

EFEITOS DE CURTO E LONGO PRAZO DAS DESPESAS PÚBLICAS E SUAS COMPONENTES SOBRE A RENDA DOS ESTADOS BRASILEIROS NO PERÍODO 1986 – 2013

CRISTIANO DA COSTA DA SILVA *
NATANAEL SOARES LEITE †
FELIPE DE SOUSA BASTOS ‡
FRANKIELISON MAIA §

Resumo

O estudo das relações de longo prazo entre os gastos públicos e o nível de renda é fundamental para auxiliar os formadores de políticas públicas na tomada de decisão, sobretudo quando a análise se concentra nas componentes do gasto. Adotou-se como estratégia econométrica a metodologia CS-ARDL-DFE, para os estados brasileiros no período 1986-2013, nos moldes sugeridos por Chudik & Pesaran (2015). Os resultados apontam que as despesas públicas exercem impacto positivo sobre o crescimento econômico de longo prazo, com as despesas de capital e de segurança reportando influência significativamente maior quando confrontadas com as despesas correntes e de infraestrutura, respectivamente.

Palavras-chave: despesa pública, crescimento econômico, estados brasileiros.

Abstract

The study of the long-term relationship between public expenditure and income level is fundamental to assist public policy makers in decision-making, especially when the analysis focuses on the components of spending. The CS-ARDL-DFE methodology was adopted as an econometric strategy, for the Brazilian states in the period 1986-2013, in the framework suggested by Chudik & Pesaran (2015). The results indicate that public expenditures have a positive impact on long-term economic growth, with capital and security spending reporting significantly more influence when faced with current and infrastructure expenses, respectively.

Keywords: public expenditure, economic growth, Brazilian states.

JEL classification: H50, O40, C01.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea157905>

* Doutor em Economia – UFC/CAEN e Professor – UERN. E-mail: cristiano.dacostadasilva@hotmail.com

† Doutorando em Economia – UFC/CAEN. E-mail: natanaelsoaresleite@gmail.com

‡ Doutor em Economia – UFC/CAEN, Professor dos cursos de Economia e Finanças – UFC – Sobral e Pesquisador – IPECE. E-mail: flpsbastos@gmail.com

§ Graduado – UERN. E-mail: frankielison_maia@hotmail.com

1 Introdução

Uma vertente da literatura macroeconômica de crescimento endógeno Knel-ler et al. (1999), Connolly & Li (2016) tem recentemente se concentrado em investigar empiricamente o pressuposto de que a estrutura dos gastos públicos afeta o crescimento econômico de longo prazo, a partir do investimento em capital humano e físico. Barro (1990) especifica uma forma funcional para a equação de produção na qual postula-se o gasto público como um fator de produção. O autor indica que os gastos do Estado possuem dois efeitos antagônicos sobre o produto marginal do capital: (i) um efeito negativo causado pelo aumento da taxa de imposto e; (ii) um efeito positivo em decorrência da expansão dos serviços públicos.

A eficiência na aplicação de recursos públicos tem gerado discussões no que se refere a políticas de gestão pública, principalmente no que diz respeito ao papel dos gastos públicos sobre o crescimento econômico. Segundo o IBGE (2012), os municípios brasileiros são responsáveis por apenas 6,5% da arrecadação dos impostos no país. Isso explica suas dependências financeiras em relação à união e aos estados. Dessa forma a gestão pública apresenta-se como um componente fundamental, tendo em vista que as aplicações dos recursos públicos influenciam na produtividade e na qualidade de vida dos estados Piccoli et al. (2017).

Portanto, é importante destacar alguns estudos que contribuem com esse segmento, tais como: Rodrigues & Teixeira (2010), que constroem um estudo comparando os gastos das três esferas de governo (municipal, estadual e federal); Degenhart, Vogt, Schuster, Zonatto & Hein (2016), que desenvolvem uma pesquisa relacionando o crescimento econômico e os gastos públicos dos municípios da região Norte do Brasil; Vogt et al. (2017), que avaliam a relação entre o crescimento econômico e os gastos públicos dos municípios da região Centro-Oeste do Brasil; Degenhart, Vogt & Silva Zonatto (2016), que analisam a influência dos gastos públicos sobre o crescimento econômico dos municípios da Região Sudeste do Brasil; e, Oliveira et al. (2018), que realizam uma avaliação dos gastos públicos e o crescimento econômico nos municípios paranaenses.

Dentro desse conjunto de estudos, há ainda o trabalho de Rocha & Giuberti (2007). Esses autores analisam o impacto de longo prazo das despesas públicas, e suas componentes, sobre o crescimento de longo prazo do produto dos estados brasileiros. Com uma estrutura de dados em painel, os autores reportam um impacto positivo e estatisticamente significativo das despesas com educação, segurança, transporte e comunicação sobre a taxa de crescimento dos estados brasileiros, resultado tradicionalmente observado na literatura empírica que versa sobre o tema.

Tendo em vista que em países/regiões em desenvolvimento há uma escassez de recursos públicos em relação ao investimento necessário para a mudança de patamar da taxa de crescimento de estado estacionário, é necessária a adoção de um arranjo ótimo na composição dos gastos públicos. É importante estimar também qual direção do efeito de longo prazo dos gastos e suas componentes sobre o produto, uma vez que do ponto de vista teórico há, grosso modo, duas visões: a abordagem de natureza keynesiana, a qual considera que os gastos têm repercussão positiva, enquanto a abordagem neoclássica tradicional, por outro lado, pressupõe que a mudança nos gastos se traduziria em aumento dos preços médios, com impacto nulo sobre o produto. Além

disso, é conveniente definir quais componentes dos gastos são mais importantes na determinação do crescimento econômico de longo prazo para auxiliar o formulador de políticas públicas na escolha dos gastos prioritários. Nesse quadro, este trabalho, ao avaliar o papel dos gastos públicos estaduais sobre o crescimento econômico de longo prazo das Unidades da Federação (UFs)¹, torna-se de fundamental importância.

Para tanto, será analisado o impacto, além das Despesas Totais, das Despesas Correntes, de Capital e dos gastos em variáveis categóricas (Comunicação, Educação, Saúde, Segurança e Transportes) a partir do modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL, no inglês) padrão para dados em painel, bem como o modelo ARDL aumentado por médias *cross-section* (CS-ARDL).

Destaca-se que, diferentemente da abordagem padrão praticada na literatura nacional, a estratégia empírica aqui adotada permite considerar a presença de efeitos dinâmicos, heterogeneidade de curto e longo prazos, e dependência *cross-section*, características comuns na estrutura de dados em painel.

Este estudo está dividido em 5 seções, além desta introdução. A segunda seção expõe a fundamentação teórica, a terceira seção é composta pela metodologia, a quarta seção expõe a análise dos dados, a quinta seção discute os resultados esperados, e, por fim, a sexta seção contém a conclusão.

2 Referencial Teórico

Há uma literatura relativamente extensa em que se discute o papel dos déficits governamentais no nível de atividade – seja no curto prazo, via multiplicadores de gastos, ou no longo prazo, basicamente por meio de seu potencial impacto sobre infraestrutura, segurança pública e capital humano. Portanto, nesta seção apresenta-se uma parte do referencial teórico e empírico que fundamenta a escolha do método de pesquisa, a análise dos dados, bem como, sistematiza a literatura relacionada ao papel dos gastos dos governos sobre o crescimento econômico.

Barro (1990) identifica uma relação positiva e significativa entre educação e segurança pública sobre o crescimento econômico municipal. O autor ressalta que essas rubricas potencializam o desenvolvimento municipal, na medida em que a primeira representa um investimento em capital humano, enquanto a segunda garante a promoção ao direito de propriedade da sociedade. Dessa forma, infere-se que os gastos em educação, segurança pública e em infraestrutura estão diretamente relacionados com o crescimento econômico local, na medida em que garantem um ambiente favorável para a alocação de recursos produtivos.

Com uma amostra que compreende 43 países durante um período de 20 anos, Devarajan et al. (1996) determinam quais mecanismos dos gastos públicos poderiam ser considerados produtivos em países em processo de desenvolvimento. Em vez de classificar *a priori* os gastos públicos em produtivos ou improdutivos, os autores deixam os dados mostrarem quais componentes atendem à definição de gasto produtivo.

Seus resultados empíricos mostram que os gastos que normalmente são considerados produtivos podem se tornar improdutivos quando realizados

¹Ao longo deste trabalho, tratam-se Estados e Unidades da Federação de forma indistinta.

em excesso. Este seria o caso dos gastos com capital, transporte, comunicação, saúde e educação. Isso é consequência do fato de os países em desenvolvimento terem concentrado seus gastos em capital em vez de em custeio. Dessa forma, o aumento do investimento público levaria os países desenvolvidos a investirem mais em custeio. Logo, a recomendação de elevar a parcela do investimento público no orçamento para promover o crescimento não seria correta para os países em desenvolvimento.

Nijkamp & Poot (2004) encontram evidências de forte crescimento do PIB associado a maiores gastos com educação e infraestrutura. No entanto, uma falha geral na incorporação da restrição orçamentária do governo em estimativas empíricas anteriores e uma tendência a se concentrar em categorias de gastos específicas enquanto ignora outras limitam a confiabilidade dessas evidências. Já Acosta-Ormaechea & Morozumi (2013) incorporam a restrição orçamentária governamental e observam que apenas gastos com educação têm efeitos positivos sobre o crescimento e que são estatisticamente significantes. Isso acontece especificamente quando um aumento nos gastos com educação é financiado por uma queda nos gastos com saúde ou proteção social.

Para países desenvolvidos e em desenvolvimento, Afonso & Jalles (2014) se concentram em gastos relacionados à segurança social e bem-estar, educação e saúde, encontrando um impacto negativo para o primeiro tipo de gasto governamental e impacto positivo para os dois últimos.

Para 17 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e com abordagem econométrica semelhante à adotada neste trabalho, Gemmell et al. (2015) encontram resultados que fornecem fortes evidências de que a realocação de gastos totais em infraestrutura e educação seria positiva para os níveis de renda de longo prazo. Por outro lado, aumentar a parcela dos gastos com assistência social pode estar associado a, no máximo, níveis modestamente mais baixos do PIB a longo prazo, não encontrando também resposta positiva de longo prazo do produto a mudança nos gastos com defesa.

Adicionalmente, os autores encontram que a forma de financiamento é um importante determinante do efeito do gasto e suas componentes do produto no longo prazo. Em geral, há evidências de efeitos negativos de longo prazo na produção de aumentos financiados via déficit no gasto público total.

D'Agostino et al. (2016) estudam o modo como a interação entre corrupção e despesas do governo – militar e de investimento – impacta o crescimento econômico. A partir de simulações realizadas sobre um modelo de crescimento endógeno estendido, os autores evidenciam a existência de efeitos indiretos da corrupção sobre ambas as componentes de gasto em estudo. O modelo é então estimado para um painel de 106 países, e os resultados apontam para um impacto negativo da interação entre corrupção e despesas governamentais sobre o crescimento econômico. Para as despesas militares em especial, é possível apontar ainda um efeito de complementariedade, no sentido de que o combate à corrupção pode afetar o crescimento econômico de forma positiva adicionalmente ao restringir o impacto negativo das despesas militares.

Devido à possibilidade teórica aberta em modelos de crescimento endógeno de que algumas despesas públicas sejam produtivas no sentido de que afetam positivamente o crescimento econômico, alguns estudos se dedicam a investigar o impacto de gastos com infraestrutura – tais como estradas, transporte e habitação, por exemplo – no crescimento econômico de longo prazo.

Canning & Pedroni (2004) investigam as consequências de longo prazo da provisão de infraestrutura sobre a renda per capita em um painel de países no período 1950-1992. Suas evidências apontam que em geral a infraestrutura induz efeitos de crescimento de longo prazo. Como um todo, os resultados demonstram que os telefones, a capacidade de geração de eletricidade e as estradas pavimentadas são fornecidos perto do nível de maximização de crescimento em média, mas são subofertados em alguns países e ofertados em excesso em outros.

Para países sul-africanos, Fedderke et al. (2006) obtêm resultados a partir de séries de tempo que apontam que o investimento em infraestrutura parece conduzir o crescimento econômico, fazendo-o de forma direta e indireta (ao aumentar a produtividade marginal do capital). Além disso, seus resultados mostram que há fraca evidência de *feedback* do produto para a infraestrutura.

Para a economia brasileira, Mazoni (2005) avalia os impactos da política fiscal sobre o Produto Interno Bruto (PIB) da economia durante o período de 1970-2003. Os resultados revelam que durante o período citado há uma relação negativa de longo prazo entre os gastos em consumo do governo e o produto em si. Contudo, a relação entre o investimento público e o produto se mostra positiva. Com relação ao investimento privado, seu efeito sobre o PIB também é positivo e cerca de 2,6 vezes maior que o apresentado pelos investimentos públicos. Ainda, com o objetivo de determinar se os efeitos de *crowding-in* (complementariedade) ou *crowding-out* (substituição) estão presentes na economia brasileira, a autora analisa a relação entre o investimento privado e o investimento público e entre o investimento privado e os gastos de custeio, com resultados que apontam para a ausência de relação de longo prazo entre o investimento público e privado.

Rocha & Giuberti (2007) desenvolvem um estudo com uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros com o objetivo de determinar quais componentes do gasto público influenciam o crescimento econômico dos estados brasileiros durante o período 1986-2003. Para tanto, faz-se uma decomposição dos gastos segundo sua categoria econômica (gastos correntes, excetuando-se os juros da dívida e de capital) e também segundo sua categoria funcional (gastos com transporte e comunicação, educação, saúde e defesa). Em suas estimativas, analisa-se a relação entre a composição dos gastos e o crescimento econômico dos estados brasileiros no longo prazo e obtêm-se os seguintes resultados: a relação entre gastos com defesa, educação, transporte e comunicação com o crescimento econômico é positiva; e a relação entre os gastos com capital e a taxa de crescimento também é positiva e aparentemente não linear, assim como a relação entre os gastos correntes primários do governo e o crescimento econômico. A existência de um efeito positivo, contudo não linear, dos gastos em consumo sobre o crescimento de longo prazo revelam que esse tipo de gasto não é necessariamente tão impactante na economia como se sugeria.

Esse efeito não linear revelou que há um limite para o aumento nos gastos. Segundo Rocha & Giuberti (2007), ainda que houvesse evidência de que se tenha um limite para o efeito positivo do gasto com capital sobre o crescimento, os estados ainda gastam abaixo desse limite. Diante disso, os cortes no investimento deveriam ser evitados, tendo em vista que se caracterizariam como consolidações fiscais malsucedidas, e estas, em geral, não geram expansão na economia. Dessa forma, um corte nos gastos em consumo em vez de um corte nos gastos em investimento, resultaria em um benefício adicional de estímulo

à economia no curto prazo.

Para o recorte dos estados mais desenvolvidos, os gastos correntes afetaram negativamente a taxa de crescimento da economia, enquanto que os gastos com capital afetaram positivamente o crescimento econômico. Logo, os gastos de capital se mostram produtivos, ou seja, estimulam o crescimento econômico, enquanto que os gastos correntes foram produtivos até um certo limite da despesa orçamentária (em torno de 61%). Os gastos com transporte e comunicação, educação e defesa, ainda de acordo com Rocha & Giuberti (2007), também contribuíram para o crescimento dos estados.

Rodrigues & Teixeira (2010) esboçam um comparativo dos gastos das esferas de governo com o objetivo de determinar qual esfera de governo (federal, estadual ou municipal) apresenta maior capacidade de influenciar o crescimento econômico brasileiro com seus gastos durante o período de 1948 a 1998. Os autores também determinam qual categoria de gasto é a mais produtiva – Consumo, subsídios e transferências (CST) ou Investimentos totais do governo (IGT). Os resultados mostram que o investimento foi o gasto mais relevante e a esfera estadual, a que apresentou maior capacidade de impulsionar o crescimento econômico tendo em vista que, aumentando-se as atribuições dos estados em detrimento da União, e do investimento em detrimento dos gastos com consumo, subsídios e transferências, impulsiona-se o desenvolvimento econômico.

Silva et al. (2013) analisam a relação entre gastos públicos e crescimento econômico para municípios paraibanos com dados em painel para uma amostra de 212 dos 223 municípios paraibanos no período de 2000 a 2008. As despesas com legislativo apresentam a maior elasticidade-produto, enquanto os gastos com educação e cultura, saúde e saneamento, habitação e urbanismo apresentaram baixa elasticidade-produto, influenciando de forma modesta o crescimento econômico. Os resultados mostram que o investimento em capital humano se mostrou o fator determinante para o crescimento dos municípios paraibanos e que o impacto do mesmo é maior do que o do capital físico. Os gastos com segurança pública, assistência e previdência, e administração e planejamento não apresentaram relação com o produto.

Também em perspectiva municipal, Mittmann (2015) conduz uma pesquisa sobre a influência dos gastos públicos sociais no crescimento econômico dos municípios do Rio Grande do Sul. A autora avaliou 216 municípios a partir de extratos do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) durante o período de 2002 a 2012. O modelo com variáveis não agrupadas mostrou que a maior parte dos gastos sociais influencia positivamente o PIB dos municípios e que somente os gastos com saneamento apresentaram um impacto negativo. Logo, o gasto social foi a principal variável responsável por influenciar o PIB dos municípios gaúchos e, conseqüentemente, seu crescimento econômico. A partir dessas evidências, constata-se que o gasto social na área de educação e cultura influencia favoravelmente a formação do PIB. O gasto social na área de saúde e saneamento teve impacto negativo. Os gastos sociais em assistência e previdência social e habitação e urbanismo não possuem influência sobre o PIB.

Degenhart, Vogt, Schuster, Zonatto & Hein (2016) realizam um estudo com o objetivo de investigar a relação existente entre o crescimento econômico, considerando o PIB, e os gastos públicos dos maiores municípios da região Norte do país. Utiliza-se como período base para análise o ano de 2010. O estudo apresenta um modelo matemático não linear multivariável, que pos-

sibilitou avaliar a relação dos gastos públicos com o crescimento econômico, considerando o PIB. Os resultados mostraram que há uma relação positiva entre o crescimento econômico e os gastos públicos com Assistência, Saúde e Educação dos municípios analisados, o que indica que tais gastos apresentam relevante papel no crescimento econômico da região Norte do Brasil.

Degenhart, Vogt & Silva Zonatto (2016) avaliam a influência dos gastos públicos no crescimento econômico dos municípios da região Sudeste do Brasil. A amostra constitui-se dos dez maiores e dez menores municípios de cada estado dessa região. Os gastos públicos analisados foram referentes à assistência, saúde, educação e cultura no período de 2010. Para tanto, o estudo apresenta um modelo matemático de regressão não linear multivariável. As evidências encontradas sugerem que na região Sudeste do Brasil há influência positiva dos gastos públicos no crescimento econômico. Os maiores gastos foram feitos com educação e saúde. Além disso, por meio da aplicação do modelo matemático, pode-se concluir que os gastos públicos analisados acabaram por impulsionar o PIB municipal e estadual.

Os resultados obtidos pelos autores supracitados revelam um erro de estimação de 14,98% em média para todos os municípios analisados. O poder de explicação do modelo foi de 97,70%, apresentando, portanto, alta confiabilidade. O estado de São Paulo apresentou o maior crescimento econômico entre os maiores municípios e o estado do Rio de Janeiro entre os menores. Conclui-se, então, que os gastos públicos desempenham importante papel para que ocorresse o crescimento econômico na região Sudeste do Brasil.

Vogt et al. (2017) demonstram a relação entre crescimento econômico e gastos públicos dos Municípios da região Centro-Oeste do Brasil. O período de análise dos dados foi o ano de 2010. A população da pesquisa compreendeu os 465 municípios da região Centro-Oeste do Brasil e a amostra foi composta pelos 10 maiores e 10 menores municípios de cada estado dessa região, ou seja, Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, utilizando como critério o valor do PIB. Para a análise dos dados, utilizou-se um modelo matemático não linear multivariável que permitiu analisar a relação entre os gastos públicos com o crescimento econômico. Os resultados revelam um erro de estimação, variação entre o PIB Real e o Projetado, de 41,76% em média para todos os municípios analisados e, o poder de explicação do modelo foi de 95,80%, ou seja, o modelo apresentou alta confiabilidade. Conclui-se que há uma relação entre crescimento econômico e gastos públicos dos municípios analisados, sendo que os maiores gastos dos estados foram com Saúde e Educação.

Oliveira et al. (2018) apresentam uma análise dos gastos públicos e crescimento econômico para um painel com 399 municípios paranaenses durante o período de 1999-2011. São estimadas regressões lineares e quadráticas a fim de verificar as relações entre componentes do gasto público e o crescimento econômico. As estimações são realizadas de forma agregada, por mecanismos econômicos do gasto (corrente e capital), e de forma segmentada (gastos com saúde, educação, defesa, transporte e comunicação). Os resultados mostram que os gastos com saúde, educação, transporte e comunicação foram significativos e positivamente relacionados com o crescimento dos municípios paranaenses. Observa-se também que há uma relação positiva e não linear entre os gastos correntes e o crescimento econômico, e negativa e não linear entre os gastos com capital e a taxa de crescimento. Logo, esse efeito não linear indica que existe um limite para o aumento do gasto corrente (em torno de 87,5%) da despesa orçamentária. Assim, uma reorientação na composição dos gastos,

para os municípios que possuíam parcelas muito diferentes da indicada pelo limite, tem um efeito positivo sobre o produto.

3 Contextualização das Despesas das Unidades Federativas do Brasil

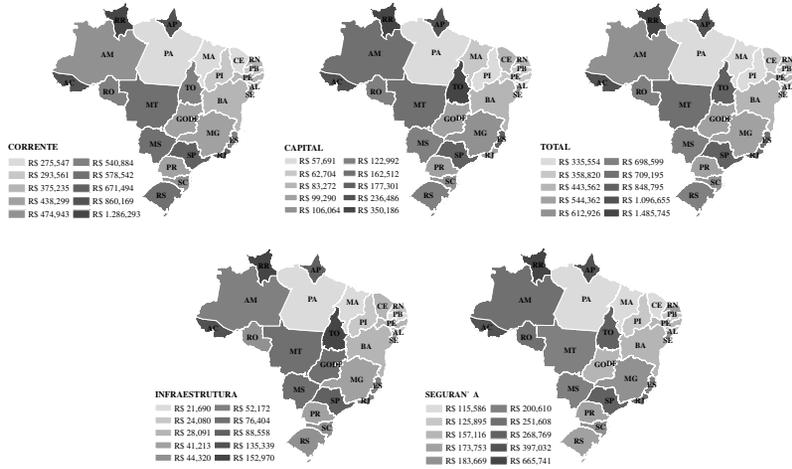
Nas estatísticas descritivas reportadas a seguir, apresentadas didaticamente via mapas temáticos (Figura 1), pode-se observar a despesa per capita média de 1986 a 2013 para cada estado. Antes de mais nada, vale a pena mencionar a grande heterogeneidade explicitada pela amplitude do intervalo dos montantes de despesa per capita média. Na rubrica referente à infraestrutura, por exemplo, os gastos por habitante variaram entre R\$ 21,70 a R\$ 152,97, havendo uma assimetria de aproximadamente 7,5 vezes entre o menor e maior valor.

O nível de heterogeneidade permanece presente nas demais funções de despesas, com a taxa de variação entre o menor e maior valor oscilando entre 4 e 5 vezes. Considerando as despesas totais per capita, os valores médios encontram-se no intervalo [R\$ 335,55; R\$ 1.485,74], com Maranhão, Pará e Piauí no decil inferior de gastos, enquanto Acre, Amapá, Roraima e Distrito Federal formam o decil superior.

Destaca-se ainda a posição de Amapá, Roraima e Acre, que, junto a São Paulo e ao Distrito Federal, encontram-se nos decis com maiores despesas médias per capita em todas as modalidades de despesa. Cruz et al. (2013) observaram uma dinâmica semelhante para o período 1985-2007, com os estados de Roraima, Amapá e Acre caracterizando-se como 1º, 2º e 4º colocados, respectivamente, no ranking de gastos médios por habitante em educação e cultura.

É importante notar que Acre, Amapá e Roraima apresentam baixa densidade demográfica, com nível de população acentuadamente inferior à média das demais Unidades Federativas. Dessa forma, os mínimos constitucionais para gastos em educação Will et al. (2012) e saúde impõem-se naturalmente como um fator de alavancagem para tais rubricas per capita. Em outra linha, Rocha & Giuberti (2007) indicam Amapá e Roraima entre os 5 estados com maior gasto com capital em termos relativos aos gastos totais entre 1986-2003, dinâmica que fora mantida no período 2004-2013 segundo a análise realizada aqui.

Figura 1: Decil para Despesa *per capita* média de 1986 a 2013 das Unidades da Federação



Notas: (1) Deflacionados pelo IGP-DI da FGV: Deflator ano $i = \frac{\text{IGP-DI dez}/95}{\text{IGP-DI Média ano } i}$.
 (2) As médias para o estado do Tocantins foram calculadas a partir de 1990, devido falta de dados anteriores.
 Fonte: IBGE, FINBRA.

4 Modelo Teórico

O exame empírico desenvolvido neste trabalho tem fundamento teórico no modelo de crescimento endógeno de política pública de Barro (1990). Nessa abordagem, a política fiscal é capaz de determinar tanto o nível quanto a taxa de crescimento de estado estacionário do produto.

Em sua especificação, o autor lida com as estruturas tributária e de gastos, desagregando-as a fim de verificar seu impacto no produto. Aqui, como a análise concentra-se no lado da despesa, se dá mais atenção aos aspectos do modelo ligados à despesa. Os gastos são divididos nas categorias produtiva e não produtiva. Se uma modalidade de despesa for argumento da função de produção privada, essa despesa é classificada como produtiva e tem, portanto, impacto direto sobre a taxa de crescimento de estado estacionário, sendo classificada como não produtiva caso contrário.

Seguindo a abordagem de Devarajan et al. (1996) e a especificação imposta por Rocha & Giuberti (2007), assumindo: (i) a existência de um número infinito de famílias e firmas, as quais normaliza-se o valor para um; (ii) taxa de crescimento da população nula; e (iii) não entrada e saída de firmas. Especifica-se uma função de produção do tipo CES:

$$y = f(k, g_1, g_2) = \left[\alpha k^{-\theta} + \beta g_1^{-\theta} + \gamma g_2^{-\theta} \right]^{-\frac{1}{\theta}}; \quad (1)$$

$$\alpha > 0; \beta, \gamma \geq 0; \alpha + \beta + \gamma = 1; \theta \geq -1$$

em que a função de produção da firma representativa é função do estoque de capital privado k , e de dois tipos de gastos públicos, g_1 e g_2 . O governo financia as suas despesas a partir de um imposto fixo, τ . Partindo do pressuposto de que o governo segue uma política fiscal pautada pela regra de orçamento

equilibrado e excluindo o serviço de financiamento da dívida dos gastos do Governo Barro (1990), Fisher & Turnovsky (1998), e que o gasto público é financiado a partir de uma esquema de imposto do tipo *lump-sum*, τ , têm-se:

$$\tau y = g_1 + g_2; \quad 0 < \tau < 1 \quad (2)$$

Seja ϕ e $1 - \phi$ as participações das despesas públicas g_1 e g_2 no orçamento do Governo, respectivamente, a alocação dos recursos públicos torna-se tal que:

$$g_1 = \tau \phi y \quad (3)$$

$$g_2 = \tau (1 - \phi) y \quad (4)$$

O agente representativo é beneficiado globalmente pelo produto líquido do imposto e realoca esse recurso entre aumento do estoque de capital ou consumo, de acordo com suas preferências e o retorno do capital privado Carboni & Russu (2013). Algebricamente, assumindo que a função utilidade segue uma especificação isoelástica, pode-se representar o problema de otimização com restrição das famílias com horizonte infinito como:

$$\underbrace{mx}_c U(c) = \int_0^{\infty} e^{-pt} \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (5)$$

$$s.a \dot{k} = (1 - \tau)y - c$$

em que c denota o consumo *per capita*, σ a elasticidade de substituição intertemporal, p a taxa de desconto e \dot{k} a taxa de acumulação do estoque de capital privado. Devarajan et al. (1996) deriva a equação da taxa de crescimento de *steady-state* desta especificação algébrica, de modo que o impacto de uma alteração na composição dos gastos do Governo sobre a taxa de crescimento de *steady-state* é dada por:

$$\frac{\phi}{1-\phi} < \left(\frac{\beta}{\gamma}\right)^{\theta} \quad (6)$$

Logo, observa-se que o efeito de um aumento na participação de uma das despesas públicas g_i sobre a taxa de crescimento depende não só dos componentes de produtividade β e γ , mas também das taxas de participação das despesas públicas no orçamento do estado, ϕ . Assim, assume-se que o gasto público g_i é tido como produtivo se este afeta positivamente a taxa de crescimento de estado estacionário.

5 Metodologia

A partir da literatura relacionada ao tema de gastos de setor público, opta-se por segregar a análise entre três vertentes: (a) inicialmente avalia-se o efeito de longo prazo das despesas totais dos estados e do Distrito Federal sobre o

crescimento econômico estadual; (b) em seguida, as despesas serão decompostas em despesas correntes e despesas de capital, no intuito de avaliar o impacto de cada uma das rubricas sobre a dinâmica de longo prazo do PIB estadual; e, (c) por fim, para avaliar o impacto de gastos relacionados tanto ao capital humano e direitos a propriedade quanto à promoção de redução dos custos de produção, são avaliados, respectivamente, os gastos em segurança pública e infraestrutura sobre o crescimento econômico estadual. Na Tabela abaixo, apresenta-se um resumo das variáveis utilizadas no trabalho.

Tabela 1: Descrição das Variáveis

Legenda	Descrição	Transformação	Fonte
y	PIB Estadual	$\ln(y)$	IBGE
dt	Despesa Total	$\ln(dt)$	FINBRA
dc	Despesa Corrente	$\ln(dc)$	FINBRA
$dcap$	Despesa de Capital	$\ln(dcap)$	FINBRA
seg	Segurança Pública = Gastos em Educação + Gastos em Saúde + Gastos em Defesa Pública	$\ln(seg)$	FINBRA
inf	Infraestrutura = Gastos em Transporte + Gastos em Comunicação	$\ln(inf)$	FINBRA

Fonte: Elaborado pelos autores.

Uma forma relativamente simples de se explorar as propriedades de séries de tempo com raiz unitária em uma estrutura de dados longitudinais, que permitam cointegração entre as mesmas e a possibilidade de heterogeneidade, é por meio do modelo com Vetor de Correção de Erros (VEC) em painel. Entretanto, caso seja observado que os coeficientes são heterogêneos, os resultados baseados no pressuposto de homogeneidade serão inconsistentes.

Nesse contexto, a aplicação do modelo ARDL tem se mostrado factível independentemente dos regressores serem exógenos ou endógenos e das variáveis serem integradas da ordem zero ou um. O modelo ARDL, que está condicionado pelo número de defasagens incluídas para análise de robustez, pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma'_{i,j} x_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

Rearranjando-se a Equação (7) na forma de correção de erros para destacar a relação de longo prazo e o ajuste de curto prazo, tem-se:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \phi_i (y_{i,t-1} - \theta'_i x_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \beta^*_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma'^*_{i,j} x_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

em que $\theta_i = \frac{\sum_{j=0}^{j=q} \gamma'_{i,j}}{1 - \sum_{j=1}^{j=p} \beta_{i,j}}$ e $\phi_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^{j=p} \beta_{i,j}\right)$. O termo $(y_{i,t-1} - \theta'_i x_{i,t})$ corresponde a correção de erro, representando a relação de longo prazo entre a variável dependente e a variável independente.

A literatura relacionada à estimativa de painel heterogêneo dinâmico sugere várias abordagens para as estimativas anteriormente expostas: em um

extremo, uma abordagem de estimativa de efeitos fixos dinâmicos (DFE, no inglês), onde os dados da série de tempo para cada grupo são agrupados e apenas os interceptos podem variar entre os grupos. Entretanto, se os coeficientes de inclinação não são de fato semelhantes, a abordagem DFE gera resultados inconsistentes, ou seja, potencialmente enganosos; no outro extremo, o modelo pode ser ajustado separadamente para cada grupo, logo, uma média aritmética simples dos coeficientes pode ser calculada.

Esse último caso trata do estimador *Mean Group* (MG) proposto por Pesaran & Smith (1995), que é consistente independente de o modelo apresentar características homogêneas ou heterogêneas. Ainda que se tenha em conta a heterogeneidade estadual e a dinâmica do tempo, os erros para cada equação estadual não estão correlacionados entre eles. Contudo, quando um painel de estados é avaliado, é relevante se considerar todas as possibilidades de dependência transversal dos erros. Logo, a especificação do modelo pode omitir alguns fatores que afetam todos os estados. Se esses fatores forem omitidos, eles entram nos termos de erro e produzem uma correlação entre estados e estimativas viesadas. Chudik & Pesaran (2013) sugerem resolver esse problema aumentando a regressão com as médias transversais dos regressores e da variável dependente em casos de painéis heterogêneos dinâmicos com regressões fracamente exógenas.

Portanto, o novo modelo, CS-ARDL, é baseado na seguinte equação:

$$y_{it} = c_{yi}^* + \sum_{l=1}^{p_y} \varphi_{il} y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{p_x} \beta'_{il} x_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{p_z} \psi'_{il} \bar{z}_{t-l} + e_{it}^* \quad (9)$$

em que $\bar{z}_t = (\bar{y}_t, \bar{x}_t')$, $p_{\bar{z}} = \left\lceil T^{\left(\frac{1}{3}\right)} \right\rceil$, ou seja, o número de defasagens das médias a ser utilizada é a parte inteira da raiz cúbica de T e duas opções para as ordens de defasagens remanescentes são consideradas: Especificação ARDL (2,1), $p_y = 2$ e $p_x = 1$, e especificação ARDL (1,0), $p_y = 1$ e $p_x = 0$.

As estimativas CS-ARDL do coeficiente de nível médio individual são representadas por:

$$\hat{\theta}_{CS-ARDL,i} = \frac{\sum_{l=0}^{p_x} \hat{\beta}_{il}}{1 - \sum_{l=1}^{p_y} \hat{\varphi}_{il}} \quad (10)$$

em que os coeficientes estimados de curto prazo ($\hat{\varphi}_{il}, \hat{\beta}_{il}$) são baseados na regressão (9). Os efeitos médios de longo prazo são estimados como $N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\theta}_{CS-ARDL,i}$ e a inferência é baseada no estimador não paramétrico usual de variância assintótica do estimador MG.

5.1 Testes de Especificação

A estimação do processo ARDL na estrutura de painel de dados em que $T > N$, é passível de presença de violações tais como dependência transversal e heterogeneidade entre as unidades *cross-section*. Logo, é recomendada a realização de testes de especificação no intuito de identificar a presença desses possíveis problemas.

Antes de tratar dos testes relacionados ao problema de dependência transversal, entretanto, apresentam-se brevemente os testes de raiz unitária utilizados neste trabalho, uma vez que, processos integrados de segunda ordem

e/ou com presença de mudança estrutural constituem problemas para modelos ARDL.

Para verificar a presença de raiz unitária nas variáveis usadas nesta pesquisa, recorre-se a três testes de raiz unitária para dados em painel, quais sejam: Levin et al. (2002) – LLC –, Im et al. (2003) – IPS – e Pesaran (2007) – CIPS. Todos esses testes são construídos sob a hipótese nula (H_0) de presença de raiz unitária. Por outro lado, no que diz respeito à hipótese alternativa (H_a), para o teste LLC é de que todas as séries no painel são estacionárias, enquanto que para os testes IPS e CIPS é de que apenas uma fração delas é estacionária. O teste LLC restringe que todas as unidades individuais tenham o mesmo parâmetro autorregressivo. Essa hipótese, entretanto, é relaxada nos testes IPS e CIPS. A vantagem do teste CIPS em relação aos demais é o tratamento explícito de dependência transversal. Esse tratamento se dá pela inclusão de valores defasados das médias *cross-section* das séries em nível ou em primeira diferença ampliando as regressões do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF, no inglês) padrão.

O estimador DFE, por construção, assume que os coeficientes de curto e longo prazos – nomeadamente os interceptos, velocidades de ajustamento ao equilíbrio e variância dos resíduos – são homogêneos entre as unidades de corte transversal. A especificação é especialmente atraente no contexto em que se espera uma certa regularidade na dinâmica de curto prazo e no equilíbrio de longo prazo das variáveis entre as regiões Samargandi et al. (2015). Quando não há informações suficientes *a priori* para rejeitar ou não a hipótese de homogeneidade nos coeficientes, adota-se o Teste de Hausman (1978), o qual assume em sua Hipótese Nula (H_0) que a diferença entre os coeficientes estimados via DFE e MG não são estatisticamente significante, de modo que estimador de DFE é eficiente.

Para averiguar a questão da dependência transversal, realiza-se um teste de Dependência Transversal, desenvolvido por Pesaran (2004), que se baseia nas médias dos coeficientes de correlação dos resíduos estimados via MQO das regressões individuais. Dentre as principais vantagens desse teste de especificação, destaca-se que o mesmo é robusto em uma ampla gama de contextos, incluindo a presença de heterogeneidade dinâmica, quebras estruturais, não estacionariedade, etc.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (11)$$

Sob a Hipótese Nula (H_0), a estatística CD segue uma distribuição normal $\sim N(0, 1)$, e não se rejeita a hipótese de ausência de dependência transversal.

Conforme discutido anteriormente, no intuito de contrapor essa violação, Chudik & Pesaran (2015), sugerem a inclusão de médias *cross-section* nas estimações, de forma a construir o estimador CS-ARDL.

6 Resultados

6.1 Testes de Raiz Unitária

A tabela 2 traz os resultados dos testes de raiz unitária para cada uma das variáveis usadas neste trabalho. Os testes IPS e CIPS rejeitam a nula de raiz unitária para todas as variáveis ao nível de 1% de significância. Entretanto,

para o teste LLC, obtém-se evidência de processos integrados de ordem 1 para as variáveis de despesa corrente, de capital e PIB. É importante frisar que a existência de processos integrados de ordem 1 é perfeitamente compatível com a modelagem ARDL e não constitui, portanto, um problema.

Tabela 2: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Variável	LLC			IPS (α_0)	CIPS (α_0)
	α_0	$\alpha_0 + \beta_0$	Δx		
ln(PIB)	-9,3364 (0,1523)	-15,3235 (0,9162)	-26,5815* (0,0000)	-4,3089* (0,0000)	-2,5990* (-2,3000)
ln(Desp. Total)	-20,4216* (0,0000)			-8,766* (0,0000)	-3,0030* (-2,3800)
ln(Desp. Corrente)	-9,3237 (0,1217)	-18,2695 (0,6451)	-25,9019* (0,0000)	-9,8601* (0,0000)	-3,3100* (-2,3000)
ln(Desp. De capital)	-10,3788 (0,0199)	-17,3814 (0,2066)	-26,6163* (0,0000)	-7,8578* (0,0000)	-2,9820* (-2,3000)
ln(Desp. Com infraestrutura)	-15,3467* (0,0000)			-9,3147* (0,0000)	-2,5600* (-2,3000)
ln(Desp. Com Segurança)	-14,9378* (0,0000)			-9,5743* (0,0000)	-2,7670* (-2,3000)

Notas: (1) Valores p entre parênteses, com exceção do teste CIPS, em que o valores críticos ao nível de 1% de significância são reportados, uma vez que esse teste não possui distribuição padrão. (2) α_0 , denota que o teste foi realizado apenas com intercepto; $\alpha_0 + \beta_0$, com intercepto e tendência e; Δx , em primeira diferença. (3) * significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os testes LLC e IPS foram realizados com as observações deduzidas de suas médias *cross-section* com o intuito de contornar o problema de dependência transversal e com a escolha da ordem de defasagem pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano (BIC) e Hannan-Quinn (HIC), permitindo-se no máximo 8 *lags* para que os resíduos se tornem ruído branco. Os resultados são robustos a alterações nos critérios de informação, entretanto, por limitação de espaço, reportam-se apenas as estatísticas baseadas no critério BIC². Já para a definição da ordem do processo autorregressivo do teste CIPS, o número de *lags* foi definido utilizando-se um teste de Wald partindo-se da ausência de *lags* para o limite máximo de 12 *lags*.

6.2 Testes de Dependência Transversal e de Heterogeneidade

Chudik & Pesaran (2015) ressaltam a existência de um *trade-off* entre consistência e propriedades desejáveis em um ambiente de pequenas amostras na definição do número ótimo de defasagens nas estimações ARDL aplicadas a dados em painel.

Em termos gerais, os autores ressaltam que as propriedades assintóticas dos estimadores são tidas como consistentes na presença de um número grande de defasagens. No entanto, pondera-se também que a adoção de número de defasagens superior ao necessário reduz drasticamente o número de graus de liberdade do modelo estimado, resultando em propriedades fracas para pequenas amostras³. Para contornar esse entrave, utiliza-se a estratégia empí-

²Os resultados dos testes de raiz unitária pelos demais critérios de informação estão disponíveis sob requisição.

³Via de regra, a redução do número de graus de liberdade reduz a validade dos estimadores no ambiente externo à amostra estimada.

rica proposta em Chudik & Pesaran (2015), adotando de forma sequencial uma, duas e três defasagens para cada especificação analisada.

A Tabela 3 contempla as estatísticas do Teste de Hausman para os modelos de (a) – (g). O modelo (a) considera como determinante do crescimento econômico estadual o logaritmo natural da Despesa Total, dt_{it} ; já os modelos (b) e (c) avaliam os efeitos do logaritmo natural da Despesa Corrente (dc_{it}) e do logaritmo natural da Despesa de Capital ($dcap_{it}$), respectivamente; em (d) considera-se a interação (dt_{it} , $dcap_{it}$); para avaliar o impacto da promoção do capital humano sobre o crescimento de longo prazo dos estados, o modelo (e) leva em conta o logaritmo natural da Despesa em Segurança Pública, seg_{it} ; considerando os gastos subjacentes à dinamização do capital físico estadual, no modelo (f) têm-se o logaritmo natural da Despesa em Infraestrutura, inf_{it} ; e, por fim, também realiza-se a interação (seg_{it} , inf_{it}), no modelo (g).

Tabela 3: Teste de Heterogeneidade de Hausman (1978)^a

Modelo	ARDL		
	1 lag	2 lags	3 lags
ARDL(dt_{it})	0,00 (0,995)	0,01 (0,939)	0,00 (0,974)
ARDL(dc_{it})	0,00 (0,966)	0,00 (0,963)	0,01 (0,934)
ARDL($dcap_{it}$)	0,00 (0,982)	0,01 (0,923)	0,00 (0,993)
ARDL(dc_{it} , $dcap_{it}$)	0,01 (0,994)	0,00 (0,999)	0,00 (0,999)
ARDL(seg_{it})	0,01 (0,923)	0,00 (0,967)	0,00 (0,959)
ARDL(inf_{it})	0,00 (0,995)	0,01 (0,942)	0,00 (0,952)
ARDL(seg_{it} , inf_{it})	0,00 (0,998)	0,00 (0,999)	0,00 (0,999)

^aValores-p entre parênteses. Hipótese Nula: Diferença entre os coeficientes estimados via DFE e MG não diferem estatisticamente (DFE eficiente).

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em todas as especificações, o Teste de Hausman não foi capaz de rejeitar a Hipótese Nula de homogeneidade dos parâmetros estimados para as unidades de *cross section*. Assim, a análise e a discussão dos resultados serão realizadas com base no estimador Efeitos Fixos Dinâmicos (DFE).

Para examinar a validade das estimações via ARDL-DFE sem a inclusão de médias *cross-sections*, realizou-se o teste de dependência transversal proposto por Pesaran (2004). A Tabela 4 indica a presença de dependência transversal em todas as especificações.

Dessa forma, os testes de especificação sugerem a adoção do modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas aumentado pelas médias de *cross-sections*, estimado via efeitos fixos dinâmicos (CS-ARDL-DFE).

Tabela 4: Teste de Dependência Transversal de Pesaran (2004)^a

Modelo	CD-test		
	1 lag	2 lags	3 lags
ARDL(dt _{it})	27,75 (0,000)	27,12 (0,000)	26,97 (0,000)
ARDL(dc _{it})	43,24 (0,000)	40,21 (0,000)	37,68 (0,000)
ARDL(dcap _{it})	42,05 (0,000)	39,17 (0,000)	36,67 (0,000)
ARDL(dc _{it} , dcap _{it})	42,37 (0,000)	39,34 (0,000)	36,58 (0,000)
ARDL(seg _{it})	35,93 (0,000)	29,98 (0,000)	28,15 (0,000)
ARDL(inf _{it})	42,67 (0,000)	38,85 (0,000)	36,34 (0,000)
ARDL(seg _{it} , inf _{it})	33,63 (0,000)	29,09 (0,000)	28,15 (0,000)

^aValores-p entre parênteses. Hipótese Nula: Independência transversal (ARDL consistente).
Fonte: Elaborado pelos autores.

6.3 Estimativas Baseadas no Modelo ARDL Aumentado pelas Médias Cross-Section

Para investigar o impacto dos gastos públicos sobre o crescimento econômico a nível estadual, adota-se a abordagem de Chudik & Pesaran (2015), a qual aumenta as regressões ARDL a partir das médias transversais das unidades *cross-section*.

Na Tabela 5, estão dispostas as estimativas para três casos. O painel (a) apresenta os resultados tendo como referência a variável de despesa total (dt); em (b) considera-se a variável de despesa corrente (dc); enquanto o painel (c) leva em conta a variável de despesa de capital (dcap). Já nos painéis que vão de (e) a (g), na Tabela 6, têm-se os resultados para as despesas dispostas segundo sua função. Nas estimações (e) e (f), são consideradas, respectivamente, as despesas com segurança e infraestrutura individualmente e, na especificação (g), essas duas rubricas entram simultaneamente na estimação. Destaca-se que todas as variáveis incluídas no modelo empírico se encontram em logaritmo natural, de modo que os coeficientes possuem uma interpretação percentual, isto é, são medidas de elasticidade.

Para cada intervalo de defasagem, p=1,2 e 3, são denotadas as estimativas médias dos efeitos de longo prazo do aumento das despesas públicas sobre o crescimento econômico (representados por dt, dc e dcap), e as estimativas médias dos coeficientes de correção de erro (denotado por λ), que representa o grau de velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Os resultados observados por meio de todas as especificações sugerem uma influência positiva e estatisticamente significativa a 1%, da Despesa Total sobre o crescimento econômico, com os valores oscilando entre 0,595 e 0,637. Para o caso (b), observa-se um efeito positivo e estatisticamente significativo, a 1% de significância, da Despesa Corrente sobre o crescimento econômico da ordem de 0,055. Já segundo o painel (c), o aumento da Despesa de Capi-

Tabela 5: Estimativas de efeitos fixos dinâmicos (DFE) dos impactos de longo prazo com base na abordagem CS-ARDL, período 1986-2013¹

	ARDL (1 lag)				ARDL (2 lags)				ARDL (3 lags)			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
θ_{dt}	0,596*** (0,000)				0,598*** (0,000)				0,637*** (0,000)			
θ_{dc}		0,055*** (0,000)		0,055*** (0,000)		0,055*** (0,000)		0,054*** (0,000)		0,055*** (0,000)		0,053*** (0,000)
θ_{dcap}			0,199* (0,073)	0,075** (0,038)			0,174 (0,151)	0,069* (0,088)			0,255* (0,058)	0,115*** (0,009)
λ	-0,162*** (0,000)	-0,147*** (0,000)	-0,070*** (0,002)	-0,161*** (0,000)	-0,157*** (0,000)	-0,144*** (0,000)	-0,067** (0,013)	-0,161*** (0,000)	-0,161*** (0,000)	-0,135*** (0,000)	-0,065** (0,033)	-0,155*** (0,009)
CD	1,06 (0,291)	3,20*** (0,001)	3,68*** (0,000)	2,40** (0,017)	-2,19** (0,028)	3,16*** (0,002)	3,46*** (0,001)	2,53** (0,012)	1,14 (0,253)	2,83*** (0,005)	3,26*** (0,001)	1,91* (0,056)

Nota: ¹p-valores entre parênteses. * Estatisticamente significativa a 10%; ** Estatisticamente significativa a 5%; ***Estatisticamente significativa a 1%.
Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 6: Estimativas de efeitos fixos dinâmicos (DFE) dos impactos de longo prazo com base na abordagem CS-ARDL, período 1986-2013

	ARDL (1 lag)			ARDL (2 lags)			ARDL (3 lags)		
	(e)	(f)	(g)	(e)	(f)	(g)	(e)	(f)	(g)
θ_{seg}	0,597*** (0,000)		0,581*** (0,000)	0,621*** (0,000)		0,576*** (0,000)	0,641*** (0,000)		0,571*** (0,000)
θ_{inf}		0,093 (0,186)	0,020 (0,459)		0,141** (0,040)	0,042* (0,091)		0,187** (0,014)	0,067*** (0,005)
λ	-0,146*** (0,000)	-0,071*** (0,001)	-0,157*** (0,000)	-0,149*** (0,000)	-0,077*** (0,004)	-0,171*** (0,000)	-0,148*** (0,000)	-0,081** (0,011)	-0,181*** (0,000)
CD	-0,48 (0,632)	3,89*** (0,000)	-0,63 (0,526)	-0,80 (0,422)	4,00*** (0,000)	-0,87 (0,385)	-0,88 (0,379)	4,49*** (0,000)	-0,80 (0,424)

Nota: ¹p-valores entre parênteses. * Estatisticamente significante a 10%; ** Estatisticamente significante a 5%; ***Estatisticamente significante a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

tal afeta o crescimento econômico no longo prazo, a um nível de significância de 1%, com o impacto médio apresentando-se robustamente superior (entre 0,174 - 0,255) ao observado no painel (b). Ou seja, destaca-se que no longo prazo, na medida em que se promovem o aumento dos investimentos, os gastos públicos com capital são mais efetivos do que os gastos públicos correntes para a promoção de um ambiente de maior crescimento econômico.

Em todos os casos (a)-(c), a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo apresentou-se moderada (-0,067 e -0,166), observando-se um certo grau de persistência na dinâmica do PIB dos estados brasileiros.

Com relação à Tabela 6, painéis (e)-(g), observa-se que os coeficientes de longo prazo foram estatisticamente significantes a um nível de 1% para a variável de segurança em todas as especificações. Para a variável de infraestrutura, a significância estatística parece condicionada à especificação do modelo, sendo estatisticamente insignificante na especificação (g) com apenas 1 *lag*. Em termos comparativos, observa-se sempre um impacto superior da Despesa de Segurança Pública em relação à Despesa de Infraestrutura. O resultado indica que a construção de um ambiente mais efetivo para a promoção de capital humano (garantido via melhorias nas condições de segurança, educação e saúde) resulta em um impacto superior no crescimento econômico de longo prazo estadual do que o investimento relacionado ao capital físico (comunicação e transportes).

Esses resultados corroboram os achados de Acosta-Ormaechea & Morozumi (2013) e Afonso & Jalles (2014). Parcialmente, também corrobora o reportado em Nijkamp & Poot (2004) e Gemmell et al. (2015), divergindo apenas pelo fato destes encontrarem impacto robusto das despesas relacionadas à infraestrutura no produto. Devido à fragilidade do resultado relacionado às despesas de infraestrutura, não se pode afirmar que os resultados reportados aqui corroboram os achados de Canning & Pedroni (2004) e Fedderke et al. (2006). É importante destacar, entretanto, que a variável de infraestrutura utilizada neste trabalho não é exatamente a mesma daquela usada nos trabalhos supracitados.

No que diz respeito à literatura empírica nacional, com destaque para os estudos que assim como este analisam a esfera estadual, os resultados de Rocha & Giuberti (2007) vão parcialmente ao encontro dos aqui apresentados, uma vez que segundo eles os gastos de capital e corrente estimulam o crescimento econômico, sendo que este último apresenta estímulo até um limite de 61% da despesa orçamentária. Além disso, os gastos com transporte e comunicação, educação e defesa também contribuem para o crescimento dos estados.

É necessário mencionar que este trabalho utiliza metodologia econométrica e, muitas vezes, variáveis distintas das usadas nas pesquisas empíricas mencionadas, o que dificulta a comparação direta dos coeficientes estimados. Este artigo segue de perto a abordagem de Chudik et al. (2013), os quais empregam metodologia com objetivo de verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis consideradas. Apesar de suas importantes contribuições, os exercícios empíricos reportados não calculam elasticidades de longo prazo e nem a velocidade de ajustamento para o equilíbrio com o mesmo conjunto de variáveis. É, portanto, a lacuna existente devido à escassez de esforços de pesquisa que tentem estimar esses coeficientes que este estudo tenta preencher.

Quanto ao tratamento do problema de dependência transversal, o teste de Pesaran (2004) não é capaz de rejeitar a nula de independência transversal em

todos os casos. As exceções são as especificações (a), (e) e (g), independentemente da quantidade de *lags* escolhida. Apesar disso, é importante destacar que a estatística do teste de independência dos cortes transversais (CD) apresentou valores acentuadamente mais baixos do que no caso do ARDL padrão.

Por fim, a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo novamente se mostrou moderada, com o sinal já esperado pela literatura. Estudos internacionais, como Chudik et al. (2013) reportam coeficientes oscilando entre -0,684 e -0,854 para a relação entre dívida pública e crescimento econômico. Kim et al. (2016), para a relação entre comércio e crescimento econômico, também obtêm uma velocidade rápida de convergência ao equilíbrio, com coeficiente no intervalo entre -0,779 e -0,954. Apesar da análise e das variáveis selecionadas serem diferentes, é interessante destacar que os desequilíbrios no sistema causados por distúrbios estocásticos apresentam maior persistência na dinâmica dos estados brasileiros, de forma que a reversão ao equilíbrio de longo prazo tende a ser percorrida de maneira mais gradual, caso não haja intervenção direta sobre a relação gastos/crescimento econômico.

7 Considerações Finais

Este trabalho tem o objetivo de estudar as relações de longo prazo entre os gastos públicos e o crescimento econômico dos estados brasileiros. Para tanto, estimam-se modelos ARDL aumentados de médias *cross-section* (CS-ARDL-DFE), nos moldes sugeridos por Chudik & Pesaran (2015).

De modo geral, as estimações apontam impacto positivo e estatisticamente significativo dos gastos públicos sobre o crescimento econômico de longo prazo. Em especial, pode-se dizer que o aumento da despesa de capital afeta o crescimento econômico no longo prazo com o impacto médio apresentando-se superior ao observado para as despesas correntes. Portanto, no longo prazo, na medida em que se promove o aumento dos investimentos, os gastos públicos com capital são mais efetivos do que os gastos públicos correntes para a promoção de um ambiente de maior crescimento econômico. Quanto à despesa total, observa-se uma influência positiva sobre o crescimento econômico, com os valores oscilando entre 0,595 e 0,637.

O resultado acima mencionado dá suporte à evidência empírica apresentada em Rocha & Giuberti (2007), em que também se destacou o papel das despesas de capital sobre a taxa de crescimento da atividade econômica estadual.

Alternativamente, desagregaram-se as despesas segundo suas funções e observou-se o impacto destas sobre o crescimento de longo prazo. Nessa especificação, observou-se sempre um impacto superior da despesa de Segurança Pública em relação à despesa de Infraestrutura. Logo, esse resultado indica que a construção de um ambiente mais efetivo para a promoção de capital humano (garantido via melhorias nas condições de segurança, educação e saúde) resulta em um impacto superior no crescimento econômico de longo prazo estadual do que o investimento relacionado ao capital físico (comunicação e transportes).

Esse resultado se alinha ao observado em Barro (1990) e Degenhart, Vogt, Schuster, Zonatto & Hein (2016), os quais indicaram que os gastos em educação, saúde e segurança pública são considerados efetivos na promoção de crescimento econômico regional.

É importante destacar que o tratamento de dependência transversal, nos moldes sugeridos por Chudik & Pesaran (2015), exige verificação adicional, uma vez que a adição de médias *cross-section* não parece ter sido eficiente em mitigar plenamente esse problema em todas as especificações. A verificação dos pormenores relacionados à eliminação do problema de dependência transversal é uma agenda de pesquisa futura e será realizada por meio de novos testes de especificação.

Referências Bibliográficas

- Acosta-Ormaechea, S. & Morozumi, A. (2013), 'Can a government enhance long-run growth by changing the composition of public expenditure?', *International Monetary Fund*.
- Afonso, A. & Jalles, J. T. (2014), 'Fiscal composition and long-term growth', *Applied Economics* 46(3), 349–358.
- Barro, R. J. (1990), 'Government spending in a simple model of endogeneous growth', *Journal of Political Economy* 98(5, Part 2), S103–S125.
- Canning, D. & Pedroni, P. (2004), 'The effect of infrastructure on long run economic growth.', Harvard University.
- Carboni, O. A. & Russu, P. (2013), 'A model of economic growth with public finance: Dynamics and analytic solution', *International Journal of Economics and Financial Issues* 3(1), 1–13.
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H. & Raissi, M. (2013), 'Debt, inflation and growth: robust estimation of long-run effects in dynamic panel data models.', Cambridge Working Papers in Economics.
- Chudik, A. & Pesaran, M. H. (2013), 'Large panel data models with cross-sectional dependence: A survey', *Papers SRRN*.
- Chudik, A. & Pesaran, M. H. (2015), 'Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors', *Journal of Econometrics* 188(2), 393–420.
- Connolly, M. & Li, C. (2016), 'Government spending and economic growth in the OECD countries', *Journal of Economic Policy Reform* 19(4), 386–395.
- Cruz, A. C., Raposo, D. A., Teixeira, E. C., Silva, R. M. & Corgosinho, R. C. (2013), 'Evolução dos gastos públicos estaduais em capital humano e em infraestrutura física nos estados brasileiros.', *Economia e Desenvolvimento* 25(2), 76–102.
- D'Agostino, G., Dunne, J. P. & Pieroni, L. (2016), 'Government spending, corruption and economic growth.', *World Development* 84, 190–205.
- Degenhart, L., Vogt, M., Schuster, H. A., Zonatto, V. C. S. & Hein, N. (2016), 'Relação entre crescimento econômico e gastos públicos dos municípios da região norte do Brasil', *Revista Eletrônica de Administração e Turismo - ReAT* 9(5), 1050–1072.

- Degenhart, L., Vogt, M. & Silva Zonatto, V. C. (2016), 'Influência dos gastos públicos no crescimento econômico dos municípios da região sudeste do Brasil', *REGE-Revista de Gestão* 23(3), 233–245.
- Devarajan, S., Swaroop, V. & Zou, H.-f. (1996), 'The composition of public expenditure and economic growth', *Journal of Monetary Economics* 37(2), 313–344.
- Fedderke, J., Perkins, P. & Luiz, J. (2006), 'Infrastructural investment in long-run economic growth: South Africa 1875–2001', *World Development* 34(6), 1037–1059.
- Fisher, W. H. & Turnovsky, S. J. (1998), 'Public investment, congestion, and private capital accumulation', *The Economic Journal* 108(447), 399–413.
- Gemmell, N., Kneller, R. & Sanz, I. (2015), 'Does the composition of government expenditure matter for long-run GDP levels?', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Hausman, J. A. (1978), 'Specification tests in econometrics', *Econometrica: Journal of the econometric society* pp. 1251–1271.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics* 115(1), 53–74.
- Kim, D.-H., Lin, S.-C. & Suen, Y.-B. (2016), 'Trade, growth and growth volatility: New panel evidence.', *International Review of Economics & Finance* 45, 384–399.
- Kneller, R., Bleaney, M. F. & Gemmell, N. (1999), 'Fiscal policy and growth: Evidence from OECD countries', *Journal of Public Economics* 74(2), 171–190.
- Levin, A., Lin, C.-F. & Chu, C.-S. J. (2002), 'Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties', *Journal of econometrics* 108(1), 1–24.
- Mazoni, M. G. (2005), 'gastos públicos e crescimento econômico no Brasil: uma análise dos gastos com custeio e investimento', *Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas* p. 23.
- Mittmann, A. C. (2015), 'Influência dos gastos públicos sociais no crescimento econômico dos municípios do Rio Grande do Sul'.
- Nijkamp, P. & Poot, J. (2004), 'Meta-analysis of the effects of fiscal policies on long-run growth', *European Journal of Political Economy* 20, 91–124.
- Oliveira, A. S., Thomaz, R. A. & Hasegawa, M. M. (2018), 'Gastos públicos e crescimento econômico: Uma análise para os municípios paranaenses', *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos* 12(4), 397–416.
- Pesaran, M. H. (2004), 'General diagnostic tests for cross section dependence in panels.', IZA Discussion Paper.
- Pesaran, M. H. (2007), 'A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence', *Journal of Applied Econometrics* 22(2), 265–312.

Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of econometrics* **68**(1), 79–113.

Piccoli, M. R., Baronchello, D. & Nardi, J. (2017), 'A importância do gasto público no crescimento econômico municipal', *Revista de Administração e Contabilidade - RAC (CNEC)* **16**(32).

Rocha, F. & Giuberti, A. C. (2007), 'Composição do gasto público e crescimento econômico: Uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos públicos dos estados brasileiros', *Economia Aplicada* **11**(4), 463–485.

Rodrigues, R. V. & Teixeira, E. C. (2010), 'Gasto público e crescimento econômico no Brasil: uma análise comparativa dos gastos das esferas de governo', *RBE - Revista Brasileira de Economia* **64**(4), 423–438.

Samargandi, N., Fidrmuc, J. & Ghosh, S. (2015), 'Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? evidence from a sample of middle-income countries', *World Development* **68**(C), 66–81.

Silva, L. D. C., Cruz, M. S. & Irffi, G. (2013), 'Gastos públicos e crescimento econômico: uma análise para os municípios paraibanos', *Revista Econômica do Nordeste* **44**(3), 741–760.

Vogt, M., Vergini, D. P. & Hein, N. (2017), 'Relação entre crescimento econômico e gastos públicos dos municípios da região centro-oeste do Brasil', *CONTABILOMETRIA - Brazilian Journal of Quantitative Methods Applied to Accounting* **4**(1), 45–63.

Will, A. R., Borgert, A., Flach, L., Farias, S. & Soares, S. V. (2012), 'Os gastos com educação nos estados brasileiros: uma análise da qualidade das despesas públicas.', Encontro de Administração Pública e Governo, Salvador/BA.

