S-GMM foram desenhados para dados em painel e produzem estimativas consistentes em situações onde ocorre: presença de variável dependente defasada como variável explicativa do modelo; presença de variáveis independentes não estritamente exógenas ou risco de endogeneidades em variáveis explicativas; presença de efeitos fixos; ocorrência dos fenômenos de heterocedasticidade e autocorrelação.

A primeira proposta de Arellano e Bond (1991) tem por objeto o método D-GMM. Este método elimina os efeitos invariantes no tempo e os efeitos individuais específicos por meio da transformação em primeira diferença. Além disso, segundo Hauner e Kyobe (2010), o método elimina endogeneidades derivadas da relação entre os efeitos específicos individuais e as variáveis independentes.

Ainda que a proposta D-GMM corrija uma série de problemas das estimativas FE-OLS, Arellano e Boover (1995) e Blundell e Bond (1998) constataram que o D-GMM pode também produzir estimativas viesadas e não consistentes quando os instrumentos são fracos, principalmente em painéis com horizonte temporal pequeno. Para corrigir tal problema desenvolveram o S-GMM que combina as equações em diferença com equações em nível, gerando estimativas consistentes.

O modelo é loglinear, ou seja, de elasticidade constante. Foi utilizado um conjunto de quatro equações para cada método econométrico usado no trabalho (FE-OLS, D-GMM e S-GMM). A proposta final de estimação pertence à família de modelos com interação entre as variáveis. A interação relevante para o objetivo deste trabalho foi realizada entre os gastos públicos e a eficiência, conforme especificações a seguir. Tal opção foi adotada para que fosse possível averiguar de forma direta, ou

indireta, os efeitos da eficiência do gasto público sobre o produto. Os modelos de interação propostos seguem especificações semelhantes às de Angeopoulos *et al.* (2008) e de Dutt e Mitra (2002), contendo adaptações necessárias ao presente trabalho devido aos painéis dinâmicos D-GMM e S-GMM. O modelo geral interativo segue a seguinte estrutura:

$$(II) y_{i,t} = \alpha_{1,n}y_{i,t-1} + \alpha_{2,n}gasto_{i,t} + \alpha_{3,n}gastos_{i,t} * eff_{i,t} + \alpha_{4,n}X_{i,t} + \theta_{t,n} + \mu_{i,n} + \epsilon_{i,t,n}$$

Onde a variável  $y_{i,t}$  representa nossa variável independente PIB real *per capita*,  $gasto_{i,t}$  representa os gastos improdutivos e os gastos produtivos (gasto em despesa corrente/PIB e gasto em despesas de capital/PIB, respectivamente), e  $eff_{i,t}$  representa um indicador que busque captar a eficiência do gasto do governo. Além disso, o termo  $gasto_{i,t} * eff_{i,t}$  representa o termo de interação entre as duas principais variáveis de estudo. O termo  $X_{i,t}$  representa o conjunto de outras variáveis que podem de alguma forma influenciar o PIB real *per capita* e servem como variáveis de controle. O termo  $\theta_{t,n}$  representa o efeito fixo de tempo no tempo  $t$  da equação  $n$ ,  $\mu_{i,n}$  representa o efeito específico da unidade da federação  $i$  da equação  $n$ ,  $\epsilon_{i,t,n}$  representa o termo de erro variante no tempo da unidade  $i$ , no tempo  $t$  da equação  $n$ ,  $n$  representa a equação a qual pertence o parâmetro,  $i$  representa a unidade da federação, e  $t$  representa o período do tempo. Da equação (II) é possível perceber que o efeito do gasto público sobre o produto é dado por:

$$(III) \frac{\partial y_{i,t}}{\partial gasto} = \alpha_{2,n} + \alpha_{3,n} * eff_{i,t}$$

Portanto, a equação (III) mostra que o efeito do nível do gasto público depende crucialmente do nível de eficiência de um determinado ente federativo, e não somente do montante de gasto público efetuado. Se o coeficiente  $\alpha_{3,n}$  for significativamente diferente de zero, estudos que analisam o efeito do gasto apenas verificando o sinal e a magnitude de  $\alpha_{2,n}$  poderiam estar incorrendo em conclusões não muito acuradas. Atentando-se para este possível deslize da literatura que analisa o gasto público sem utilizar a variável eficiência, será utilizado um conjunto de equações que intentam verificar se de fato o parâmetro  $\alpha_{3,n}$  (parâmetro dos termos de interação) é significativo.

O modelo geral especificado na equação (II), foi desmembrado em 8 equações. O primeiro conjunto de equações busca investigar as relações entre PIB real per capita, gasto produtivo (despesas de capital/PIB tomadas como *proxy*), e gasto improdutivo (despesas correntes/PIB tomadas como *proxy*) seguindo proposta de Barro (1990), e eficiência do gasto público medida pela metodologia DEA-PCA (*eff\_acp*). São elas:

$$(1) y_{i,t} = \alpha_{1,1}y_{i,t-1} + \alpha_{2,1}gasto_{corrente_{i,t}} + \alpha_{3,1}gasto_{capital_{i,t}} + \alpha_{4,1}energia_{elétrica_{i,t}} + \alpha_{5,1}dívida_{pública_{pib_{i,t}}} + \alpha_{6,1}vol_{pib_{i,t,1}} + \theta_{t,1} + \mu_{i,1} + \beta_{i,t,1}$$

$$(2) y_{i,t} = \alpha_{1,2}y_{i,t-1} + \alpha_{2,2}eff_{acp_{i,t}} + \alpha_{3,2}energia_{elétrica_{i,t}} + \alpha_{4,2}dívida_{pública_{pib_{i,t}}} + \alpha_{5,2}vol_{pib_{i,t}} + \theta_{t,2} + \mu_{i,2} + \gamma_{i,t,2}$$

$$(3) y_{i,t} = \alpha_{1,3}y_{i,t-1} + \alpha_{2,3}gasto_{corrente_{i,t}} + \alpha_{3,3}gasto_{capital_{i,t}} + \alpha_{4,3}eff_{acp_{i,t}} + \alpha_{5,3}energia_{elétrica_{i,t}} + \alpha_{6,3}dívida_{pública_{pib_{i,t}}} + \alpha_{7,3}vol_{pib_{i,t}} + \theta_{t,3} + \mu_{i,3} + \delta_{i,t,3}$$

$$(4) y_{i,t} = \alpha_{1,4}y_{i,t-1} + \alpha_{2,4}gasto_{corrente_{i,t}} + \alpha_{3,4}gasto_{capital_{i,t}} + \alpha_{4,4}gasto_{corrente_{i,t}} * eff_{acp_{i,t}} + \alpha_{5,4}gasto_{capital_{i,t}} * eff_{acp_{i,t}} + \alpha_{6,4}energia_{elétrica_{i,t}} + \alpha_{7,4}dívida_{pública_{pib_{i,t}}} + \alpha_{8,4}vol_{pib_{i,t}} + \theta_{t,4} + \mu_{i,4} + \vartheta_{i,t,4}$$

Onde,  $y_{i,t}$  representa a variável dependente PIB real *per capita*,  $y_{i,t-1}$  a variável dependente em uma defasagem,  $gasto_{corrente}$  representa a razão gasto público corrente (*proxy* de gasto improdutivo) sobre o PIB,  $gasto_{capital}$  representa a razão gasto em capital (*proxy* de gasto produtivo) sobre o PIB,  $eff_{acp}$  representa a eficiência do gasto público medida pelo modelo DEA-PCA,  $gasto_{corrente_{i,t}} * eff_{acp_{i,t}}$  representa o termo de interação entre gasto corrente e eficiência\_acp,  $gasto_{capital_{i,t}} * eff_{acp_{i,t}}$  representa o termo de interação entre gasto em capital e eficiência\_acp,  $energia_{elétrica}$  representa o consumo de energia elétrica não residencial,  $dívida_{pública_{pib}}$  representa a razão dívida pública sobre o PIB,  $vol_{pib}$  representa a volatilidade do PIB nos últimos 5 anos, e  $\beta_{i,t,1}$ ,  $\gamma_{i,t,2}$ ,  $\delta_{i,t,3}$ ,  $\vartheta_{i,t,4}$  representam os termos de erro variante no tempo da unidade  $i$ , no tempo  $t$  da equação  $n = 1, 2, 3$  ou  $4$ . Todas as variáveis do modelo sofreram transformação pelo logaritmo *neperiano*.

O segundo conjunto de equações é semelhante ao primeiro, porém altera a variável de eficiência para DEA-PSP ( $eff_{psp}$ ). O uso desse novo conjunto de indicadores de eficiência tem por objetivo avaliar se os resultados das estimações da primeira etapa (usando DEA-PCA) se confirmam com um indicador de eficiência com metodologia diversa e amplamente utilizada na literatura internacional. As equações para análise das relações entre PIB real *per capita*, gasto público e eficiência usando o DEA-PSP foram:

$$(5) y_{i,t} = \alpha_{1,5}y_{i,t-1} + \alpha_{2,5}gasto_{corrente_{i,t}} + \alpha_{3,5}gasto_{capital_{i,t}} + \alpha_{4,5}energia_{elétrica_{i,t}} + \alpha_{5,5}dívida_{pública_{pib_{i,t}}} + \alpha_{6,5}vol_{pib_{i,t}} + \theta_{t,5} + \mu_{i,5} + \rho_{i,t,5}$$

$$(6) y_{i,t} = \alpha_{1,6}y_{i,t-1} + \alpha_{2,6}eff_{psp_{i,t}} + \alpha_{3,6}energia_{elétrica_{i,t}} + \alpha_{4,6}dívida_{pública_{pib_{i,t}}} + \alpha_{5,6}vol_{pib_{i,t}} + \theta_{t,6} + \mu_{i,6} + \sigma_{i,t,6}$$

$$(7) y_{i,t} = \alpha_{1,7}y_{i,t-1} + \alpha_{2,7}gasto_{corrente_{i,t}} + \alpha_{3,7}gasto_{capital_{i,t}} + \alpha_{4,7}eff_{psp_{i,t}} + \alpha_{5,7}energia_{elétrica_{i,t}} + \alpha_{6,7}dívida_{pública_{pib_{i,t}}} + \alpha_{7,7}vol_{pib_{i,t}} + \theta_{t,7} + \mu_{i,7} + \tau_{i,t,7}$$

$$(8) y_{i,t} = \alpha_{1,8}y_{i,t-1} + \alpha_{2,8}gasto_{corrente_{i,t}} + \alpha_{3,8}gasto_{capital_{i,t}} + \alpha_{4,8}gasto_{corrente_{i,t}} * eff_{psp_{i,t}} + \alpha_{5,8}gasto_{capital_{i,t}} * eff_{psp_{i,t}} + \alpha_{6,8}energia_{elétrica_{i,t}} + \alpha_{7,8}dívida_{pública_{pib_{i,t}}} + \alpha_{8,8}vol_{pib_{i,t}} + \theta_{t,8} + \mu_{i,8} + \varphi_{i,t,8}$$

Onde,  $y_{i,t}$  representa a variável dependente PIB real *per capita*,  $y_{i,t-1}$  a variável dependente em uma defasagem,  $gasto_{corrente}$  representa a razão gasto público corrente sobre o PIB,  $gasto_{capital}$  representa a razão gasto em capital sobre o PIB,  $eff_{psp}$  representa a eficiência do gasto público medida pelo modelo DEA-PSP,  $gasto_{corrente_{i,t}} * eff_{psp_{i,t}}$  representa o termo de interação entre gasto corrente e eficiência\_psp,  $gasto_{capital_{i,t}} * eff_{psp_{i,t}}$  representa o termo de interação entre gasto em capital e eficiência\_psp,  $energia_{elétrica}$  representa o consumo de energia elétrica não residencial,  $dívida_{pública_{pib}}$  representa a razão dívida pública sobre o PIB,  $vol_{pib}$  representa a volatilidade do PIB nos últimos 5 anos, e  $\rho_{i,t,5}$ ,  $\sigma_{i,t,6}$ ,  $\tau_{i,t,7}$ ,  $\varphi_{i,t,8}$  representam os termos de erro variante no tempo da unidade  $i$ , no tempo  $t$  da equação  $n = 5, 6, 7$  ou  $8$ . Todas as variáveis do modelo sofreram transformação pelo logaritmo *neperiano*.



Esse conjunto de 8 equações foram usadas em 3 métodos de estimação distintos (FE-OLS, D-GMM e S-GMM) gerando 24 modelos estimados. Os resultados encontram-se na seção 3 a seguir deste trabalho.

### 3. Estimações e resultados

As análises sobre eficiência do gasto público via DEA acabam terminando em um processo de ordenação das melhores DMUs (estados) ou em suposições de quanto seria possível melhorar os resultados de determinada DMU considerando a fronteira de eficiência estimada para a amostra. Entende-se que este tipo de análise sem dúvida é relevante para destacar quais as unidades da amostra precisam ajustar suas práticas de gestão. Entretanto, entende-se que a questão da mensuração da eficiência dos gastos pode ser atrelada a um estudo da influência da eficiência sobre algum indicador econômico relevante. Isto serve para reforçar ainda mais a necessidade de monitoramento da *performance* dos governos. Portanto, verificar-se-á se a eficiência influi significativamente na dinâmica do PIB real *per capita* das unidades da federação.

Os trabalhos relacionando os gastos do setor público ao desempenho do produto estão estreitamente relacionados com a proposta de Barro (1990) sobre crescimento endógeno. Como proposto por Barro, os gastos públicos podem influir no produto via ganhos indiretos de produtividade do setor privado dados pelos dispêndios públicos em áreas produtivas. Estudos subsequentes ao trabalho de Barro (1990), comentados na seção 2, analisaram o gasto público de forma desagregada buscando verificar qual tipo de gasto influi no produto e de que forma. A literatura dividiu o gasto público em: gasto produtivo e gasto improdutivo. Somente o primeiro teria efeitos positivos sobre o produto. Não há um consenso metodológico sobre como proceder a essa divisão do gasto. Sendo assim, adotou-se uma forma clássica de desagregar o gasto total em duas categorias: gasto corrente e gasto em capital. Considerou-se que o gasto corrente pode ser tomado como uma *proxy* para o gasto improdutivo e o gasto em capital como uma *proxy* para o gasto produtivo. Nossa contribuição ao trabalho de Barro (1990) é a de verificar que não somente o gasto produtivo influi positivamente (e o improdutivo negativamente) na dinâmica do produto, mas também demonstrar que a eficiência do gasto público tem papel crucial na determinação do produto e na magnitude do coeficiente que mede o efeito do gasto produtivo (ou improdutivo).

Espera-se que as regressões demonstrem a relação positiva entre eficiência e PIB real *per capita*, o valor positivo também é esperado para o parâmetro de termo de interação entre gasto público e eficiência, resultado semelhante ao encontrado em Angeopoulos *et al.* (2008). Espera-se também que o gasto em capital (*proxy* do gasto produtivo) impacte positivamente o produto, ao contrário do parâmetro do gasto corrente (*proxy* para o gasto improdutivo) que deve apresentar sinal negativo, em linha com os resultados de boa parte da literatura ligada à teoria de crescimento endógeno de Barro (1990).

Em busca de analisar a influência da eficiência sobre o PIB real *per capita* serão utilizados o método do estimador de efeitos fixos por mínimos quadrados ordinários (FE-OLS), e o método generalizado de momentos, dinâmico (D-GMM), desenvolvido por Arellano e Bond (1991), e sistêmico (S-GMM), proposto por Arellano e Boover (1995) e Blundell e Bond (1998).

A tabela 3 apresenta os resultados das regressões realizadas quando foram utilizados os indicadores de eficiência oriundos da metodologia DEA-PCA. No modelo FE-OLS percebe-se que há uma relação positiva e significativa entre a eficiência do gasto público medida pelo modelo DEA-PCA e o PIB real *per capita*. As estimativas estão em linha com os resultados encontrados nos trabalhos de Bry e Ventelou (2006), Angeopoulos *et al.* (2008), e Chan (2017). Os parâmetros para o gasto corrente e o gasto em capital obtiveram sinais em concordância com o esperado, mas apenas em uma das equações o coeficiente do gasto em capital demonstrou significância estatística, vide coluna D – Tabela 3. O termo de interação do gasto corrente com a eficiência\_a (coluna D – tabela 3) apresentou sinal negativo, ao contrário do que se esperava para este parâmetro, embora não tenha apresentado significância estatística. O termo de interação do gasto em capital com a eficiência\_a (coluna D – tabela 3) foi positivo e significativo a 10%; e a magnitude do impacto do gasto em capital (gasto produtivo) foi superior aos coeficientes das equações descritas nas colunas A e C – tabela 3.

Em todas as equações a variável de consumo de energia não residencial *per capita* apresentou os sinais em linha com outros trabalhos que usam tal indicador como variável explicativa do desempenho do produto, como por exemplo, em Figueiredo *et al.* (2003), Ferrario *et al.* (2009), Cangussu *et al.* (2010), e Montenegro *et al.* (2014). Ainda que as literaturas relacionadas aos efeitos da dívida pública/PIB e volatilidade não sejam conclusivas em relação aos impactos destas variáveis sobre o PIB *per capita*, os sinais negativos dos parâmetros destas variáveis estão em concordância com os estudos de Ferreira (2009), Cochrane (2011), Mitze e Matz (2015), e Woo e Kumar (2015), para dívida pública; e Ramey e Ramey (1995), Hnatkovska e Loayza (2004), Burnside e Tabova (2009), Badinger (2010), e Lin e Kim (2014), para volatilidade.

Tabela 3 - Resultado das estimações com indicador de eficiência<sub>acp</sub>

Variável dependente ln_pib <sub>t</sub>	FE-OLS				D-GMM				S-GMM			
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
ln_pib <sub>t-1</sub>	0.799*** (0.027)	0.800*** (0.025)	0.800*** (0.027)	0.800*** (0.026)	0.559*** (0.036)	0.583*** (0.036)	0.554*** (0.041)	0.406*** (0.034)	0.460*** (0.043)	0.458*** (0.025)	0.461*** (0.023)	0.469*** (0.055)
ln_gasto <sub>corrente</sub>	-0.026 (0.023)	-	-0.027 (0.023)	-0.031 (0.022)	-0.072*** (0.022)	-	-0.078*** (0.019)	-0.066*** (0.020)	-0.065*** (0.016)	-	-0.070** (0.013)	-0.056*** (0.020)
ln_gasto <sub>capital</sub>	0.004 (0.005)	-	0.005 (0.005)	0.007* (0.004)	0.005** (0.003)	-	0.005* (0.003)	0.0135*** (0.004)	0.012*** (0.003)	-	0.007*** (0.003)	0.013** (0.007)
ln_eficiência <sub>acp</sub>	-	0.034* (0.020)	0.036* (0.020)	-	-	0.047** (0.019)	0.054*** (0.021)	-	-	0.081*** (0.018)	0.107*** (0.026)	-
ln_gasto <sub>corrente</sub> *ln_eficiência <sub>acp</sub>	-	-	-	-0.004 (0.010)	-	-	-	-0.017 (0.015)	-	-	-	0.024 (0.015)
ln_gasto <sub>capital</sub> *ln_eficiência <sub>acp</sub>	-	-	-	0.047* (0.026)	-	-	-	0.109** (0.046)	-	-	-	0.073* (0.042)
ln_energia <sub>elétrica</sub>	0.076*** (0.024)	0.073*** (0.024)	0.073*** (0.024)	0.073*** (0.022)	0.260*** (0.029)	0.230*** (0.025)	0.261*** (0.030)	0.453*** (0.040)	0.291*** (0.029551)	0.322*** (0.021)	0.329*** (0.020)	0.291*** (0.022)
ln_dívida pública <sub>piB</sub>	-0.019*** (0.008)	-0.021*** (0.008)	-0.020** (0.007)	-0.020*** (0.008)	-0.014*** (0.003)	-0.0116** (0.006)	-0.013*** (0.003)	-0.022*** (0.006)	-0.022** (0.009)	-0.017*** (0.003)	-0.016*** (0.004)	-0.043*** (0.017)
ln_vol	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.034*** (0.004)	-0.049*** (0.005)	-0.040*** (0.006)	-0.019*** (0.007)	-0.045*** (0.007)	-0.046*** (0.002)	-0.026*** (0.002)	-0.020*** (0.004)
Observações	286	286	286	286	208	208	208	234	182	182	182	208
R <sup>2</sup> ajust.	0.994	0.995	0.995	0.995	-	-	-	-	-	-	-	-
Cross sections	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26
Instrumento Rank	-	-	-	-	25	23	25	25	22	23	25	25
Estatística J	-	-	-	-	24.400	23.166	24.808	24.205	22.347	24.583	24.797	24.514
p-valor	-	-	-	-	0.181	0.184	0.130	0.114	0.132	0.137	0.131	0.106
Ar(1)	-	-	-	-	-3.646	-3.473	-3.330	-3.285	-0.408	-0.433	-0.482	-0.428
p-valor	-	-	-	-	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
Ar(2)	-	-	-	-	-0.611	-0.156	-0.118	-0.117	-0.058	-0.005	-0.005	0.016
p-valor	-	-	-	-	0.540	0.876	0.906	0.907	0.564	0.956	0.964	0.857

Nota: Níveis de significância marginal: (\*\*\*) para 0.01, (\*\*) para 0.05, e (\*) para 0.1. Matriz de covariância de heterocedasticidade de White foi aplicada nas regressões. Erros padrão entre parêntesis. EF – OLS efeito fixo (cross-section). D-GMM – usa dois passos do Arellano e Bond (1991) sem efeito de período de tempo. SGMM – usa dois passos do Arellano e Bover (1995) sem efeitos de período de tempo. A constante foi omitida para melhor apresentação e compreensão dos dados. Estimador SGMM – testado para AR (1) e AR (2) em relação à presença de correlação serial dos resíduos em primeira e segunda ordem na primeira diferença. Elaboração própria.

Embora os sinais das variáveis estejam teoricamente corretos (excluindo-se o do termo de interação para gasto corrente), tais estimativas podem estar viesadas pela presença da variável dependente defasada nas estimações FE-OLS (vide Nickell, 1981), e pela presença de endogeneidades em outras variáveis explicativas. Buscando contornar os possíveis problemas com os estimadores de efeitos fixos, novas estimações foram feitas utilizando-se os métodos generalizados de momentos para painéis dinâmicos: D-GMM e S-GMM.

No caso dos modelos D-GMM, verificou-se que os sinais permaneceram os mesmos que os verificados nas estimações de efeitos fixos para as regressões e estão em concordância com o esperado. Como no caso das estimações por FE-OLS, a interação entre o gasto corrente e a eficiência<sub>acp</sub> apresentou coeficiente negativo no modelo D-GMM (equação coluna H – tabela 3), mas ainda não significativa. Entretanto, em relação aos coeficientes que medem o impacto do gasto corrente (improdutivo) sobre o PIB real per capita os efeitos modificaram-se sensivelmente, tornando-se bastante significativos. Isto pode ser visto na coluna H – tabela 3 que revela que o impacto negativo do gasto corrente sobre o PIB real per capita é menor quando levamos em consideração os termos de interação, ou seja, demonstram que o impacto negativo do gasto corrente depende do grau de eficiência do ente federativo (basta comparar a coluna E com a coluna H para constatar a importância do termo de

interação). Esta mesma coluna revela que o impacto do gasto em capital é maior em estados mais eficientes e que o termo de interação da eficiência com o gasto em capital demonstra o sinal esperado pela teoria, além de ser significativo. No modelo S-GMM, a interação entre o gasto corrente e eficiência<sub>acp</sub> (coluna L – tabela 3) apresenta sinal positivo conforme era esperado, mas ainda permanece não significativo. As variáveis de energia *per capita* (*proxy* para capital *per capita*), volatilidade do produto e dívida pública sobre o PIB apresentaram os sinais esperados. Tanto a dívida pública como a volatilidade do produto têm efeitos negativos para a trajetória do produto *per capita*. Ou seja, estados com maior dívida pública e maior volatilidade do produto exibem piores desempenhos em termos de produto *per capita*, ao menos no período estudado neste trabalho.

Em todas as estimações o impacto positivo da eficiência do gasto sobre o produto *per capita* se mostrou significativo a níveis de significância inferiores a 5% (menor que 1% para a maioria das estimativas). O resultado está em linha com a recente literatura referente ao tema, vide Bry e Ventelou (2006), Angeopoulos *et al.* (2008) e Chan (2017). Parece que as estimativas iniciais corroboram a necessidade de melhores práticas administrativas não somente como mecanismo de economia de recursos públicos, mas como mecanismo de elevação do bem-estar social via aumentos do produto *per capita*.

A principal equação para este primeiro conjunto de modelos revela que, de fato, o efeito do gasto público sobre o produto depende do nível de eficiência de determinada unidade federativa (ver equações D, H e L da tabela 3). Ou seja, o efeito do gasto sobre o produto depende não somente do montante total do gasto, mas também do “*mix*” tamanho do gasto–eficiência do gasto. Os coeficientes dos termos de interação são significativos e têm os sinais positivos esperados para o gasto em capital no D-GMM e S-GMM (equações H e L), para o gasto corrente isto ocorre apenas na equação L do S-GMM. Os resultados positivos para o termo de interação estão em linha com o encontrado em Angeopoulos *et al.* (2008). O termo de interação do gasto corrente no modelo D-GMM manteve o sinal negativo, assim como no modelo FE-OLS, porém, como anteriormente, não se apresentou significativo, fato que provavelmente se deve ao menor poder de discriminação do método de estimação da eficiência do gasto (DEA-PCA). O sinal do termo de interação de gasto corrente se modificou na estimação S-GMM, apresentando o resultado esperado. No modelo S-GMM todos os parâmetros apresentaram os sinais esperados. A eficiência impacta positivamente o PIB real *per capita* e, além disso, percebeu-se que um nível de eficiência maior suaviza o impacto negativo do gasto corrente e amplia o efeito positivo do gasto em capital sobre o produto (embora este último não tenha se mostrado significativo). Isto traz mais evidências da importância da interação entre gasto-eficiência nos estudos de impacto do gasto público sobre o produto.

O gasto público em capital mostrou resultado positivo em termos de contribuição ao PIB real *per capita*. O gasto corrente aparece impactando negativamente o PIB real *per capita* e de forma considerável. Tais resultados corroboram a ideia de que os gastos produtivos (capital) impactariam positivamente o produto, e os gastos improdutivos (correntes) negativamente, em conformidade com o modelo de Barro (1990) e outros.

As equações da tabela 3 respeitaram as condições de adequação econométrica em relação a instrumentos e comportamento dos resíduos. Em relação à proliferação de instrumentos, um risco bastante citado na literatura ligada aos métodos GMM, nota-se que todas as regressões D-GMM e S-GMM respeitaram as condições de sobre identificação, reportando estatísticas J com probabilidades superiores a 10%. Também em relação a quantidade de instrumentos, todos os modelos respeitaram a proposta de Roodman (2009) de manter o número de instrumentos em um nível inferior ao número de *cross-sections*. Portanto, em relação à parcimônia e validade dos instrumentos, os modelos D-GMM e S-GMM obtiveram bons resultados. Por fim, sabe-se que uma condição necessária para a consistência dos modelos D-GMM e S-GMM são os testes AR(1) e AR(2) dos resíduos. Para estes testes, os modelos obtiveram os resultados desejados.

Os resultados com o uso da eficiência DEA-PCA evidenciam que o efeito do gasto público sobre o produto depende do grau de eficiência do ente federativo e, portanto, isto deveria ser levado em consideração ao analisarem-se os efeitos das despesas governamentais sobre a renda da economia. Ao se

abandonar esta importante característica institucional, incorre-se no risco de possíveis interpretações ou estimações equivocadas para as diversas unidades da federação.

A seguir utilizar-se-á o mesmo conjunto de equações anteriores para verificar se os resultados encontrados para o DEA-PCA são corroborados por outra metodologia de sintetização da base de *outputs* do governo. Viu-se que a construção do DEA com um indicador sintético nos moldes do proposto por Afonso e Tanzi (2005) tem um maior poder discriminatório e agora será verificado se as regressões confirmam os resultados esperados para os parâmetros da regressão.

Considerando os indicadores de eficiência sintéticos DEA-PSP, percebeu-se significativa melhoria nas estimativas e nos ajustes dos diversos modelos. As regressões FE-OLS utilizando o indicador DEA-PSP corroboraram que a eficiência tem o sinal esperado e que há uma relação positiva entre esta e o PIB real *per capita* (tabela 4). Também em relação aos parâmetros dos termos de interação verificamos que os sinais se mantiveram em conformidade com o esperado. O indicador de eficiência<sub>psp</sub> mostrou-se altamente significativo em todas as estimações FE-OLS.

A tabela 4 revela também que as estimações confirmam que há uma relação positiva entre consumo de energia não residencial *per capita* e PIB real *per capita*. A relação negativa entre dívida pública/PIB e PIB real *per capita* foi mantida. A variável de volatilidade do produto obteve significância estatística em duas das três primeiras regressões FE-OLS, além de revelar o sinal esperado. De fato, os ajustes das regressões FE-OLS usando o DEA-PSP mostraram-se mais precisos que no DEA-PCA. Não obstante as regressões terem demonstrado melhores ajustes aos dados, tais estimativas podem conter vieses devido a estrutura das regressões utilizadas e, por isso, utilizaram-se novamente os métodos D-GMM e S-GMM para busca de estimativas consistentes para os parâmetros.

Nos modelos D-GMM da tabela 4 todas as variáveis de controle se mostraram significativas e com os sinais esperados, em linha com os dados do DEA-PCA da seção anterior. Os indicadores de eficiência apresentaram valores positivos e significativos em todas as regressões. Constatou-se pelas estimações feitas a relação positiva entre gasto em capital (gasto produtivo) e PIB real *per capita*, e verifica-se a relação negativa entre gasto corrente (gasto improdutivo) e PIB real *per capita* em todos os modelos DGMM usando DEA-PSP. O termo de interação para gasto corrente reportou o sinal positivo esperado e foi significativo em todos os modelos GMM, indicando que quanto maior o nível de eficiência menor o efeito negativo do gasto corrente sobre o PIB real *per capita*. Lembrando-se que este termo não foi significativo e reportou sinais contrários ao esperado nas estimações FE-OLS e D-GMM dos modelos que usaram DEA-PCA (devido ao baixo poder discriminatório do DEA-PCA nas estimativas de eficiência). Para o termo de interação relacionado ao gasto em capital os sinais mantiveram-se positivos e significativos, corroborando que a eficiência amplia o efeito do gasto em capital sobre o produto.

Por fim, estimaram-se novamente os parâmetros via S-GMM para dar maior robustez aos resultados encontrados nos modelos D-GMM ou corrigir possíveis vieses destes estimadores, seguindo as propostas de Arellano e Boover (1995) e Bundell e Blond (1998). Os resultados dos modelos S-GMM usando DEA-PSP corroboram os resultados dos modelos FE-OLS e de D-GMM. Todos os sinais dos parâmetros estiveram de acordo com o esperado, especialmente os parâmetros ligados à eficiência e aos termos de interação. Além disso, as regressões S-GMM usando DEA-PSP também confirmam os resultados das estimativas encontradas por meio do S-GMM usando DEA-PCA, porém com melhores ajustes.

O interessante na forma como foram estruturadas as equações é a de que os coeficientes das razões gasto em capital/PIB e gasto corrente/PIB (segunda e terceira linhas da tabela 3 e 4) nas equações D, H e L são uma estimativa média do impacto dos gastos públicos em entes federativos que se encontram na fronteira de eficiência estimada pela metodologia envoltória. Tal fato traz indícios de que a literatura que não leva em conta a eficiência do gasto público (ou seja, que faz uso somente das equações A, E e I) para estimar o impacto do gasto corrente e do gasto em capital sobre o crescimento econômico estaria incompleta, podendo até incorrer em vieses.

Todas as regressões D-GMM e S-GMM respeitaram as condições de sobre identificação, reportando estatísticas J com probabilidades superiores a 10%. Em relação quantidade de instrumentos, todos os modelos foram estimados com um número de instrumentos em nível inferior ao número de

*cross-sections*. Dessa forma, em relação à parcimônia e validade dos instrumentos os modelos D-GMM e S-GMM se mostraram adequados. Por fim, os testes AR(1) e AR(2) dos resíduos demonstraram que as condições para a consistência dos modelos D-GMM e S-GMM foram atendidas. Portanto, os testes efetuados garantem a validade dos resultados apresentados.

Tabela 4 - Resultado das estimações com indicador de eficiência<sub>psp</sub>

Variável dependente $\ln\_pib_t$	FE-OLS				D-GMM				S-GMM			
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
$\ln\_pib_{t-1}$	0.799*** (0.027)	0.765*** (0.028)	0.765*** (0.030)	0.764*** (0.027)	0.511*** (0.032)	0.532*** (0.036)	0.520*** (0.038)	0.496*** (0.023)	0.440*** (0.040)	0.435*** (0.032)	0.431*** (0.045)	0.486*** (0.022)
$\ln\_gasto_{corrente}$	-0.026 (0.023)	-	-0.028 (0.024)	-0.018 (0.023)	-0.036** (0.015)	-	-0.063*** (0.020)	-0.029* (0.017)	-0.061 (0.016)	-	-0.051*** (0.019)	-0.024* (0.015)
$\ln\_gasto_{capital}$	0.004 (0.005)	-	0.003 (0.005)	0.006 (0.008)	0.009*** (0.002)	-	0.005** (0.002)	0.051*** (0.015)	0.009*** (0.003)	-	0.008*** (0.003)	0.044*** (0.016)
$\ln\_eficiencia_{acp}$	-	0.178*** (0.058)	0.177*** (0.059)	-	-	0.262*** (0.071)	0.270*** (0.065)	-	-	0.233*** (0.060)	0.230** (0.101)	-
$\ln\_gasto_{corrente} * \ln\_eficiencia_{psp}$	-	-	-	0.060*** (0.022)	-	-	-	0.058** (0.030)	-	-	-	0.067* (0.035)
$\ln\_gasto_{capital} * \ln\_eficiencia_{psp}$	-	-	-	0.017 (0.035)	-	-	-	0.258*** (0.085)	-	-	-	0.195** (0.082)
$\ln\_energia_{eletrica}$	0.076*** (0.024)	0.063** (0.025)	0.064*** (0.025)	0.061** (0.025)	0.234*** (0.023)	0.221*** (0.017)	0.233*** (0.020)	0.234*** (0.015)	0.307*** (0.028)	0.291*** (0.030)	0.263*** (0.031)	0.230*** (0.019)
$\ln\_divida\_publica_{pib}$	-0.019*** (0.008)	-0.018** (0.007)	-0.017** (0.007)	-0.018*** (0.007)	-0.054*** (0.008)	-0.013** (0.006)	-0.011** (0.005)	-0.013** (0.006)	-0.026*** (0.009)	-0.016*** (0.004)	-0.024** (0.012)	-0.024*** (0.009)
$\ln\_vol$	-0.005 (0.004)	-0.006* (0.004)	-0.006* (0.004)	-0.007* (0.003)	-0.058*** (0.006)	-0.045*** (0.004)	-0.040*** (0.004)	-0.040*** (0.006)	-0.040*** (0.006)	-0.048*** (0.006)	-0.043*** (0.007)	-0.029*** (0.003)
Observações	286	286	286	286	234	208	208	208	182	182	182	208
R <sup>2</sup> ajust.	0.994	0.995	0.995	0.995	-	-	-	-	-	-	-	-
Cross sections	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26
Instrumento Rank	-	-	-	-	25	23	25	25	23	23	23	25
Estatística J	-	-	-	-	25.206	24.427	24.700	23.333	23.058	23.900	22.416	24.064
p-valor	-	-	-	-	0.154	0.142	0.133	0.139	0.147	0.158	0.130	0.118
Ar(1)	-	-	-	-	-2.787	-3.306	-3.377	-3.494	-0.412	-0.408	-0.415	-0.375
p-valor	-	-	-	-	0.005	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
Ar(2)	-	-	-	-	-0.581	-0.664	-0.620	-0.533	-0.062	-0.036	-0.055	-0.099
p-valor	-	-	-	-	0.562	0.507	0.536	0.594	0.537	0.720	0.598	0.267

Nota: Níveis de significância marginal: (\*\*\*) para 0.01, (\*\*) para 0.05, (\*) para 0.1. Matriz de covariância de heterocedasticidade de White foi aplicada nas regressões. Erros padrão entre parêntesis. EF – OLS efeito fixo (cross-section). D-GMM – usa dois passos do Arellano e Bond (1991) sem efeito de período de tempo. S-GMM – usa dois passos do Arellano e Bover (1995) sem efeitos de período de tempo. A constante foi omitida para melhor apresentação e compreensão dos dados. Estimador S-GMM – testado para AR (1) e AR (2) em relação à presença de correlação serial dos resíduos em primeira e segunda ordem na primeira diferença. Elaboração própria.

Em síntese, os resultados encontrados para os estados brasileiros no período de 2003 a 2014 revelam o papel crucial da eficiência do gasto público para o país, e estão em linha com estudos realizados posteriormente ao surgimento da teoria de crescimento endógeno de Barro (1990). Demonstrem claramente os efeitos positivos dos gastos produtivos e efeitos negativos dos gastos improdutos. Além disso, nossa proposta complementa as análises convencionais da teoria de crescimento endógeno ao levar em consideração que os efeitos dos gastos produtivos e improdutos variam por conta de níveis de eficiência distintos entre as unidades da federação. Este adendo à proposta de Barro (1990) pode ser uma possível fonte de explicação e contribuição para esclarecer tanta divergência entre os estudos que abordam os efeitos dos gastos públicos sobre o produto, conforme apontado por Ghose e Das (2013).

## Conclusão

O presente trabalho revelou que uma baixa eficiência dos gastos públicos leva a um baixo PIB real *per capita* dos estados brasileiros, seja ao ampliar os efeitos negativos dos gastos improdutos, seja diminuindo os efeitos positivos dos gastos produtivos. As principais conclusões do trabalho foram que: a) a eficiência do gasto público afeta positivamente o PIB real *per capita*; b) a magnitude do efeito negativo ou positivo do gasto público depende do nível de eficiência do gasto público; c) a despesa corrente (*proxy* de gasto improdutivo) afeta negativamente o PIB real *per capita* e, d) a despesa de capital (*proxy* de gasto produtivo) afeta positivamente o PIB real *per capita*.

Os resultados corroboram as assertivas relacionadas à teoria do crescimento endógeno desenvolvida por Barro (1990) de que o gasto público afeta o PIB real *per capita*, positivamente por intermédio do gasto produtivo, e negativamente por intermédio do gasto improdutivo. Outras conclusões importantes do trabalho foram de que a razão dívida/PIB e a volatilidade do produto têm afetado negativamente o desempenho do produto das unidades da federação, ao menos no horizonte de 2003 a 2014, em linha com estudos realizados por Ferreira (2009), Cochrane(2011), Mitze e Matz (2015), e Woo e Kumar (2015), para dívida pública; e Ramey e Ramey (1995), Hnatkovska e Loayza (2004), Burnside e Tabova (2009), Badinger (2010), Lin e Kim (2014) para volatilidade.

## Referências

- Adler, N e Yazhemy, E. 2010. Improving discrimination in data envelopment analysis: PCA–DEA or variable reduction. *European Journal of Operational Research*, 202 (1), 273-284.
- Adler, N. e Golany, B. 2002. Including principal component weights to improve discrimination in data envelopment analysis. *Journal of the Operational Research Society*, 53 (9), 985-991.
- Afonso, A. e St. Aubyn, M. 2004. Non-Parametric Approaches to Education and Health Expenditure Efficiency in OECD Countries. ISEG-UTL Economics Working Paper, 1.
- \_\_\_\_\_. 2006. Cross-country efficiency of secondary education provision: A semi-parametric analysis with non-discretionary inputs. *Economic modelling*, 23 (3), 476-491.
- Afonso, A., Schuknecht, L. e Tanzi, V. 2005. Public sector efficiency: an international comparison. *Public choice*, 123 (3-4), 321-347.
- \_\_\_\_\_. 2010. Public sector efficiency: evidence for new EU member states and emerging markets, *Applied Economics*, 42 (17), 2147-2164.
- Afonso, A. e Kazemi, M. 2017. *Assessing Public Spending Efficiency in 20 OECD Countries. Inequality and Finance in Macrodynamics*, Springer International Publishing, 7-42.
- Angelopoulos, K., Philippopoulos, A. e Tsionas, E. 2008. Does public sector efficiency matter? Revisiting the relation between fiscal size and economic growth in a world sample. *Public Choice*, 137 (1-2), 245-278.
- Arellano, M. e Bond, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58 (2), 277–297.
- Arellano, M. e Boover, O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics* 68 (1), 29-51.
- Aschauer, D. A. 1989. Is public expenditure productive? *Journal of monetary economics*, 23 (2), 177-200.
- Badinger, H. 2010. Output volatility and economic growth, *Economics Letters*, 106, 15–18.
- Banker, R. D., Charnes, A. e Cooper, W. W. 1984. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science*, 30 (9), 1078-1092.
- Barro, R. J. 1990. Government spending in a simple model of endogeneous growth. *Journal of political economy*, 98 (5), Part 2, S103-S125.
- \_\_\_\_\_. 1991. Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106 (2), 407-443.
- Afonso, A.; Romero-Barrutieta, A.; Monsalve, E., 2013. Public sector efficiency: evidence for Latin America. ISEG Economics, Working Paper No. 20.
- Bergh, A. e Henrekson, M. 2011. Government size and growth: A survey and interpretation of the evidence. *Journal of Economic Surveys*, 25, 872-897.
- Blundell, R. e Bond, S. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115-143.
- Bogetoft, P. e Otto, L. 2010. *Benchmarking with Dea*, Sfa, and R. New York, Springer Science & Business Media, International Series in Operations Research & Management Science.
- Boueri, R.; Rocha, F. e Rodopoulos, F. Avaliação da qualidade do gasto público e mensuração da eficiência. Ministério da Fazenda, Secretaria do Tesouro Nacional, 2015.

- Bry, X. e Ventelou, B. 2006. The role of public spending in economic growth: Envelopment methods. *Journal of Policy modeling*, 28 (4), 403-413.
- Bom, P. R. D. e Ligthart, J. E. 2014. What have we learned from three decades of research on the productivity of public capital? *Journal of economic surveys*, 28 (5), 889-916.
- Burnside, C. e Tabova, A. 2009. Risk, volatility, and the global cross-section of growth rates. National Bureau of Economic Research.
- Cangussu, R. C., Salvato, M. A. e Nakabashi, L. 2010. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 40 (1), 153-183.
- Cashin, P. A. 1994. Government Spending, Taxes, and Economic Growth, IMF Working Paper, 92, 1-36.
- Chan, S., Ramly, Z. e Karim, M. Z. A. 2017. Government spending efficiency on economic growth: Roles of value-added tax. *Global Economic Review*, 46 (2), 162-188.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Rhodes, E. 1978. Measuring the efficiency of decision making units. *European journal of operational research*, 2 (6), 429-444.
- Cochrane, J. H. 2011. Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic, *European Economic Review*, 55 (1), 2-30.
- Churchill, A. S., Ugur, M. e Yew, S. L. 2017. Does Government Size Affect Per-Capita Income Growth? A Hierarchical Meta-Regression Analysis. *Economic Record*, 93 (300), 142-171.
- Colombier, C. 2015. Government size and growth: a survey and interpretation of the evidence—a comment. *Journal of Economic Surveys*, 29 (5), 887-895.
- Devarajan, S., Swaroop, V. e ZOU, H. 1996. The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of monetary economics*, 37 (2), 313-344.
- Dutu, R. e P. Sicari (2016). Public Spending Efficiency in the OECD: Benchmarking Health Care, Education and General Administration, OECD Economics Department Working Papers, No. 1278, OECD Publishing, Paris.
- Dutt, P. e Mitra, D. 2002. Endogenous trade policy through majority voting: an empirical investigation. *Journal of International Economics*, 58 (1), 107-133.
- Easterly, W. e Rebelo, S. 1993. Fiscal policy and economic growth. *Journal of monetary economics*, 32 (3), 417-458.
- Faria, F. P., Jannuzzi, P. M. e Silva, S. J. 2008. Eficiência dos gastos municipais em saúde e educação: uma investigação através da análise envoltória no estado do Rio de Janeiro. *Revista de Administração Pública-RAP*, 42 (1).
- Ferrario, M. N., Santos, A. A., Parre, J. L. e Lopes R. L. 2009. Uma análise espacial do crescimento econômico do Estado do Paraná para os anos 2000 e 2004, *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 3 (1), 154-177.
- Ferreira, C. 2009. Public Debt and Economic Growth: a Granger Causality Panel Data Approach. School of Economics and Management, Technical University of Lisbon, Working Paper, 24.
- Figueiredo, L., Noronha, K. V. e Andrade, M. V. 2003. Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros. Texto para discussão Cedeplar-UFMG, 219.
- FIRJAN, (2016). A situação fiscal dos estados brasileiros. Publicação Sistema Firjan. Pesquisas e Estudos Socioeconômicos. Conjuntura Econômica.
- Ghose, A. e Das, S. 2013. Government size and economic growth in emerging market economies: A panel co-integration approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 6 (1), 14-38.
- Gupta, S., Kangur, A., Papageorgiou C. e Wane, A. 2014. Efficiency-adjusted public capital and growth. *World Development*, 57, 164-178.
- Gupta, S. e Verhoeven, M. 2001. The efficiency of government expenditure: experiences from Africa. *Journal of policy modeling*, 23 (4), 433-467.
- Hauer, D. e Kyobe, A. 2010. Determinants of government efficiency. *World Development*, 38 (11), 1527-1542.
- Herrera, S. e Pang, G., 2005. Efficiency of public spending in developing countries: an efficiency frontier approach. World Bank Publications.

- Hnatkovska, V. e Loayza, N. 2004. Volatility and growth. World Bank Publications, Working Paper, 3184.
- Levine, R., e Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, 82, 942–963.
- Lin, S. e Kim, D. 2014. The link between economic growth and growth volatility. *Empirical Economics*, 46 (1), 43-63.
- Lucas, Jr. R. E. 1988. On the mechanism of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mattos, E., Rocha F., Novaes, L. M., Arvate, P. R. e Orellano, V. I. F. 2010. Economias de escala na oferta de serviços públicos de saúde: um estudo para os municípios paulistas, FGV/EESP, TD 269.
- Meza, L. A., Gomes, E. G. e Neto, L. B. 2005. Curso de análise de envoltória de dados, UFF, Disponível em: [http://www.uff.br/decisao/sbpo2005\\_curso.pdf](http://www.uff.br/decisao/sbpo2005_curso.pdf), acesso 14 de março de 2018.
- Mitze, T. e Matz, F. 2015. Public debt and growth in German federal states: What can Europe learn? *Journal of Policy Modeling*, 37 (2), 208-228.
- Montenegro, R. L. G., Lopes, T. H. C. R., Ribeiro, L. C. S., Cruz, I. S. e Almeida, C. P. C. 2014. Efeitos do crescimento econômico sobre os estados brasileiros (1992-2006). *Economia Aplicada*, 18 (2), 215-241.
- Musgrave, R.A. 1959. *The Theory of Public Finance*. McGraw Hill, New York.
- Nickell, S. 1981. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1417-1426.
- Nketiah-Amponsah, E. 2009. Public spending and economic growth: evidence from Ghana (1970–2004). *Development Southern Africa*, 26 (3), 477-497.
- Oto-Peralías, D. e Romero-Ávila, D. 2013. Tracing the link between government size and growth: the role of public sector quality. *Kyklos*, 66 (2), 229-255.
- Ramey, G. e Ramey, V. 1995. Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth, *American Economic Review*, 85 (5), 1138–1151.
- Ribas, J. R. e Vieira, P. R. C. 2011. *Análise multivariada com o uso do SPSS*. Rio de Janeiro: Ciência Moderna.
- Ribeiro, M. B. 2008. Desempenho e eficiência do gasto público: uma análise comparativa entre o Brasil e um conjunto de países da América Latina, IPEA, TD 1368.
- Romer, P. M. 1990. Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98 (5), 71-102.
- Roodman, D. 2007. A short note on the theme of too many instruments. Center for Global Development, Working Paper, 125.
- Romp, W. e Haan, J. 2007. Public capital and economic growth: A critical survey. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 8 (S1), 6-52.
- Sutherland, D., Price, R., Joumard, I. e Nicq, C. 2007. Performance indicators for public spending efficiency in primary and secondary education, Working Paper, 546, OECD Economics Department.
- Tupper, H.C. e Resende, M. 2004. Efficiency and regulatory issues in the Brazilian water and sewage sector: an empirical study. *Utilities Policy*, 12 (1), 29-40.
- Woo, J. e Kumar, M. S. 2015. Public debt and growth. *Economica*, 82 (328), 705-739.
- Yongjin, S.A. 2011. Government size, economic growth and unemployment: Evidence from advanced and developing economy countries (a time series analysis, 1996-2006). *International Review of Public Administration*, 16 (2), 95.
- Zoghbi, A. C. P., Matos, E. H. C., Rocha, F. F., e Arvate, P. R. 2009. Mensurando o desempenho e a eficiência dos gastos estaduais em educação fundamental e média. *Estudos Econômicos, S.P.*, 39 (4), 785-809.
- \_\_\_\_\_. 2011. Uma análise da eficiência nos gastos em educação fundamental para os municípios paulistas. *Planejamento e políticas públicas*, 36.



## APENDICE A.1

**Tabela A.1 - Variáveis Usadas no Trabalho**

Variável	Descrição	Fonte
Mortalidade Infantil	Número de óbitos de menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos, em determinado espaço geográfico, no ano considerado.	IBGE/Datasus
Acesso à rede de esgoto	Razão entre a quantidade de domicílios com acesso a rede de esgoto em relação ao total de domicílios.	IETS/PNAD-IBGE
Acesso a água potável	Razão entre os domicílios com acesso a água potável em relação ao total de domicílios.	IETS/PNAD-IBGE
Expectativa de vida ao nascer	Número aproximado de anos que um grupo de indivíduos nascidos em determinado ano poderá viver.	IBGE
Taxa de Desemprego	É o percentual de pessoas desocupadas, na semana de referência da pesquisa em relação ao total de pessoas na força de trabalho.	IETS/PNAD-IBGE
Taxa de Alfabetização	Taxa de analfabetismo da população com idade superior a 15 anos.	IETS/PNAD-IBGE
Defasagem do Ensino	Média de anos de atraso do total de alunos em relação a idade correta para cada ano do ensino médio	IETS/PNAD - IBGE
Taxa de frequência do ensino médio	Proporção de alunos com idades entre 15 e 17 anos que frequentam o ensino médio sobre o total de jovens entre 15 e 17 anos.	IETS/PNAD - IBGE
Distorção idade-série no ensino médio	Proporção de alunos do ensino médio com mais de dois anos de atraso escolar no ensino médio.	IETS/PNAD - IBGE
Taxa de retenção do ensino médio	Taxa de reprovados no ensino médio.	IETS/PNAD - IBGE
Proporção de pobres	Proporção de domicílios com renda domiciliar per capita menor do que meio salário mínimo	SEADE-SP/PNAD-IBGE
Índice de Gini	Indicador usado para medir o grau de concentração de renda em determinado grupo.	IETS/PNAD-IBGE
Índice de Theil	O Índice de Theil é uma medida estatística da distribuição de renda.	IETS/PNAD-IBGE
Taxa de homicídios por arma de fogo	Número de homicídios por arma de fogo para cada 100 mil habitantes.	Atlas da Violência 2016 – IPEA
Número de sentenças por magistrado de Primeiro Grau na Justiça Estadual	Número de sentenças por magistrado de 1º grau.	CNJ – Justiça em Números
Número de sentenças por magistrado de Segundo Grau na Justiça Estadual	Número de sentenças por magistrado de 2º grau.	CNJ – Justiça em Números
Informalidade da mão de obra	Mede o grau de informalidade da mão de obra.	IPEA/PNAD-IBGE
Gasto/PIB	Razão entre o Gasto Público Total e o PIB. Não considera os gastos com juros e encargos da dívida.	Secretaria do Tesouro Nacional/Elaboração Própria
Produto real <i>per capita</i>	Produto Interno Bruto a preços de 2014 dividido pelo número de residentes da população.	SEADE/IBGE/Elaboração Própria
Consumo de energia elétrica não residencial <i>per capita</i>	Consumo de energia elétrica não residencial dividida pelo número de residentes.	Empresa de Pesquisa Energética/Elaboração própria
Gasto corrente/PIB	Divisão da despesa corrente pelo PIB.	Secretaria do Tesouro Nacional/Elaboração Própria
Gasto em capital/PIB	Divisão da despesa de capital sobre o PIB.	Secretaria do Tesouro Nacional/Elaboração Própria
Dívida Pública/PIB	Razão da dívida pública do estado junto ao Tesouro Nacional (direta ou indiretamente) e junto ao Sistema Financeiro Nacional sobre o PIB do estado.	Secretaria do Tesouro Nacional/Elaboração Própria
Volatilidade	Desvio padrão das taxas de crescimento do produto interno bruto num horizonte de 5 anos.	SEADE/IPEA/IBGE/Elaboração própria;

## APENDICE A.2

### Elaboração dos indicadores de eficiência

Conforme apontado, a existência de muitas variáveis num modelo DEA pode influir no poder de discriminação da análise. Considerando isso, após a análise dos dados foram estimados os componentes

principais da base de *outputs*<sup>2</sup>. Dado que apenas um *input* foi utilizado no DEA (gasto público/PIB), não há o que se falar em aplicação do PCA ou qualquer redução de dimensionalidade na base de dados de *input*.

Segundo Ribas e Vieira (2011) há necessidade de verificar se a matriz de correlação da amostra corresponde a uma matriz identidade. Se isto for verdadeiro, as variáveis não serão correlacionadas entre si e a análise de componentes principais não auxiliaria na redução da dimensionalidade da base. Um teste recomendado para verificar a identidade da matriz de correlações é o teste de esfericidade de *Barlett*. A hipótese nula do teste é de que a matriz de correlações é uma matriz identidade e não haveria lógica em se usar a PCA. Para todos os anos da amostra o teste de *Barlett* foi significativo a nível inferior a 1% de significância, o que ocasionou a rejeição da hipótese nula e permitiu o uso do PCA. Outro teste pré-extração dos componentes principais é o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de adequação da amostra. Quanto mais próximo de 1 a medida KMO, mais apropriado o uso do PCA. Conforme Ribas e Vieira (2011), se a medida KMO de teste for inferior a 0.60 os dados não são considerados apropriados para PCA. Para nossos dados obteve-se uma medida KMO média de 0.70, também corroborando a adequabilidade da redução da base pelo método de PCA.

Conforme Adler e Yazhensky (2010), o uso de componentes principais que representem 76% ou mais da variância da amostra já é suficiente para uma boa discriminação e uma adequada ordenação das DMUs no DEA. Decidiu-se, então, por incluir os componentes principais que representassem mais de 80% da variância da base de dados de *outputs*. Os resultados demonstraram que apenas quatro componentes extraídos via PCA seriam suficientes para explicar mais de 80% da variabilidade da base de dados. Se fossem usados três componentes, haveria maior discriminação no modelo DEA, mas não se teria atendido à proposta de Adler e Yazhensky (2010). Dessa forma, utilizaram-se quatro componentes principais para uso como *outputs* na estimativa dos indicadores de eficiência.

Após a extração dos componentes principais elaborou-se as séries de indicadores PSP, conforme descrito no item I da seção 3. Tais séries são elaboradas para serem *outputs* do modelo DEA-PSP. Utilizou-se uma padronização um pouco distinta da utilizada por Afonso e Tanzi (2005). Os autores padronizaram os dados brutos por intermédio da divisão dos indicadores de resultado pela média de cada indicador. Entretanto, neste trabalho optou-se por tratar os dados brutos com o método de padronização z-score, para se considerar também a dispersão dos dados no processo de padronização<sup>3</sup>. Retomando a fórmula I da seção anterior, percebe-se que  $PSP_{i,t}$  é o indicador sintético da unidade da federação “i” no ano “t”.  $PSP_{ij,t}$  é o indicador padronizado z-score da unidade da federação “i” referente ao indicador de desempenho da área “j” no ano “t”. O  $\mu_{j,t}$  é o peso do indicador “j” no ano “t”. Assim como Afonso e Tanzi (2005), optou-se por dar igual peso para cada indicador. Após a construção dos indicadores de performance procedeu-se às estimativas dos indicadores de eficiência.

O primeiro método, DEA-PCA, usou os quatro componentes principais em um modelo de análise envoltória com retornos variáveis de escala e com orientação *output*. O segundo método envoltório, DEA-PSP, usou os indicadores de PSP como *output* também em um modelo com retornos variáveis de escala e com orientação *output*. O gasto público total em relação ao PIB foi utilizado como principal insumo em ambos os modelos. Extraíram-se das despesas do governo os gastos com o serviço da dívida.

No primeiro método envoltório, DEA-PCA, os indicadores de eficiência gerados para os estados, conforme tabela 1, demonstram que existe certo grau de ineficiência no que diz respeito à relação gasto e resultado. Em média, durante o período de 2003-2014 seria possível com o nível de gastos anuais efetuados serem obtidos ao menos 8% a mais de resultados. Nesta primeira estimativa com quatro componentes, destacam-se os estados de São Paulo (SP), Santa Catarina (SC) e Paraná (PR) como sendo

<sup>2</sup> Antes da análise de componentes principais e da análise envoltória fez-se uso da padronização dos indicadores de *output* via construção de variáveis z-score com objetivo de colocar todos os dados em mesma unidade de medida.

<sup>3</sup> Além disso, para não prejudicar a estimativa do DEA dado que a padronização z-score retorna tanto valores positivos como negativos, somou-se a cada série de indicador z-score o valor mínimo da referida série padronizada, adicionando-se 1 (um). Com isto garante-se que todos os valores padronizados se mantenham positivos e com valor mínimo de 1 (um), não prejudicando a construção dos indicadores de eficiência.

as principais unidades federativas em termos de eficiência. Notou-se que para todo o horizonte de pesquisa as unidades de SP e SC se situaram na fronteira eficiente de produção. Os estados de Pernambuco (PE), Rio Grande do Norte (RN) e Sergipe (SE) apresentaram os piores resultados em termos de eficiência relativa.

**Tabela 1 - Indicadores de Eficiência DEA-PCA**

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
AC	1.11	1.00	1.31	1.11	1.00	1.10	1.00	1.04	1.01	1.06	1.00	1.00
AL	1.00	1.00	1.04	1.36	1.30	1.21	1.00	1.00	1.00	1.58	1.08	1.00
AM	1.00	1.00	1.00	1.00	1.06	1.00	1.21	1.11	1.24	1.00	1.06	1.12
AP	1.00	1.02	1.03	1.00	1.06	1.00	1.10	1.00	1.14	1.19	1.00	1.00
BA	1.00	1.13	1.21	1.12	1.13	1.17	1.00	1.06	1.12	1.15	1.16	1.33
CE	1.05	1.13	1.41	1.01	1.03	1.04	1.00	1.02	1.00	1.15	1.00	1.00
ES	1.00	1.20	1.15	1.01	1.23	1.00	1.01	1.00	1.00	1.18	1.00	1.06
GO	1.06	1.06	1.05	1.05	1.00	1.03	1.00	1.03	1.19	1.25	1.03	1.02
MA	1.00	1.12	1.19	1.04	1.00	1.00	1.00	1.02	1.00	1.00	1.09	1.00
MG	1.00	1.21	1.12	1.10	1.06	1.08	1.06	1.14	1.08	1.01	1.13	1.17
MS	1.39	1.09	1.00	1.06	1.00	1.08	1.05	1.00	1.17	1.04	1.04	1.08
MT	1.02	1.19	1.00	1.00	1.03	1.01	1.20	1.00	1.17	1.00	1.02	1.02
PA	1.00	1.01	1.02	1.00	1.03	1.02	1.05	1.28	1.28	1.07	1.00	1.13
PB	1.05	1.09	1.22	1.31	1.09	1.41	1.00	1.00	1.14	1.14	1.07	1.26
PE	1.00	1.34	1.00	1.11	1.32	1.21	1.06	1.24	1.22	1.23	1.13	1.20
PI	1.00	1.08	1.44	1.21	1.00	1.17	1.00	1.34	1.29	1.00	1.05	1.01
PR	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.13	1.00	1.00
RJ	1.00	1.00	1.00	1.00	1.18	1.00	1.00	1.03	1.00	1.00	1.05	1.27
RN	1.00	1.28	1.41	1.21	1.12	1.17	1.15	1.16	1.00	1.04	1.29	1.12
RO	1.29	1.00	1.13	1.07	1.00	1.00	1.38	1.01	1.38	1.06	1.00	1.00
RR	1.00	1.00	1.22	1.07	1.00	1.07	1.03	1.08	1.03	1.00	1.01	1.08
RS	1.02	1.00	1.00	1.04	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.06	1.11
SC	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
SE	1.04	1.11	1.04	1.25	1.07	1.17	1.00	1.11	1.00	1.09	1.69	1.16
SP	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
TO	1.12	1.04	1.03	1.08	1.00	1.20	1.02	1.00	1.00	1.09	1.00	1.12
Média	1.04	1.08	1.12	1.09	1.07	1.08	1.05	1.06	1.09	1.09	1.08	1.09
Desvio-Padrão	0.09	0.10	0.14	0.10	0.09	0.10	0.09	0.10	0.12	0.13	0.14	0.10

Fonte:Elaboração Própria

No caso de construção da fronteira eficiente com os dados do indicador PSP, a partir dos indicadores de eficiência DEA-PSP, conforme tabela 2, percebeu-se um maior número de unidades federativas com uso ineficiente de recursos. Fato esperado devido ao maior poder de discriminação do DEA quando são utilizados apenas um *input* e um *output*. Os estados menos eficientes quando se considera o indicador sintético são Alagoas (AL), Maranhão (MA) e Piauí (PI). Já em relação aos estados mais eficientes, não houve significativa mudança. São Paulo (SP), Santa Catarina (SC) e Paraná (PR) continuavam na liderança do conjunto de estados mais eficientes. A ineficiência em relação ao método DEA-PCA aumentou consideravelmente. Segundo as novas estimativas de eficiência, seria possível aumentar a quantidade de *outputs* em aproximadamente 24% em média, usando o mesmo nível de recursos utilizados no período.

**Tabela 2 - Indicadores de Eficiência DEA-PSP**

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
AC	1.30	1.40	1.40	1.28	1.33	1.29	1.30	1.24	1.23	1.27	1.25	1.24
AL	1.78	1.58	1.59	1.71	1.68	1.56	1.48	1.45	1.47	1.34	1.35	1.32
AM	1.29	1.34	1.29	1.34	1.33	1.33	1.31	1.31	1.32	1.23	1.22	1.23
AP	1.29	1.28	1.17	1.27	1.26	1.23	1.22	1.20	1.24	1.22	1.20	1.18
BA	1.50	1.45	1.42	1.41	1.41	1.39	1.44	1.33	1.34	1.31	1.33	1.30
CE	1.39	1.37	1.35	1.31	1.31	1.32	1.30	1.27	1.28	1.26	1.28	1.29
ES	1.15	1.19	1.18	1.15	1.15	1.17	1.15	1.12	1.12	1.12	1.08	1.11
GO	1.17	1.17	1.14	1.15	1.14	1.17	1.17	1.14	1.14	1.12	1.11	1.11
MA	1.62	1.59	1.50	1.55	1.43	1.46	1.43	1.39	1.39	1.41	1.37	1.36
MG	1.10	1.12	1.10	1.11	1.10	1.10	1.12	1.10	1.10	1.07	1.07	1.06
MS	1.17	1.16	1.11	1.15	1.16	1.18	1.13	1.09	1.12	1.09	1.10	1.11
MT	1.17	1.20	1.17	1.17	1.22	1.25	1.20	1.15	1.18	1.16	1.15	1.13
PA	1.33	1.45	1.40	1.42	1.40	1.41	1.35	1.40	1.38	1.31	1.31	1.26
PB	1.43	1.42	1.41	1.41	1.38	1.40	1.41	1.30	1.28	1.28	1.26	1.28
PE	1.50	1.49	1.45	1.45	1.43	1.43	1.40	1.34	1.29	1.25	1.21	1.22
PI	1.58	1.50	1.48	1.52	1.41	1.44	1.41	1.38	1.36	1.32	1.29	1.30
PR	1.00	1.00	1.09	1.10	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.08	1.00	1.00
RJ	1.10	1.15	1.13	1.13	1.14	1.10	1.03	1.09	1.06	1.07	1.06	1.05
RN	1.31	1.36	1.35	1.36	1.33	1.30	1.32	1.27	1.22	1.24	1.25	1.22
RO	1.31	1.24	1.29	1.20	1.22	1.23	1.25	1.22	1.21	1.19	1.19	1.19
RR	1.22	1.27	1.28	1.30	1.24	1.22	1.22	1.18	1.17	1.13	1.20	1.14
RS	1.05	1.03	1.02	1.01	1.01	1.00	1.04	1.02	1.01	1.02	1.01	1.02
SC	1.00	1.01	1.00	1.02	1.03	1.01	1.00	1.00	1.00	1.02	1.01	1.00
SE	1.36	1.32	1.35	1.34	1.29	1.31	1.25	1.27	1.26	1.26	1.22	1.22
SP	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
TO	1.42	1.35	1.32	1.31	1.32	1.29	1.27	1.21	1.21	1.21	1.20	1.18
Média	1.29	1.29	1.27	1.28	1.26	1.25	1.24	1.21	1.21	1.19	1.18	1.17
Desvio-Padrão	0.20	0.18	0.17	0.18	0.16	0.16	0.15	0.13	0.13	0.11	0.11	0.11

Fonte:Elaboração Própria

Analisando os dados extraídos do DEA-PCA e DEA-PSP percebe-se uma considerável diferença entre os dois métodos no que diz respeito a quanto uma DMU (unidade da federação) pode melhorar em termos de uso dos recursos. DEA-PCA estima que com o mesmo nível de insumos poderia se elevar em 8% os resultados, e o DEA-PSP revela que esta melhoria poderia chegar a 24%. Entretanto, isto era de se esperar já que foram utilizadas metodologias bastante diferenciadas para a construção dos *outputs* a serem usados na análise envoltória. Interessa destacar que a correlação entre as estimativas de eficiência destes dois métodos é baixa (0,29). Isto se torna interessante já que é possível usar estimativas distintas de eficiência nos modelos econométricos que não são muito correlacionadas e que foram geradas por metodologias consagradas pela literatura.

A partir deste momento, trabalha-se com o inverso das estimativas de eficiência calculadas no DEA. Tal procedimento é bastante utilizado quando a variável de interesse tem uma trajetória não claramente intuitiva, como as estimativas de eficiência. Portanto, tomando o inverso do indicador de eficiência, esse novo indicador apresenta uma interpretação mais intuitiva. Desta forma, considerando o inverso do indicador de eficiência, interpreta-se que quanto mais elevado esta razão, melhor para a unidade da federação em termos de eficiência.