

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
FACULDADE DE ECONOMIA**

Caio Bertoldo Rocha Santos da Silva

**CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: ENTENDA COMO AÇÕES
SIMILARES PODEM GERAR RESULTADOS DISTINTOS**

GOVERNADOR VALADARES

2025

Caio Bertoldo Rocha Santos da Silva

**CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: ENTENDA COMO AÇÕES
SIMILARES PODEM GERAR RESULTADOS DISTINTOS**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da
Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador
Valadares, como requisito para obtenção de título de Bacharel
em Ciências Econômicas

Orientador: Prof. Dr. Vinícius de Azevedo Couto Firme

GOVERNADOR VALADARES

2025

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF,
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Bertoldo Rocha Santos da Silva, Caio.

CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS MUNICÍPIOS
BRASILEIROS: ENTENDA COMO AÇÕES SIMILARES
PODEM GERAR RESULTADOS DISTINTOS / Caio
Bertoldo Rocha Santos da Silva. -- . 40 p.

Orientador: Vinícius de Azevedo Couto Firme

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de
Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Instituto de
Ciências Sociais Aplicadas - ICSA, .

1. Crescimento econômico. 2. Perfil produtivo local. 3. Regressões
quantílicas, regimes e termos interativos. 4. Painel municipal. I. de
Azevedo Couto Firme, Vinícius, orient. II. Título.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA

FORMULÁRIO DE APROVAÇÃO DO TRABALHO DE CONCLUSÃO DO CURSO
ECO013GV MONOGRAFIA II
ATA DE DEFESA DE TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

Às 13:30h horas do dia 27 de fevereiro de 2025, na sala 402 (Pitágoras/Anhanguera), foi instalada a banca do exame de Trabalho de Conclusão de Curso para julgamento do trabalho desenvolvido pelo(a) discente **Caio Bertoldo Rocha Santos da Silva**, matriculado(a) no curso de bacharelado em Ciências Econômicas. O(a) Prof.(a) Vinícius de Azevedo Couto Firme, orientador(a) e presidente da banca julgadora, abriu a sessão apresentando os demais examinadores, os professores: Amanda Ferrari Uceli e Luckas Sabioni Lopes.

Após a arguição e avaliação do material apresentado, relativo ao trabalho intitulado: **Crescimento econômico nos municípios brasileiros: entenda como ações similares podem gerar resultados distintos**, a banca examinadora se reuniu em sessão fechada considerando o(a) discente:

- Aprovado (a)
 Aprovado (a) com correções
 Reprovado (a)

Nada mais havendo a tratar, foi encerrada a sessão e lavrada a presente ata que vai assinada pelos presentes.

Governador Valadares, 28 de Fevereiro de 2025.

Vinícius de Azevedo Couto Firme (orientador)

Amanda Ferrari Uceli; Luckas Sabioni Lopes (membros da banca)

Caio Bertoldo Rocha Santos da Silva (aluno)



Documento assinado eletronicamente por **Vinicius de Azevedo Couto Firme, Professor(a)**, em 28/02/2025, às 10:26, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Amanda Ferrari Uceli, Professor(a)**, em 28/02/2025, às 10:47, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Luckas Sabioni Lopes, Professor(a)**, em 28/02/2025, às 14:36, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Caio Rocha, Usuário Externo**, em 07/03/2025, às 09:41, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Uf (www2.uf.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **2272831** e o código CRC **30882952**.

RESUMO

Com o objetivo de avaliar quais estímulos econômicos seriam mais adequados a locais com perfis produtivos distintos e diferentes níveis de crescimento econômico, esta pesquisa estimou modelos com *dummies interativas*, *regimes múltiplos* e *regressões quantílicas*, usando o crescimento econômico de 5465 municípios brasileiros, nos anos de 2000-2010 e 2010-2020 (*i.e.*: dados em painel), como referência. Os resultados validam a convergência de renda no território brasileiro, e permitem sugerir algumas ações específicas (e, potencialmente, mais adequadas) à produção total e setorial (*i.e.*: agropecuária, indústria, serviços e setor público) de municípios cujo crescimento, nestes segmentos, tem sido pequeno, moderado ou elevado. De modo geral, nota-se que uma política pública genérica, mesmo que bem-intencionada, dificilmente seria benéfica à economia de todos os municípios brasileiros e poderia, inclusive, inibir certas atividades produtivas, agravando as desigualdades regionais.

Palavras-chave: Crescimento econômico; Perfil produtivo local; Regressões quantílicas, regimes e termos interativos; Painel municipal.

ABSTRACT

In order to verify which economic policies would be most appropriate for counties with different productive profiles and distinct levels of economic growth, this research estimated models with interactive dummies, multiple regimes and quantile regressions, using the economic growth of 5465 Brazilian municipalities, in the years 2000-2010 and 2010-2020 (*i.e.*: panel data), as a reference. The results validate the income convergence in the Brazilian territory and allow us to suggest some specific (and potentially more appropriate) policies for the total and the sectoral production (*i.e.*: agriculture, industry, services and public sector) in municipalities whose growth, in these segments, has been small, moderate or high. In general, it is noted that a generic public policy, even if well-intentioned, would hardly be beneficial to the economy of all Brazilian municipalities and could even inhibit certain productive activities, worsening regional inequalities.

Keywords: Economic growth; Local productive profile; Quantile regression, regimes and interactive terms; County-level panel-data.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Médias de crescimento econômico total e setorial, por tercil amostral e regimes, no período 2000-10 2010-20	11
Tabela 2. Estatísticas descritivas da base de dados (2000-10 2010-20)	16
Tabela 3. Efeitos associados às oscilações econômicas totais e setoriais	18
Tabela 4. Efeitos associados às oscilações econômicas totais, conforme o nível local de crescimento	20
Tabela 5. Efeitos significativos preponderantes associados às oscilações econômicas setoriais, conforme o nível local de crescimento	22

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	5
2. FATORES ASSOCIADOS AO CRESCIMENTO ECONÔMICO.....	7
3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS	10
3.1 BASE DE DADOS.....	14
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	17
5. CONCLUSÃO	24
REFERÊNCIAS	28
APÊNDICE.....	35

1. INTRODUÇÃO

Durante o regime militar (1964-85), o Brasil passou por mudanças significativas em sua estrutura produtiva, com redução da participação agropecuária (de 16,9% para 12,6% do *Produto Interno Bruto* - PIB) e substancial crescimento industrial (de 33,7% para 48%). Logo após, o país vivenciou um processo de diminuição do parque industrial e contínuo decréscimo da produção agropecuária (em 2023, estes segmentos representavam 25,5% e 7,1% do PIB, respectivamente), o que propiciou o fortalecimento do setor terciário que, atualmente, responde por 67,4% do PIB (Giambiagi *et al*, 2016; Suzigan e Furtado, 2006; Souza, Bastos e Perobelli, 2016).¹

Devido às disparidades regionais, estas mudanças na estrutura produtiva ocorreram de forma distinta no território brasileiro. Deste modo, algumas localidades permaneceram intensivas na agropecuária, enquanto outras industrializaram-se ou migraram para o setor de serviços (Silveira Neto, 2005; Signor e Marin, 2011; Felema *et al*, 2013; Cardoso e Perobelli, 2014; Schettini e Azzoni, 2018; Luz e Fochezatto, 2022).² Todavia, é possível que tal heterogeneidade produtiva dificulte a efetividade de políticas econômicas no âmbito nacional (Gallo e Ertur, 2003). Afinal, não haveria motivos para esperar que o mesmo incentivo gerasse impactos semelhantes em locais cuja produção concentra-se na agropecuária, indústria, serviços ou no setor público, pois cada segmento demandaria diferentes insumos econômicos (Bacha e Rocha, 1998; Brugnaro e Bacha, 2009; Silva e Silveira Neto, 2009; Brigatte e Teixeira, 2011; Felema *et al*, 2013; Jacinto e Ribeiro, 2015; Paschoalino, *et al*, 2022).

Ademais, há evidências de que os determinantes do crescimento econômico variam conforme o nível de renda, pois locais mais ricos teriam maiores estoques de capital físico/humano e estariam em estados estacionários mais elevados, o que demandaria diferentes estímulos em relação aos mais pobres (Durlauf e Johnson, 1995; Bulman, Eden e Nguyen, 2017).³ Assim, assumindo que a renda dos municípios brasileiros está convergindo (Firme,

¹ Percentuais baseados nos dados do *Sistema de Contas Nacionais* - SCN/IBGE (IPEADATA, 2024).

² As *Contas Regionais* do IBGE, de 2021, indicam que a produção industrial dos municípios brasileiros pode variar de 1.9% a 57.6% do PIB. Já a agropecuária e o setor de serviços oscilariam de 0.2% a 86.3% e 7% a 63.2%, respectivamente. Ademais, há cidades cuja produção é menos (2.5%) e mais (52.5%) dependente da esfera pública (IPEADATA, 2024).

³ Para Durlauf e Johnson (1995, 970-371), o efeito do “*physical capital (...) is far larger for the high-output/high-literacy countries (...). Conversely, the low output/low-literacy countries exhibit a much larger coefficient for the human capital investment*”.

2022), pode-se inferir que as regiões mais ricas (com menor crescimento) demandariam políticas diferentes das mais pobres (com maiores taxas de crescimento). Neste caso, qualquer incentivo que ignore o perfil produtivo e/ou o nível de crescimento econômico local privilegiaria apenas parte do território nacional, o que poderia agravar as desigualdades regionais e, inclusive, ser nocivo à algumas áreas.

Logo, buscou-se avaliar quais estímulos se adequariam melhor aos municípios brasileiros que possuem diferentes perfis produtivos e trajetórias de crescimento econômico distintas. Para tanto, considerou-se o crescimento do PIB *per capita* municipal total, agropecuário, industrial, de serviços e do setor público, entre os decênios de 2000-2010 e 2010-2020, usando estimativas com *termos interativos* (Greene, 2002), *regimes múltiplos* (Durlauf e Johnson, 1995) e *regressões quantílicas* (Powell, 2022), que permitem diferenciar os impactos destes estímulos, para cada setor supracitado, conforme o nível de crescimento econômico local (*i.e.*: baixo, médio e alto). Os resultados sugerem que uma política pública genérica, mesmo que bem-intencionada, dificilmente seria benéfica à economia de todos os municípios brasileiros e poderia, inclusive, inibir certas atividades produtivas, agravando as desigualdades regionais.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a segunda seção contém os fatores que, segundo a literatura, poderiam afetar o crescimento econômico municipal. A terceira, descreve a metodologia e a base de dados. Em sequência, tem-se os resultados, conclusões e referências.

2. FATORES ASSOCIADOS AO CRESCIMENTO ECONÔMICO

Assumindo a hipótese de que o crescimento econômico total ou setorial, de municípios que estão em diferentes fases de crescimento (*i.e.*: alta, média e baixa), requer estímulos distintos, buscou-se revisar os fatores que, segundo a literatura, estariam associados à atividade econômica.

Partindo-se do modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992), voltado para i localidades, tem-se que o crescimento econômico *per capita*, entre os períodos t e $t - 1$ [$\Delta y_{it} = \ln(Y_{i,t1}/Y_{i,t-1})$],⁴ seria estimulado por melhorias nos estoques de capital físico (Δk_{it}) e humano (Δh_{it}), mas sofreria restrições oriundas do crescimento populacional (n_{it}), do avanço tecnológico (g_{it}) e da depreciação do capital físico (δ_{it}).⁵ Ademais, dependeria da riqueza inicial local [$\ln(Y_{i,t-1}) = y_{i,t-1}$], cujo sinal negativo indicaria haver convergência de renda entre os locais mais ricos e pobres.⁶ Assim:

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_1(y_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta k_{it}) + \beta_3(\Delta h_{it}) + \beta_4(ngd_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_4$ são coeficientes de sensibilidade e ε é um resíduo aleatório.

A Equação 1 inclui elementos fundamentais ao crescimento, mas de forma bastante aglutinada. Por exemplo, melhorias no capital físico (Δk_{it}) poderiam envolver investimentos na *formação bruta de capital fixo* - FBCF (*i.e.*: compra de máquinas/equipamentos), em construções imobiliárias e, até mesmo, em infraestrutura/saneamento (Heller, 1998; Esfahani e Ramírez, 2003; Meirelles, 2007; Isunju *et al*, 2011; Srinivasu e Rao, 2013).⁷ Já os ganhos no capital humano (Δh_{it}) incluiriam quaisquer avanços na produtividade do trabalhador, como melhorias na educação, na experiência laboral e/ou nas condições de saúde (Schultz, 1961; Mincer, 1984; Bhargava *et al*, 2001; Freguglia, Menezes-Filho e Souza, 2007; Nakabashi e

⁴ As demais variáveis explicativas, variantes no tempo, devem ser tomadas em *logaritmo natural* (\ln), de forma análoga.

⁵ Para Mankiw, Romer e Weil (1992, p.413): “ $g + \delta$ is 0.05; reasonable changes in this assumption have little effect on the estimates”. Logo, considerou-se $\ln(n_{it} + g_{it} + \delta_{it}) = \ln(0,05 + n_{it}) = ngd_{it}$.

⁶ Neste caso, locais mais “pobres apresentariam maiores retornos dos capitais físico e humano” (Firme e Simão Filho, 2014, p.685), devido aos rendimentos decrescentes dos fatores de produção.

⁷ Para Pinheiro e Firme (2022, p.808), “locais com melhores níveis de saneamento ... seriam mais saudáveis e produtivos. A carência desses serviços ... inviabilizaria até mesmo os pequenos empreendimentos locais, perpetuando a pobreza.”.

Figueiredo, 2008; Noronha *et al*, 2010; Ferreira Neto, Freguglia e Fajardo, 2012; Firme e Simão Filho, 2014; Almeida e Firme, 2023).

Além disso, o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992) foi idealizado para avaliar a economia de i países, no longo-prazo, assumindo que estímulos à demanda agregada seriam incapazes de gerar um crescimento real duradouro. Contudo, isto pode ser flexibilizado, a fim de inserir/testar o efeito de políticas fiscais/monetárias (Veloso, Villela e Giambiagi, 2008). Embora tais políticas possam alavancar a demanda e o PIB (em termos reais), acredita-se que seus efeitos seriam temporalmente insustentáveis e, portanto, ficariam restritos ao curto-prazo (Brimmer e Sinai, 1986; Galí, 1992; Lin, 1994; Mankiw, 2015). Porém, como as limitações destas políticas são mais aplicáveis aos países, é possível que sua duração-temporal seja maior na esfera municipal.⁸ Logo, optou-se por testá-las, assim como Andrade e Serra (1998), Divino e Silva Junior (2012) e Degenhart, Vogt e Zonatto (2016), no caso dos gastos públicos, e Kroth e Dias (2006), Galeano e Feijó (2012), Monte, Aguiar e Souza (2021) e Nascimento e Bittencourt (2023), no que tange à oferta de crédito local.

Por fim, fatores geográficos/ambientais, como o clima (Masters e Mcmillan, 2001; Leão *et al*, 2021) e a proximidade de grandes centros urbanos (Perroux, 1950; Hirschman; 1958; Divino e Silva Junior 2012; Firme, 2022) também seriam relevantes. Na realidade, Acemoglu *et al* (2002) sugerem que a questão geográfica seria o principal determinante do crescimento econômico de longo-prazo.

Deste modo, a Equação 1 poderia ser reescrita/ampliada da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \overbrace{\beta_1(y_{i,t-1})}^{(-)} + \overbrace{\beta_2(\Delta k_{it}^{FBCF})}^{(+)} + \overbrace{\beta_3(\Delta k_{it}^{Imob})}^{(+)} + \overbrace{\beta_4(\Delta k_{it}^{San.B.})}^{(+)} + \overbrace{\beta_5(\Delta h_{it}^{Educ.})}^{(+)} + \overbrace{\beta_6(\Delta h_{it}^{Exp.ID})}^{(-)} + \overbrace{\beta_7(\Delta h_{it}^{Exp.PE})}^{(+)} + \overbrace{\beta_8(\Delta h_{it}^{Sau})}^{(+)} + \overbrace{\beta_9(ngd_{it})}^{(-)} + \overbrace{\beta_{10}(\Delta M_{it}^{Cred})}^{(+)} + \overbrace{\beta_{11}(\Delta G_{it}^{COR})}^{(+)} + \overbrace{\beta_{12}(Temp_i)}^{(?)} + \overbrace{\beta_{13}(Prec_i)}^{(?)} + \overbrace{\beta_{14}(Loc_i)}^{(-)} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Na Equação 2, os sobrescritos representam os sinais esperados de cada variável explicativa. Portanto, além da renda inicial ($y_{i,t-1}$), cujo sinal negativo indicaria convergência,

⁸ Em tese, o crescimento de alguns municípios poderia ser sustentado por sucessivos aumentos nos gastos públicos, desde que outros locais gastassem menos e, assim, não comprometessem o ajuste fiscal das esferas Estadual e/ou Nacional. Ademais, a concessão de crédito à algumas localidades, em detrimento de outras, dificilmente levaria o Banco Central a rever sua política de juros e/ou de combate à inflação.

e do crescimento populacional (ngd_{it}), que tende a dificultar eventuais ganhos na renda *per capita* (Δy_{it}), tem-se que: Δk_{it}^{FBCF} , Δk_{it}^{Imob} e $\Delta k_{it}^{San.B.}$ são alterações, no capital físico (Δk), oriundas da *formação bruta de capital fixo* (*FBCF*), da construção imobiliária (*Imob*) e do saneamento básico (*San.B.*), cujos efeitos esperados, em Δy_{it} , são positivos. Já $\Delta h_{it}^{Educ.}$, $\Delta h_{it}^{Exp.ID}$, $\Delta h_{it}^{Exp.PE}$ e Δh_{it}^{Sau} revelam as oscilações, no capital humano (Δh), provenientes de melhorias na educação (*Educ*), na experiência (associada à idade - *Exp.ID* e à permanência no emprego - *Exp.PE*) e/ou na saúde (*Sau*) do trabalhador. Acredita-se que trabalhadores mais educados e saudáveis⁹ seriam mais produtivos e menos propensos ao absenteísmo. Ademais, a produtividade laboral tenderia a decair com a idade, mas aumentaria conforme o tempo de serviço (Freguglia, Menezes-Filho e Souza, 2007; Ferreira Neto, Freguglia e Fajardo, 2012). As variáveis ΔM_{it}^{Cred} e ΔG_{it}^{Cor} captam o efeito de políticas monetárias (via oferta de crédito local)¹⁰ e fiscais (via gastos correntes municipais), cuja expansão estimularia Δy_{it} através da demanda agregada. Por fim, embora a relação entre os fatores climáticos (*i.e.*: temperatura, $Temp_i$, e precipitação, $Prec_i$) e Δy_{it} não esteja bem definida, a literatura sugere que os grandes centros urbanos produziriam externalidades positivas em seus vizinhos. Logo, haveria uma relação negativa entre a distância destes centros (Loc_i) e Δy_{it} .

⁹ Conforme será visto na seção 3.1, usou-se a mortalidade, por causas evitáveis, como *proxy* para o nível de saúde local. Portanto, o sinal esperado de Δh_{it}^{Sau} será, no caso desta pesquisa, negativo.

¹⁰ Neste caso, o crédito total (M_{it}^{Cred}) inclui todas as operações de crédito, exceto o crédito imobiliário (k_{it}^{Imob}).

3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A literatura empírica sobre o crescimento econômico, citada na seção anterior, concentra suas análises na produção total, sem revelar quais ações seriam mais adequadas à cada setor produtivo e ignorando as diferentes fases de crescimento enfrentadas por cada localidade. A fim de preencher esta lacuna, a atual pesquisa considerou a variação do PIB *per capita* total, agropecuário, industrial, de serviços e do setor público, dos municípios brasileiros, entre 2000-2010 e 2010-2020 (*i.e.*: dados em painel),¹¹ valendo-se de estimações com *termos interativos* (Greene, 2002), *regimes múltiplos* (Durlauf e Johnson, 1995) e regressões *quantílicas* (Powell, 2022), que permitem diferenciar os impactos de cada variável testada, em locais cujo o crescimento econômico foi pequeno, moderado ou alto.

Para tanto, agruparam-se as k variáveis explicativas (Equação 2), dos i municípios nos t anos, em uma matriz X_{it*k} e usou-se a variação do PIB total (Δy_{it}), agropecuário (Δy_{it}^{Agro}), industrial (Δy_{it}^{Ind}), de serviços (Δy_{it}^{Serv}) e do setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$) como variáveis dependentes. Assim, é possível estimar os impactos ($\hat{\beta}_k$) dos k elementos de X_{it*k} sobre o PIB total (ou em qualquer um dos quatro setores supracitados), ao assumir que:

$$\Delta y_{it} = X_{it*k} \hat{\beta}_k + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Na equação (3), $\hat{\beta}_{1...k}$ medem os impactos das k variáveis explicativas (inerentes à média amostral) sobre Δy_{it} e ε_{it} é um vetor de erros aleatórios. A fim de distinguir os impactos conforme o nível de crescimento local, inseriram-se *termos interativos* nas estimações (Greene, 2002), que consistem na multiplicação das X_{it*k} variáveis explicativas por três *dummies* (binárias), referentes aos municípios cujo crescimento do PIB *per capita* total ou setorial (*i.e.*: Δy_{it} , Δy_{it}^{Agro} , Δy_{it}^{Ind} , Δy_{it}^{Serv} e $\Delta y_{it}^{S.Púb.}$) situou-se no 1º tercil (TC1 - alto), 2º tercil (TC2 - médio) ou 3º tercil (TC3 - baixo) amostral, no período de 2000-2010 e 2010-2020 (Tabela 1 – Quadro A). Deste modo, tem-se que:

¹¹ Além de permitir a inclusão de mais observações (frente aos dados *cross-section*), conferindo maior robustez assintótica aos estimadores, o painel possibilita usar certas características municipais, não-observadas e invariantes no tempo (*e.g.*: preferências, cultura, etc.), para reduzir a variância residual (caso dos *efeitos aleatórios* - EA) ou eliminar vieses nas estimativas (*efeitos fixos* - EF) (Wooldridge, 2010b).

$$\Delta y_{it} = (TC1_{it} * X_{it*k})\hat{\beta}_k^{TC1} + (TC2_{it} * X_{it*k})\hat{\beta}_k^{TC2} + (TC3_{it} * X_{it*k})\hat{\beta}_k^{TC3} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Na equação (4), $\hat{\beta}_k^{TC1}$ é um vetor de coeficientes, que revelam os efeitos de eventuais alterações nas X_{it*k} variáveis explicativas, dos i municípios com alto crescimento econômico, sobre Δy_{it} . Já $\hat{\beta}_k^{TC2}$ e $\hat{\beta}_k^{TC3}$, mostram estes mesmos efeitos, porém em modificações provenientes de locais com crescimento moderado e baixo, respectivamente. O mesmo procedimento também foi aplicado à Δy_{it}^{Agro} , Δy_{it}^{Ind} , Δy_{it}^{Serv} e $\Delta y_{it}^{S.Púb.}$.

Alternativamente, pode-se criar sub-amostras (*i.e.*: *regimes múltiplos*), com base no nível de crescimento econômico local, “*by mechanically splitting the data into subgroups (...) and examining whether model parameters are equal across groups.*” (Durlauf e Johnson, 1995, p.368). Assim, tomando a variação do PIB total como exemplo (Δy_{it}), verifica-se que apenas 480 municípios permaneceram no primeiro tercil (TC1) de crescimento econômico (tanto em 2000-2010, quanto em 2010-2020) e, portanto, foram selecionados para o regime de elevado crescimento (R1). Outros 650 municípios, com crescimento moderado, e 438, com baixo crescimento, foram incluídos nos regimes R2 e R3, respectivamente. O mesmo se aplica aos setores, Δy_{it}^{Agro} , Δy_{it}^{Ind} , Δy_{it}^{Serv} e $\Delta y_{it}^{S.Púb.}$ (Tabela 1 – Quadro B). Logo, foi possível estimar modelos, similares à Equação 3, para locais cujo crescimento é elevado, médio ou baixo.

Tabela 1. Médias de crescimento econômico total e setorial, por tercil amostral e regimes, no período 2000-10 | 2010-20

Agrupamentos ⇒	(A) Tercis amostrais			(B) Regimes selecionados		
Variáveis	TC1 (alto)	TC2 (médio)	TC3 (baixo)	R1 (alto)	R2 (médio)	R3 (baixo)
Δy_{it}	1.60 1.78	1.06 1.23	0.83 0.94	1.52 1.96	1.06 1.23	0.82 0.99
$\Delta a. a. (2000-20)$	5.4%	1.4%	-1.2%	5.7%	1.4%	-1.0%
Observações	(1822)	(1821)	(1822)	(480)	(650)	(438)
Δy_{it}^{Agro}	2.49 2.28	1.08 1.19	0.57 0.72	2.53 2.22	1.09 1.20	0.59 0.76
$\Delta a. a. (2000-20)$	9.1%	1.3%	-4.3%	9.1%	1.4%	-3.9%
Observações	(1822)	(1821)	(1822)	(484)	(627)	(493)
Δy_{it}^{Ind}	3.99 4.26	1.02 1.10	0.58 0.63	3.70 3.60	1.01 1.09	0.58 0.71
$\Delta a. a. (2000-20)$	15.2%	0.6%	-4.9%	13.8%	0.5%	-4.3%
Observações	(1822)	(1821)	(1822)	(413)	(669)	(318)
Δy_{it}^{Serv}	1.13 1.85	0.67 1.33	0.41 1.02	1.08 1.89	0.67 1.33	0.43 1.08
$\Delta a. a. (2000-20)$	4.0%	0.0%	-3.3%	4.0%	0.0%	-2.8%
Observações	(1822)	(1821)	(1822)	(311)	(706)	(278)
$\Delta y_{it}^{S.Púb.}$	1.90 1.38	1.61 1.17	1.39 1.01	1.95 1.39	1.61 1.17	1.39 1.00
$\Delta a. a. (2000-20)$	5.1%	3.4%	1.8%	5.3%	3.4%	1.8%
Observações	(1822)	(1821)	(1822)	(775)	(675)	(670)

Fonte: Elaboração própria, baseada nos dados apresentados na seção 3.1.

Notas: a) Δy_{it} no seguinte formato: $(y_{i,2010}/y_{i,2000}) | (y_{i,2020}/y_{i,2010})$; b) municípios considerados: 5465.

As equações (3) e (4) podem ser estimadas via *Pooled Ordinary Least Squares* (POLS), usando o teste de Breusch-Pagan (1980) para ver se há efeitos não observados, c_i , fixos no tempo, afetando os resíduos do modelo (ε_{it}). Caso $H_0: \sigma_c^2 = 0$ prevaleça (i.e.: variância de c_i é nula), o POLS é o mais indicado. Caso contrário (i.e.: $\sigma_c^2 \neq 0$), estima-se os modelos de efeitos fixos (EF) e aleatórios (EA),¹² usando o teste de Hausman (1978) para definir se c_i causa viés nos $\hat{\beta}_k$ parâmetros. Aceitando-se $H_0: E(c_i|x_{it}) = 0$, EF e EA serão consistentes, porém EA será mais eficiente. Do contrário, apenas EF será consistente (Wooldridge, 2010b).¹³

Outro modo de diferenciar os impactos das X_{it*k} variáveis explicativas, em municípios com diferentes trajetórias de crescimento, consiste no uso da *Regressão Quantílica* (RQ). Idealizada por Koenker e Bassett (1978), inicialmente para dados *cross-section* (com $i \dots N$ e $t = 1$), esta técnica usa a mediana (não a média) como medida de tendência central e permite estimar parâmetros específicos para *quantis* amostrais distintos. Formalmente, busca-se minimizar o β da Equação 5, para um *quantil* (q), pré-definido pelo pesquisador (Cameron e Trivedi, 2010; Koenker, 2017).¹⁴

$$\hat{\beta}_q = \sum_{i:y_i \geq X\beta}^N q |y_i - X\beta| + \sum_{i:y_i < X\beta}^N (1 - q) |y_i - X\beta| \quad (5)$$

Onde: y_i é a variável dependente dos $i \dots N$ municípios e X é a matriz contendo as k variáveis explicativas.

Na RQ, a escolha do quantil (q) define pesos para os desvios positivos ($\sum_{i:y_i \geq X\beta}^N q |y_i - X\beta|$) e negativos ($\sum_{i:y_i < X\beta}^N (1 - q) |y_i - X\beta|$) da distribuição condicional dos dados (Equação 5). Assim, a regressão para o primeiro quartil ($q = 0,25$) atribuiria o peso de 25% para os desvios positivos e 75% para os negativos (i.e.: menor peso aos locais com alto crescimento econômico e maior aos que cresceram pouco). Já a adoção de $q = 0,5$ resultaria numa estimativa centrada na mediana e assim por diante.¹⁵ Nesta pesquisa, testou-se $q = 0,75$,

¹² Sendo $y_{it} = X_{it}\beta_k + c_i + \varepsilon_{it}$, o método EF elimina c_i ao usar os desvios em relação à média (e.g.: $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$), ou seja, $\tilde{y}_{it} = \tilde{X}_{it}\beta_k + \tilde{\varepsilon}_{it}$. Já o EA inclui c_i no termo de erro (i.e.: $y_{it} = X_{it}\beta_k + v_{it}$, onde: $v_{it} = c_i + \varepsilon_{it}$) e usa a correlação serial de c_i em v_{it} para tornar as estimativas mais eficientes (Wooldridge, 2010b).

¹³ Nesse trabalho optou-se por estimar os modelos EF e EA antes do POLS. Assim, se o teste de Hausman (1978) indicar que o estimador de EF é consistente, não há a necessidade do POLS. Além disso, usou-se a matriz robusta de White (1980) para minimizar problemas de heterocedasticidade.

¹⁴ A função *quantílica* não é diferenciável, porém seus parâmetros podem ser estimados via programação linear, sendo o método “simplex” (que permite encontrar uma solução com um número finito de interações) o mais usual (Buchinsky, 1998; Cameron e Trivedi, 2010; Paixão e Luporini, 2019).

¹⁵ Em geral, as regressões quantílicas (RQ) não requerem que os dados possuam distribuição normal (gaussiana) e são mais robustas, que o MQO, na presença de *outliers*. Ademais, usam todos os dados nas estimativas dos

$q = 0,5$ e $q = 0,25$, para diferenciar municípios com alto, médio e baixo crescimento produtivo, respectivamente.

Todavia, unir as vantagens da estimação em painel¹⁶ com os benefícios das *Regressões Quantílicas* (RQ)¹⁷ não é trivial e só tornou-se factível a partir de Koenker (2004). O problema é que a inclusão de *efeitos fixos aditivos* na RQ (e.g.: via *dummies* regionais, para locais com características, supostamente, comuns) seria inviável em amostras cujo t é pequeno (traço comum ao painel)¹⁸ e alteraria a interpretação dos parâmetros estimados (Powell, 2022). Tanto Machado e Silva (2019) quanto Powell (2022) conseguiram superar esta questão, porém com diferentes abordagens.

De modo geral, a RQ de Machado e Silva (2019) difere-se da proposta de Koenker e Bassett (1978), pois baseia-se no *método dos momentos* e seus parâmetros dependem da média condicional de cada *quantil* (e não da mediana). Tal procedimento permite a inclusão/controle de efeitos fixos na forma aditiva, mas requer que vários períodos sejam considerados. Já o método de Powell (2022) controla tais efeitos de forma não-aditiva, evitando que causem viés sobre aos demais parâmetros estimados (logo, não é possível incluir *dummies* para captar efeitos locais). Tal abordagem assemelha-se à RQ para dados *cross-section*, inclusive no que tange à interpretação dos resultados, e evita o *problema do parâmetro incidental*, produzindo estimativas consistentes em amostras com t pequeno (basta que $t \geq 2$). Embora ambas as técnicas possam ser confrontadas (Gouveia, 2020; Barişik e Ergen, 2023; Ghosh *et al*, 2023), optou-se pelo estimador de Powell (2022), pois o painel considerado neste estudo possui $t = 2$ (i.e.: 2000-2010 e 2010-2020).

diferentes *quantis*, ou seja, não há sub-amostras (Cameron e Trivedi, 2010).

¹⁶ Que consiste no controle dos *efeitos fixos individuais*, composto por características municipais, não observáveis e temporalmente invariantes (e.g.: cultura, preferências, etc.), que poderiam enviesar as estimativas (Wooldridge, 2010b).

¹⁷ Que permitem controlar/diferenciar a heterogeneidade ao longo da distribuição amostral, ou seja, distinguir municípios com diferentes fases de crescimento econômico (Koenker, 2017).

¹⁸ A RQ em painel, com efeitos fixos aditivos, sofre do problema do *parâmetro incidental*. Como, a inclusão de *dummies* requer que diferentes β s sejam estimados para cada *quantil*, os parâmetros a serem estimados crescem mais rapidamente que o aumento do tamanho da amostra (Rios-Avila e Maroto, 2024).

3.1. BASE DE DADOS

Esta pesquisa avaliou os condicionantes do crescimento econômico (total e setorial), de $i = 5465$ municípios brasileiros, entre os períodos de 2000-2010 e 2010-2020 ($t = 2$), a fim de verificar quais ações seriam mais adequadas à locais com diferentes perfis produtivos e que possuem trajetórias de crescimento distintas. Para tanto, usou-se um *painel balanceado*, cujas variáveis (rever Equação 2) estão descritas a seguir:

- Crescimento econômico total e setorial (variáveis dependentes): usou-se a variação do PIB *per capita* total (Δy_{it}), agropecuário (Δy_{it}^{Agro}), industrial (Δy_{it}^{Ind}), de serviços (Δy_{it}^{Serv}) e do setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$), dos i municípios, entre os anos de 2000-2010 e 2010-2020. Os valores originais (em nível) estão avaliados em R\$ milhar, a preços de 2010 (*contas regionais* do IBGE, IPEADATA, 2024). Formalmente: $\Delta y_{it} = \ln(y_{it}/y_{i,t-1})$.
- Renda inicial e alterações demográficas: trata-se do PIB *per capita*, total e setorial, em R\$ milhar/2010, do ano inicial ao crescimento econômico ($y_{i,t-1}$) (IBGE, IPEADATA, 2024), usado na forma logarítmica, $\ln(y_{i,t-1})$. Quanto ao crescimento populacional (ngd_{it}), os cálculos basearam-se nos Censos/IBGE de 2000, 2010 e 2022 (IPEADATA, 2024).¹⁹
- Alterações no estoque de capital físico: visando captar os investimentos na formação bruta de capital fixo (Δk_{it}^{BCF}), usou-se a média anual (*per capita*) de gastos públicos municipais em capital, entre os decênios de 2001-2010 e 2011-2020 (*Ministério da Fazenda*, IPEADATA, 2024). Para as alterações na construção imobiliária (Δk_{it}^{Imob}), usou-se o crédito imobiliário (*per capita*) de cada município, valor médio entre os anos de 2000-2010 e 2010-2020 (verbete 169 do *Banco Central*, ESTBAN, 2024). Ambas as variáveis foram convertidas em R\$ milhar/2010 (com base na inflação acumulada no INPC). Quanto à melhoria no *saneamento básico* ($\Delta k_{it}^{San.B.}$), usou-se a variação no percentual de domicílios com acesso a água e esgoto encanados (média de ambos), entre os anos 2000-2010 e 2010-2020 (SIDRA/IBGE, 2024).²⁰
- Alterações no estoque de capital humano: para as melhorias na educação ($\Delta h_{it}^{Educ.}$), usou-se a diferença entre o percentual de empregados com ensino superior completo ou mais

¹⁹ Também seria possível obter ngd_{it} com base nas estimativas populacionais do *Ministério da Saúde* (DATASUS, 2024). Porém, acredita-se que os dados do censo seriam mais confiáveis para este fim.

²⁰ Tabelas 2420, 1395, 6803 (água) e 2421, 1394 e 6806 (esgoto), dos censos de 2000, 2010 e 2022, respectivamente.

(registrados na *Relação Anual de Informações Sociais – RAIS*, 2024), na população total municipal (IPEADATA, 2024), entre os períodos t e $t - 1$. O ganho de experiência (Δh_{it}^{Exp}) baseou-se na variação da idade média (em anos) dos trabalhadores formais de cada município ($\Delta h_{it}^{Exp.ID}$), entre os anos de 2000-2010 e 2010-2020, bem como no tempo médio de permanência no emprego (em meses), vigente no período inicial ao crescimento econômico avaliado ($\Delta h_{it-1}^{Exp.PE}$) (RAIS, 2024).²¹ Por fim, as alterações na mortalidade por causas evitáveis (a cada 100 mil habitantes), em indivíduos com 15-64 anos,²² foi usada para avaliar as condições de saúde (Δh_{it}^{Sau}) (DATASUS, 2024).²³ Para cada t período, levou-se em conta a média dos óbitos (por local de residência) nos últimos 5 anos.²⁴

- *Incentivos fiscais e monetários locais*: na esfera fiscal, usou-se o gasto corrente municipal *per capita* (ΔG_{it}^{Cor}), média anual dos decênios 2001-2010 e 2011-2020 (*Ministério da Fazenda*, IPEADATA, 2024). Quanto à política monetária, usou-se as operações de *crédito bancário* municipais ($\Delta M_{it}^{Cred.T}$), também em valores *per capita*, excluindo-se o montante destinado ao setor imobiliário (*i.e.*: verbete 160 menos o verbete 169, ESTBAN, 2024). Ambas as variáveis foram convertidas em R\$ milhar/2010 com base na inflação acumulada no INPC.
- *Aspectos geográficos/ambientais* (fixos no tempo): testou-se o efeito da temperatura ($Temp_i$) e da precipitação ($Prec_i$) municipal (médias anuais), avaliadas em graus centígrados (°C) e milímetros por mês (mm/mês), respectivamente, calculadas pelo *Climate Research Unit - University of East Anglia*, CRU-UEA.²⁵ Ademais, visando mensurar o efeito-localização (Loc_i) dos principais “polos” estaduais sobre as cidades próximas, inclui-se a distância de cada município em relação à sua respectiva capital estadual (IPEADATA, 2024).

As variações, provenientes das x variáveis explicativas (exceto a riqueza inicial,

²¹ A variável $\Delta h_{it}^{Exp.PE}$ também foi testada na forma de média e de variação entre os períodos t e $t - 1$. Contudo, os critérios AIC, associados às estimativas para a produção total e setorial (Tabela 3), indicaram que o uso do período inicial ($t - 1$) seria a opção mais adequada.

²² Estas faixas etárias contêm boa parte da *população em idade ativa* (PIA) que ainda não tem direito à aposentadoria.

²³ Em nota técnica, o Ministério da Saúde (MS, 2024a) afirma que as “mortes evitáveis” seriam decorrentes de agravo ou situação passível de prevenção (pela atuação dos serviços de saúde) e seriam um reflexo de um sistema de saúde incapaz de atender às necessidades locais.

²⁴ O DATASUS (2024) divide os óbitos anteriores à 1996 (baseados na 9ª Revisão da Classificação Internacional de Doenças, ou seja, na CID-9) e de 1996 em diante (baseados na CID-10). Devido às diferenças entre as revisões da CID-9 e CID-10, não seria possível compatibilizar os períodos citados (MS, 2024b) e, por isso, optou-se por considerar apenas 5 anos anteriores aos anos de 2000, 2010 e 2020.

²⁵ Os *missing values* de TEMP e PREC foram preenchidos com base nos valores de seus vizinhos mais próximos, usando as matrizes de k vizinhos mais próximos do *software* GEODA (Almeida, 2012).

previamente descrita), foram calculadas da seguinte forma: $\Delta x_{it} = \ln(x_{it}/x_{i,t-1})$. Como existem dezenas de municípios sem nenhum domicílio conectado à rede de água e esgoto ($k_{it}^{San.B.}$) e centenas deles não possuem nenhum trabalhador formal com nível superior ($h_{it}^{Educ.}$), a variação destas variáveis foi calculada com base na diferença entre seus respectivos valores, nos períodos t e $t - 1$ (sem o uso de logaritmo), ou seja: $\Delta x_{it} = (x_{it} - x_{i,t-1})$. Por fim, os gastos públicos (Δk_{it}^{FBCF} e ΔG_{it}^{Cor}) e o uso de crédito bancário (Δk_{it}^{Imob} e $\Delta M_{it}^{Cred.T}$) já estão na forma de fluxos econômicos (*i.e.*: não são estoques) e, portanto, foram apenas tomados em logaritmo.²⁶ A Tabela 2 contém as principais estatísticas descritivas dos dados utilizados nesta pesquisa.

Tabela 2. Estatísticas descritivas da base de dados (2000-10 | 2010-20)

	Eixo	Variável	SIGLA	Média	Desv. Pad.	Mínimo	Máximo
Δy	Crescimento Econômico total e setorial	Var. real do PIB total	Δy_{it}	1.16 1.32	0.78 0.70	0.19 0.10	26.18 19.25
		Var. real do PIB agropecuário	Δy_{it}^{Agro}	1.38 1.40	1.96 1.09	0.04 0.01	96.86 28.36
		Var. real do PIB industrial	Δy_{it}^{Ind}	1.86 2.00	8.77 10.80	0.01 0.02	315.50 459.25
		Var. real do PIB de serviços	Δy_{it}^{Serv}	0.74 1.40	0.46 0.52	0.07 0.19	12.66 11.92
		Var. real do PIB do setor público	$\Delta y_{it}^{S.Púb}$	1.64 1.19	0.24 0.18	0.79 0.57	4.20 2.92
Variáveis Explicativas (X)	Renda Inicial	PIB <i>p.c.</i> total: R\$/2010, milhar	$y_{i,t-1}$	10.75 12.48	10.61 14.49	2.13 2.26	282.69 311.88
		PIB <i>p.c.</i> agropecuário: R\$/2010, milhar	$y_{i,t-1}^{Agro}$	1.99 2.35	2.67 3.30	0.00 0.00	55.41 80.95
		PIB <i>p.c.</i> industrial: R\$/2010, milhar	$y_{i,t-1}^{Ind}$	1.98 2.85	5.84 9.13	0.11 0.07	166.18 239.09
		PIB <i>p.c.</i> serviços: R\$/2010, milhar	$y_{i,t-1}^{Serv}$	4.49 3.64	3.93 4.22	0.86 0.26	132.67 81.54
		PIB <i>p.c.</i> setor público: R\$/2010, milhar	$y_{i,t-1}^{Ind}$	1.65 2.62	0.57 0.71	0.62 1.18	6.42 7.86
	Capital Físico	G. púb. <i>p.c.</i> em capital: R\$/2010, milhar	Δk_{it}^{FBCF}	0.17 0.22	0.14 0.15	0.01 0.01	4.04 2.60
		Créd. imobiliário <i>p.c.</i> : R\$/2010, milhar	Δk_{it}^{Imob}	0.11 0.27	1.29 1.41	0.00 0.00	87.90 88.14
		Dif. no % de domicílios c/água e esgoto	$\Delta k_{it}^{San.B.}$	8.86 6.44	7.88 7.34	-45.49 -40.86	51.25 61.58
	Capital Humano	Dif. no % de empregos c/educ. superior	$\Delta h_{it}^{Educ.}$	1.07 0.89	0.95 1.09	-15.71 -10.49	14.68 15.87
		Var. na idade dos trabalhadores	$\Delta h_{it}^{Exp.ID}$	1.04 1.07	0.07 0.06	0.64 0.79	1,78 1.72
		Permanência no emprego: meses	$\Delta h_{i,t-1}^{Exp.PE}$	63.78 66.52	31.01 27.43	0.90 12.34	262.90 263.34
		Var. na mortalidade evitável	Δh_{it}^{Sau}	1.37 1.24	0.79 0.30	0.40 0.36	13.02 3.43
	Demografia	Var. populacional	ngd_{it}	1.09 1.04	0.17 0.14	0.51 0.54	2.90 2.89
	Pol. Fiscal e Monetária	G. público corrente <i>p.c.</i> : R\$/2010, milhar	ΔG_{it}^{Cor}	0.84 1.34	0.59 0.58	0.05 0.11	24.34 9.24
		Crédito bancário <i>p.c.</i> : R\$/2010, milhar	$\Delta M_{it}^{Cred.T}$	0.53 3.90	5.75 177.36	0.00 0.00	395.10 13053.16
Aspectos Geográficos e Ambientais	Temperatura - Graus centígrados	$Temp_i$	22.82	3.02	14.00	28.04	
	Precipitação - Milímetros/mês	$Prec_i$	115.77	36.81	28.87	282.43	
	Localização - Km da capital estadual	Loc_i	253.31	163.20	0.00	1476.28	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: a) *p.c.* = per capita; b) *Var.* = $(x_{it}/x_{i,t-1})$ e *Dif.* = $(x_{it} - x_{i,t-1})$; c) variáveis na forma não-logarítmica.

²⁶ Ao aplicar \ln , nas variáveis de crédito bancário (Δk_{it}^{Imob} , $\Delta M_{it}^{Cred.R}$ e $\Delta M_{it}^{Cred.T}$), mantivemos os “zeros”, mesmo cientes de que $\ln(0)$ é indeterminado. Nestes casos, para garantir que o \ln produza uma transformação monotônica dos dados (*i.e.*: mantenha o ordenamento original), seus valores foram multiplicados por 1000000 (antes do \ln). Assim, o \ln resultante do “menor valor não-nulo” será positivo e, portanto, maior que os “zeros” originais.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

As estimativas via *efeitos-aleatórios* (EA) e *efeitos-fixos* (EF), expostas na Tabela 3, revelam os impactos dos fatores comumente associados ao crescimento econômico (discutidos na seção 2), sobre a variação do PIB total (Δy_{it}) dos municípios brasileiros, entre 2000-2010 e 2010-2020, e de suas respectivas parcelas setoriais (Δy_{it}^{Agro} , Δy_{it}^{Ind} , Δy_{it}^{Serv} e $\Delta y_{it}^{S.Púb.}$), ignorando a possibilidade de que tais impactos possam variar conforme o nível de crescimento local.

Em todos os casos, o teste de Hausman (1978) sugere que os modelos de EF são preferíveis aos de EA. Porém, como o procedimento EF elimina qualquer fator invariante no tempo (observável ou não), a única forma de avaliar os efeitos associados à temperatura ($Temp_i$), precipitação ($Prec_i$) e localização (Loc_i) seria via EA. Ainda que tais estimações possam conter algum tipo de viés, é notável a distinção de impactos nos diferentes setores produtivos. Ao contrário da agropecuária (Δy_{it}^{Agro}) e do setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$), cujo crescimento seria facilitado em locais quentes/chuvosos ($Temp_i$ e $Prec_i$ positivos/significativos), o setor industrial (Δy_{it}^{Ind}) e de serviços (Δy_{it}^{Serv}) seriam beneficiados por ambientes com clima mais ameno/chuvoso. Ademais, a Δy_{it}^{Agro} (talvez por depender do avanço sobre áreas rurais)²⁷ seria a única favorecida pela distância em relação aos grandes centros urbanos (Loc_i positivo/significativo). Estes efeitos antagônicos, acabam anulando os impactos de Loc_i e $Temp_i$ sobre o crescimento do PIB total (Δy_{it}), sugerindo que as análises voltadas apenas à produção agregada poderiam esconder efeitos relevantes, no âmbito setorial (Tabela 3).

Retornando aos modelos de EF (Tabela 3), nota-se que todas as variáveis associadas ao crescimento do PIB total (Δy_{it}) revelaram-se significativas e respeitaram os sinais sugeridos pela literatura (vide Equação 2). Entretanto, apenas a renda inicial ($y_{i,t-1}$), as alterações no saneamento ($\Delta k_{it}^{San.B.}$) e os gastos municipais correntes (ΔG_{it}^{Cor}) mantiveram-se significativos e com o mesmo sinal nas análises setoriais. Ainda assim, as diferentes magnitudes destes coeficientes sugerem que a convergência de renda seria maior no setor de serviços e industrial,

²⁷ Os dados do SIDRA/IBGE (2024 – Tabela 5457) revelam que tanto a área colhida quanto a plantada cresceram mais de 60% no Brasil, entre os anos de 2000 e 2020.

respectivamente, e mais lenta na esfera pública.²⁸ Ademais, melhorias no saneamento e/ou maiores gastos municipais correntes trariam mais benefícios à indústria e agropecuária e impactos tímidos no setor público.

Tabela 3. Efeitos associados às oscilações econômicas totais e setoriais

N = 10930	PIB Total (Δy_{it})		PIB agropecuário (Δy_{it}^{Agro})		PIB industrial (Δy_{it}^{Ind})		PIB serviços (Δy_{it}^{Serv})		PIB setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$)	
	EA	EF	EA	EF	EA	EF	EA	EF	EA	EF
Constante	0.540***	2.728***	-2.413***	0.033	1.460***	-0.134	2.318***	1.342***	0.265***	0.830***
$y_{i,t-1}$	-0.321***	-1.256***	-0.187***	-1,159***	-0.331***	-1.293***	-0.581***	-1.301***	-0.534***	-0.921***
Δk_{it}^{FBCF}	0.046***	0.041***	-0.056***	0.022	0.130***	0.086***	0.047***	0.015	0.037***	0.007*
Δk_{it}^{Imob}	0.008	0.005***	-0.007***	0.008***	0.015***	0.002	0.035***	0.009***	-0.005***	-0.002***
$\Delta k_{it}^{San.B.}$	0.001**	0.002***	-0.003***	0.003***	-0.000	0.003***	-0.002***	0.001***	0.001***	0.000*
$\Delta h_{it}^{Educ.}$	0.049***	0.021***	-0.000	-0.003	0.091***	0.034***	0.046***	0.018***	0.023***	0.009***
$\Delta h_{it}^{Exp.ID}$	-0.644***	-0.177***	-0.776***	-0.196***	-1.719***	-0.560***	-0.332***	-0.293***	-0.269***	0.058***
$\Delta h_{i,t-1}^{Exp.PE}$	-0.109***	0.045***	-0.064***	0.053**	-0.276***	0.015	-0.149***	0.002	-0.051***	0.038***
Δh_{it}^{Sau}	-0.054***	-0.044***	-0.140***	-0.009	-0.115***	-0.093***	-0.136***	-0.016*	-0.015***	-0.028***
ngd_{it}	-0.191***	-0.120***	-0.760***	-0.171***	0.385***	0.308***	-0.080***	0.011	-0.308***	-0.543***
ΔC_{it}^{Cor}	0.229***	0.386***	0.288***	0.282***	0.182***	0.317***	0.478***	0.280***	0.040***	0.179***
$\Delta M_{it}^{Cred.T}$	0.008***	0.004***	0.004***	0.003*	0.017***	0.004*	0.027***	0.001	-0.003***	0.002***
$Temp_i$	0.032	-	0.212***	-	-0.183***	-	-0.582***	-	0.198***	-
$Prec_i$	0.129***	-	0.296***	-	0.096***	-	0.102***	-	0.046***	-
Loc_i	0.004	-	0.144***	-	-0.031***	-	-0.024***	-	-0.013***	-
Estatísticas de ajuste										
R2	0.39	0.67	0.33	0.69	0.40	0.67	0.79	0.92	0.87	0.91
AIC	-	-10451.6	-	1769.70	-	7748.92	-	-13083.35	-	-31489.71
Hausman	4263.10***		5187.76***		4664.64***		7086.63***		5257.53***	

Notas: a) p-valor. * <0.10 ; ** <0.05 ; *** <0.01 ; b) EA = efeitos aleatórios; EF = efeitos fixos; N = ($i * t$).

Fonte: elaboração própria com base no software STATA.

Ainda que mantenham os mesmos sinais, algumas variáveis perderam significância nas estimações setoriais. O investimento público municipal (Δk_{it}^{FBCF}), por exemplo, parece estimular a indústria (Δy_{it}^{Ind}) e o setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$), mas não a Δy_{it}^{Agro} e Δy_{it}^{Serv} . Já a agropecuária (Δy_{it}^{Agro}) mostrou-se insensível à alterações na participação de trabalhadores com nível superior ($\Delta h_{it}^{Educ.}$)²⁹ e/ou no saneamento básico (Δh_{it}^{Sau}). Por sua vez, a experiência laboral ($\Delta h_{i,t-1}^{Exp.PE}$) seria crucial ao agronegócio e ao setor público, mas não afetaria Δy_{it}^{Ind} e Δy_{it}^{Serv} . Ademais, apenas o setor de serviços (Δy_{it}^{Serv}) não seria impulsionado pelas operações de crédito municipal ($\Delta M_{it}^{Cred.T}$) (Tabela 3).

Dentre as que apresentaram alguma ambiguidade de sinal, nota-se que: o crédito imobiliário (Δk_{it}^{Imob}), embora estimule Δy_{it}^{Agro} e Δy_{it}^{Serv} , não afetaria Δy_{it}^{Ind} e poderia, até mesmo, prejudicar o setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$). Já o avanço da idade dos trabalhadores ($\Delta h_{it}^{Exp.ID}$) seria um problema para a agropecuária, indústria e serviços, mas teria uma associação positiva

²⁸ Quanto mais negativo for o coeficiente de $y_{i,t-1}$, maior tende a ser a velocidade de convergência.

²⁹ O que é razoável a um setor que, quase, não requer mão-de-obra qualificada (Pauli, Nakabashi e Sampaio, 2012).

com o setor público (que acaba acomodando trabalhadores em idades mais avançadas, devido à estabilidade no emprego e à oferta de cargos administrativos).³⁰ Por fim, o crescimento populacional (ngd_{it}) revelou-se nocivo à agropecuária e ao setor público, mas não afetaria os serviços e poderia, inclusive, servir de estímulo à atividade industrial (Tabela 3).³¹

Os resultados da Tabela 3 sugerem que as políticas de promoção ao crescimento econômico municipal deveriam levar em consideração o perfil produtivo local. Do contrário, corre-se o risco de se obter efeitos abaixo do esperado, nulos (*i.e.*: não significativos) e, até mesmo, prejudiciais ao crescimento. Porém, a heterogeneidade produtiva municipal não seria a única a distorcer os impactos dos estímulos econômicos. Na realidade, acredita-se que locais com diferentes níveis de renda enfrentariam desafios específicos, o que faria com que certas ações funcionassem melhor que outras (Durlauf e Johnson, 1995; Bulman, Eden e Nguyen, 2017). Assim, com base na *lei dos rendimentos decrescentes dos fatores de produção*, que serve de sustentação à hipótese de convergência de renda (válida para os municípios brasileiros, segundo Firme, 2022), pode-se concluir que os locais com maiores/menores níveis de crescimento econômico demandariam políticas distintas, pois possuiriam menores/menores estoques de capital físico e humano.

Ao testar esta hipótese para o PIB total (Tabela 4), usando modelos com *dummies interativas* (DI), *regimes múltiplos* (R) e *regressões quantílicas* (RQ), que permitem diferenciar os impactos das variáveis testadas, conforme o crescimento econômico local (*i.e.*: alto, médio e baixo), nota-se que apenas o coeficiente de convergência de renda ($y_{i,t-1}$) manteve-se significativo/negativo em todas as faixas consideradas. Portanto, a diferença entre o PIB *per capita* dos municípios brasileiros mais ricos e mais pobres estaria diminuindo, independentemente do perfil de crescimento local.

Dada a quantidade de coeficientes obtidos via DI, R e RQ (mais de uma centena, apenas para o PIB total), as análises concentraram-se nos *Efeitos Significativos Preponderantes* (E.S.P.) de cada variável explicativa (Tabela 4).³²

³⁰ Galeano (2024) afirma que, “no setor público federal, pessoas acima dos 60 anos são mais que o dobro de jovens”.

³¹ Cabe destacar que o “*próprio crescimento econômico municipal poderia atrair pessoas de regiões vizinhas*” (Firme, 2022, p.93). Logo, o crescimento industrial poderia ser o responsável pelo aumento da população local (e não o contrário).

³² Onde o sobrescrito #, ## e ### indica que o E.S.P. ocorreu somente em um, em dois ou nos três modelos testados, respectivamente. Ademais, como o estimador das *regressões quantílicas* (RQ) é distinto dos demais, assim como a amostra usada nas estimativas via *regimes* (R), recomenda-se cautela ao comparar os coeficientes obtidos via DI, R e RQ.

Tabela 4. Efeitos associados às oscilações econômicas totais, conforme o nível local de crescimento

	PIB Total (Δy_{it})											
	Alto				Médio				Baixo			
	DI	R	RQ	E.S.P.	DI	R	RQ	E.S.P.	DI	R	RQ	E.S.P.
Constante	1.882***	1.586***	-	n.a.	1.882***	1.478***	-	n.a.	1.882***	2.105***	-	n.a.
$y_{i,t-1}$	-0.853***	-0.714***	-0.706***	(-)###	-0.826***	-0.774***	-0.886***	(-)###	-0.907***	-0.953***	-0.553***	(-)###
Δk_{it}^{FBCF}	0.004	-0.011	0.130	N.Sig.	0.015	0.005	0.088	N.Sig.	0.035***	0.026*	0.025	(+)##
Δk_{it}^{Imob}	0.006***	0.004	0.013	(+)#	0.004**	0.005***	0.043***	(+)###	0.002	-0.007**	0.023**	ICC
$\Delta k_{it}^{San.B.}$	0.001	0.001	0.003	N.Sig.	0.000	-0.000	-0.003	N.Sig.	0.001**	0.001	0.001	(+)##
$\Delta h_{it}^{Educ.}$	0.006	0.013	0.149***	(+)#	-0.006**	-0.003	0.119***	ICC	0.020***	0.007*	0.065***	(+)###
$\Delta h_{it}^{Exp.ID}$	0.112	0.054	-2.372***	(-)#	0.046	0.082**	-1.387***	ICC	-0.259***	0.051	-0.569	(-)#
$\Delta h_{it}^{Exp.PE}$	0.060***	0.107*	-0.384***	(+)##	0.017	0.043***	-0.339***	ICC	0.033***	0.038*	-0.129	(+)##
Δh_{it}^{Sau}	0.044**	0.100*	-0.163	(+)##	0.004	-0.014*	-0.063	(-)#	-0.066***	0.003	-0.086	(-)#
ngd_{it}	0.023	-0.068	-0.695***	(-)#	-0.014	-0.079**	-1.187***	(-)##	-0.074**	0.062	-0.646***	(-)#
ΔG_{it}^{Cor}	0.521***	0.757***	0.774	(+)##	0.309***	0.284***	0.738	(+)##	0.193***	0.005	0.673**	(+)##
$\Delta M_{it}^{Cred.T}$	0.003***	0.002	0.025**	(+)##	0.002***	0.003***	0.027***	(+)###	0.003***	0.000	0.021***	(+)##
$Temp_i$	-	-	0.740	N.Sig.	-	-	0.317	N.Sig.	-	-	-0.048	N.Sig.
$Prec_i$	-	-	1.649***	(+)#	-	-	1.378	N.Sig.	-	-	0.429	N.Sig.
Loc_i	-	-	8.483	N.Sig.	-	-	8.779	N.Sig.	-	-	9.400	N.Sig.
R2	0.81	0.44	-		0.81	0.79	-		0.81	0.80	-	
AIC	-16666.9	-633.28	-		-16666.9	-4723.83	-		-16666.9	-2311.41	-	
Hausman	1891.50***	173.18***	-		1891.50***	538.23***	-		1891.50***	399.78***	-	

Notas: a) p-valor. * <0.10 ; ** <0.05 ; *** <0.01 ; b) DI = *dummies* interativas; R = regimes; RQ = regressão quantílica; c) E.S.P. = Efeito Significativo Preponderante (# revela quantas vezes o efeito ocorreu); d) N.Sig. = não significativo; ICC = inconclusivo; e) O teste de Hausman indicou o EF (reportado nesta tabela) em todos os casos. **Fonte:** elaboração própria com base no *software* STATA.

Assim, notou-se que investimentos públicos municipais (Δk_{it}^{FBCF}) e/ou melhorias no saneamento ($\Delta k_{it}^{San.B.}$) estimulariam apenas locais com baixo nível de crescimento econômico,³³ já o crédito imobiliário (Δk_{it}^{Imob}) beneficiaria aqueles cujo o crescimento é médio ou alto.³⁴ O avanço da idade da mão-de-obra ($\Delta h_{it}^{Exp.ID}$) parece ser um empecilho às cidades com alto e baixo crescimento, enquanto melhorias na educação ($\Delta h_{it}^{Educ.}$) e/ou na experiência laboral ($\Delta h_{it}^{Exp.PE}$) serviriam de estímulo aos mesmos. Nos locais onde o crescimento situou-se próximo à média, os sinais de $\Delta h_{it}^{Educ.}$, $\Delta h_{it}^{Exp.ID}$ e $\Delta h_{it}^{Exp.PE}$ mostraram-se divergentes e, portanto, inconclusivos (ICC). Ao contrário do aumento populacional (ngd_{it}), que teve efeitos negativos, os incentivos fiscais (ΔG_{it}^{Cor}) e monetários ($\Delta M_{it}^{Cred.T}$) seriam benéficos em todos os casos testados.³⁵ Por sua vez, melhorias na saúde (Δh_{it}^{Sau})³⁶ serviriam de fomento às localidades com baixo e médio crescimento, mas isto se inverteria naquelas de elevado crescimento econômico. Assumindo que este último caso refere-se aos municípios mais pobres (hipótese de

³³ Valendo-se da hipótese de convergência, estes locais também seriam (supostamente) mais ricos, o que corroboraria as estimativas de Durlauf e Johnson (1995).

³⁴ Lembrando que os níveis de crescimento econômico (Δy_{it}) equivalem à taxas anuais em torno de -1.2% a -1% (baixo), 1.4% (médio) e 5.4% a 5.7% (alto) (Tabela 1)

³⁵ Os sinais de ngd_{it} , ΔG_{it}^{Cor} e $\Delta M_{it}^{Cred.T}$, da Tabela 4, seguem o mesmo padrão da Tabela 3.

³⁶ Cujos sinais negativos (-) indica haver uma relação inversa entre a mortalidade por causas evitáveis (Δh_{it}^{Sau}) e Δy_{it} .

convergência), pode-se inferir que a elevada subnotificação de óbitos somada à grande incidência de mortes por “causas mal definidas”, típicas deste grupo (Andrade e Szwarcwald, 2007; Frias, 2008; França *et al*, 2014; Couto *et al*, 2019), podem ter distorcido os efeitos da Δh_{it}^{Sau} sobre Δy_{it} . Por fim, maiores níveis de precipitação ($Prec_i$) parecem favorecer os municípios com alto crescimento econômico. Novamente, como locais mais pobres costumam ser mais dependentes das atividades rurais (Bulman, Eden e Nguyen, 2017), é natural que a chuva seja um fator relevante (Tabela 4).

Os resultados até aqui indicam que seria ingênuo supor que ações semelhantes pudessem gerar os mesmos resultados em locais com diferentes perfis produtivos (Tabela 3) e/ou que estão em fases distintas de crescimento econômico (Tabela 4). Portanto, ao conjugar/testar estas duas características locais (Tabela 5), é possível sugerir políticas específicas, que considerem tanto o perfil produtivo municipal (*i.e.*: agropecuário, industrial, serviços ou setor público) quanto a sua atual fase de crescimento econômico setorial (alto, médio ou baixo). De modo geral, notou-se que somente a convergência de renda seria válida, a todos os setores, independentemente do nível de crescimento local ($y_{i,t-1}$ negativo/significativo).

O investimento público municipal (Δk_{it}^{FBCF}), apesar da relação positiva com a indústria (Δy_{it}^{Ind}), em todas as faixas de crescimento, seria irrelevante ao setor de serviços (Δy_{it}^{Serv}) e poderia, até, inibir a produção agropecuária (Δy_{it}^{Agro}), em locais cujo crescimento deste setor é médio (em torno de 1.3% a 1.4% a.a.) ou alto (próximo a 9.1% a.a.).³⁷ Apenas a Δy_{it}^{Agro} de cidades com baixo crescimento neste segmento (entre -3.9% e -4.3% a.a.) seriam beneficiadas por melhorias em Δk_{it}^{FBCF} . O crédito imobiliário (Δk_{it}^{Imob}) mostrou-se favorável à agropecuária, indústria e serviços, em locais cujo crescimento foi médio/alto. Mas tal efeito seria negativo (ou inconclusivo, ICC) nos municípios com baixo crescimento nos respectivos setores. Ampliações no saneamento ($\Delta k_{it}^{San.B.}$) estimulariam a indústria, os serviços e o setor público de locais com alto crescimento nestes segmentos, mas perderia significância naqueles com baixo crescimento (podendo, inclusive, gerar efeitos negativos: caso da Δy_{it}^{Serv}). A exceção, em locais com baixo crescimento setorial, seria a agropecuária (Δy_{it}^{Agro}), cuja relação com $\Delta k_{it}^{San.B.}$ é positiva (Tabela 5).

³⁷ Rever a Tabela 1, para compreender os diferentes níveis de crescimento setorial.

Tabela 5. Efeitos significativos preponderantes associados às oscilações econômicas setoriais, conforme o nível local de crescimento

	PIB agropecuário (Δy_{it}^{Agro})			PIB industrial (Δy_{it}^{Ind})			PIB serviços (Δy_{it}^{Serv})			PIB setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$)		
	Alto	Médio	Baixo	Alto	Médio	Baixo	Alto	Médio	Baixo	Alto	Médio	Baixo
Constante	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
$y_{i,t-1}$	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###
Δk_{it}^{FBCF}	(-)#	(-)#	(+)#	(+)#	(+)#	(+)###	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	(+)#	N.Sig.	(+)#
Δk_{it}^{Imob}	(+)###	(+)###	ICC	(+)#	(+)#	(-)###	(+)###	(+)###	(-)###	(-)#	N.Sig.	(-)###
$\Delta k_{it}^{San.B.}$	N.Sig.	ICC	(+)#	(+)#	(+)#	N.Sig.	(+)#	N.Sig.	(-)###	(+)#	N.Sig.	N.Sig.
$\Delta h_{it}^{Educ.}$	(-)#	(-)#	N.Sig.	(+)###	(+)###	(+)###	(+)#	(+)#	(+)###	(+)###	(+)###	(+)###
$\Delta h_{it}^{Exp.ID}$	ICC	ICC	(-)#	N.Sig.	(-)#	(-)###	N.Sig.	N.Sig.	(-)###	ICC	(+)###	(-)###
$\Delta h_{i,t-1}^{Exp.PE}$	(+)###	ICC	N.Sig.	(-)#	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(-)###	(+)###	(+)###	(+)###
Δh_{it}^{Sau}	(-)###	(-)###	ICC	(+)###	(-)###	(-)###	ICC	(+)###	(-)###	N.Sig.	(-)###	(-)###
ngd_{it}	(-)###	ICC	(-)###	(+)###	(+)###	(+)###	N.Sig.	(+)###	ICC	(-)###	(-)###	(-)###
ΔG_{it}^{Cor}	(+)###	(+)###	ICC	(+)###	(+)###	(-)###	(+)###	(+)###	(-)###	(+)###	(+)###	(+)###
$\Delta M_{it}^{Cred.T}$	N.Sig.	(+)###	(+)###	(+)###	(+)###	(+)###	(+)###	(+)###	(-)###	(+)###	N.Sig.	ICC
$Temp_i$	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.
$PreC_i$	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	(+)###	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.
Loc_i	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.	N.Sig.

Notas: **a)** Efeito Significativo Preponderante (E.S.P) baseado nos resultados da Tabela A.1 (Apêndice); **b)** # revela quantas vezes o efeito ocorreu dentre os 3 modelos testados; **c)** N.Sig. = não significativo; ICC = inconclusivo.

Fonte: elaboração própria com base no *software* STATA.

Os resultados ainda sugerem que melhorias na educação ($\Delta h_{it}^{Educ.}$) impulsionariam quase todos os setores (independentemente do grau de crescimento local), exceto a agropecuária, que parece ser inibida pela maior qualificação da mão-de-obra (principalmente em municípios cujo crescimento deste setor é médio/alto).³⁸ O avanço da idade ($\Delta h_{it}^{Exp.ID}$) revelou-se problemático à todos os setores de cidades com baixo crescimento, mas perderia significância (ou seria inconclusivo) nos locais de maior crescimento. Apenas o setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$) seria favorecido pela experiência laboral ($\Delta h_{i,t-1}^{Exp.PE}$), em qualquer nível de crescimento. Na agropecuária e serviços, isto ocorreria apenas em locais com alto crescimento setorial. Já na indústria, o efeito de $\Delta h_{i,t-1}^{Exp.PE}$ seria sempre negativo. Reduções na mortalidade evitável (Δh_{it}^{Sau}) tenderiam a alavancar quase todos os setores com crescimento baixo (exceto Δy_{it}^{Agro} , cujo impacto foi inconclusivo) e/ou moderado (excluindo-se Δy_{it}^{Serv} , onde o sinal seria positivo). Todavia, nos locais onde o crescimento agropecuário é elevado, nota-se uma relação positiva entre Δh_{it}^{Sau} e Δy_{it}^{Agro} (Tabela 5).

O crescimento populacional (ngd_{it}) revelou-se um entrave ao setor público ($\Delta y_{it}^{S.Púb.}$), em todos os casos, e à agropecuária (Δy_{it}^{Agro}), nos locais com alto/baixo crescimento. Porém, tal variável apresentou relação positiva com o setor de serviços (onde o crescimento foi

³⁸ Os resultados da Tabela 3 já sugeriam que a agropecuária não seria favorecida por melhorias educacionais.

moderado) e com a indústria (em todos os casos).³⁹ O gasto corrente municipal (ΔG_{it}^{Cor}) só não se mostrou favorável em locais com baixo crescimento agropecuário, industrial e de serviços, sendo positivo nos demais casos. Já a oferta de crédito local ($\Delta M_{it}^{Cred.T}$) poderia alavancar a indústria, a agropecuária (exceto com alto crescimento) e os serviços (excluindo os de baixo crescimento). Porém, seus efeitos seriam mais tímidos no setor público, restringindo-se aos locais de alto crescimento neste segmento (Tabela 5).

Os resultados desta seção sugerem que os impactos de políticas voltadas ao crescimento do PIB municipal (total ou setorial) dependem do perfil produtivo local e do atual nível de crescimento de cada município. Deste modo, uma política pública genérica (que ignore estes fatores), mesmo que bem-intencionada, dificilmente seria benéfica à todos os municípios brasileiros e poderia, inclusive, inibir certas atividades produtivas, agravando as desigualdades regionais.

³⁹ Os efeitos setoriais significativos de ngd_{it} seguiram a mesma lógica da Tabela 3.

5. CONCLUSÃO

Os municípios brasileiros possuem perfis produtivos e níveis de riqueza muito heterogêneos. Segundo as contas regionais, calculadas pelo IBGE, a dependência local, de um dos quatro macro-setores produtivos (*i.e.*: indústria, agropecuária, serviços e setor público), pode variar de menos de 1% a quase 90% do PIB municipal. Ademais, o PIB *per capita* da cidade mais rica do país chega a ser mais de 130 vezes o da mais pobre.⁴⁰ Como economias com perfis produtivos distintos demandariam insumos específicos e locais com diferentes níveis de renda enfrentariam trajetórias de crescimento econômico próprias (hipótese de convergência), com seus respectivos desafios, seria improvável que os mesmos estímulos gerassem efeitos semelhantes em todo o território nacional.

Visando testar esta hipótese, avaliou-se os condicionantes do crescimento econômico de 5465 municípios brasileiros, entre os anos de 2000-2010 e 2010-2020 (*i.e.*: dados em painel). Para tanto, estimou-se modelos com *dummies interativas* (DI), *regimes múltiplos* (R) e *regressões quantílicas* (RQ), que permitiram verificar quais ações seriam mais adequadas à produção total e setorial de locais cujo respectivo crescimento econômico foi baixo, moderado ou alto, no período considerado.

Embora os condicionantes do crescimento econômico total (ignorando os diferentes níveis de crescimento municipal) tenham respeitado os sinais sugeridos pela literatura, há notáveis divergências setoriais. A convergência de renda foi maior no setor de serviços e industrial, respectivamente, e mais lenta na esfera pública. Melhorias no saneamento e maiores gastos municipais correntes trariam mais benefícios à indústria e agropecuária, com efeitos tímidos no setor público, enquanto o investimento das prefeituras estimularia a indústria e o setor público. Por sua vez, a agropecuária seria insensível às mudanças na educação do trabalhador e no saneamento, mas (assim como o setor público) seria impulsionada pela experiência laboral. Apenas o setor de serviços não cresceria com as operações locais de crédito. Já o crédito imobiliário, embora estimule a agropecuária e os serviços, não afetaria a indústria e poderia, até mesmo, prejudicar o setor público. O envelhecimento dos trabalhadores seria problemático à quase todos os segmentos, exceto o setor público. Por fim, o crescimento

⁴⁰ Rever a nota de rodapé 2, para as concentrações setoriais, e a Tabela 2, para as disparidades associadas à renda inicial.

populacional revelou-se desfavorável à agropecuária e ao setor público, mas não afetaria os serviços e teria uma relação positiva com a atividade industrial.

Ao considerar o nível de crescimento econômico municipal, assumindo que uma variação anual, do PIB total, de 5.4% a 5.7% é “elevada”, em torno de 1.4% é “moderada” e entre -1% e -1.2% é “pequena”, notou-se que apenas a convergência manteve o mesmo sinal/significância em todas as faixas testadas. Os investimentos públicos municipais e melhorias no saneamento estimulariam apenas locais com baixo crescimento, enquanto o crédito imobiliário beneficiaria os de crescimento médio/alto. Já o envelhecimento dos trabalhadores seria um empecilho às cidades com alto e baixo crescimento, enquanto melhorias na educação e/ou na experiência laboral serviriam de estímulo. Ao contrário do aumento populacional, cujos efeitos seriam sempre negativos, os incentivos fiscais e monetários revelaram-se benéficos em todos os casos. Por sua vez, melhorias na saúde serviriam de fomento aos locais com baixo/médio crescimento, mas isto se inverteria entre os de alto crescimento. Por fim, maiores precipitações parecem favorecer os municípios com crescimento elevado.

Estes efeitos revelam que seria ingênuo propor ações semelhantes para locais com diferentes níveis de crescimento econômico e/ou com perfis produtivos distintos. Logo, ao considerar estas duas características locais, seria possível sugerir algumas políticas específicas e (potencialmente) mais adequadas à cada município. Por exemplo:

Os estímulos à agropecuária de alto crescimento (*i.e.*: em torno de 9.1% a.a.), deveriam se concentrar nos gastos correntes, no crédito imobiliário, na experiência laboral e em melhorias na saúde, cientes de que investimentos públicos, avanços na educação e o crescimento populacional poderiam inibir esta atividade. Boa parte destas ações também funcionaria em locais de *crescimento médio* (*i.e.*: entre 1.3% e 1.4% a.a.), exceto a experiência laboral e o crescimento populacional, que perderiam relevância. Ademais, a oferta de crédito local se tornaria uma boa opção. Nos municípios de *baixo crescimento* (*i.e.*: próximo a -4.3% e -3.9% a.a.), a oferta de crédito permanece benéfica, assim como o investimento público municipal e melhorias no saneamento. Todavia, o envelhecimento do trabalhador e o crescimento populacional tornam-se empecilhos. Neste último caso, os efeitos do crédito imobiliário, educação, experiência laboral, saúde e gasto corrente seriam inconclusivos ou sem significância.

Quanto à indústria de alto crescimento (*i.e.*: em torno de 13.8% e 15.2% a.a.),

recomenda-se focar nos gastos correntes e de capital, no crédito imobiliário e total e em melhorias no saneamento e na educação. A experiência laboral e melhorias na saúde não parecem estimular este segmento, porém haveria uma relação positiva com o crescimento populacional. Parte destes efeitos se mantém nos locais de *crescimento médio* (*i.e.*: entre 0.6% e 0.5% a.a.), exceto o envelhecimento da mão-de-obra, que se torna um entrave, e as melhorias na saúde, que passam a alavancar o setor. Tanto o crédito imobiliário quanto os gastos correntes deixariam de ser opções benéficas aos municípios de *baixo crescimento* (*i.e.*: próximo a -4.3% e -4.9% a.a.). Ademais, o saneamento perderia relevância neste último caso.

No que tange ao setor de serviços, com alto crescimento (*i.e.*: em torno de 4% a.a.), sugere-se aumentar o crédito imobiliário e total, bem como os gastos correntes, além de promover melhorias na educação/saneamento. Manter os trabalhadores por mais tempo no emprego também se mostrou favorável. Nos locais de *crescimento médio* (*i.e.*: próximo a 0% a.a.), o saneamento perde relevância e a experiência laboral deixa de ser vantajosa, ademais há uma relação positiva deste grupo com o crescimento populacional. Apenas melhorias na educação/saúde parecem beneficiar os municípios de *baixo crescimento* (*i.e.*: entre -2.8% e -3.3% a.a.).

No setor público com alto crescimento (*i.e.*: entre 5.1% e 5.3% a.a.), os gastos municipais (correntes e de capitais), a experiência laboral, o crédito total e melhorias na educação/saneamento seriam boas práticas, ao contrário do crescimento populacional e do crédito imobiliário. Nas cidades de *crescimento médio* (*i.e.*: próximo a 3.4% a.a.), melhorias na saúde tornam-se relevantes, enquanto o investimento municipal, o saneamento e a oferta de crédito imobiliário e total perdem significância. Ademais, este grupo teria uma relação positiva com o envelhecimento do trabalhador. Entre os de *baixo crescimento* (*i.e.*: em torno de 1.8% a.a.), nota-se que o investimento público municipal e o crédito imobiliário retomam os mesmos impactos apresentados nos locais de alto crescimento. Neste último cenário, o envelhecimento do trabalhador seria um entrave à economia local.

De modo geral, os resultados deste estudo sugerem que o crescimento econômico municipal requer políticas específicas, estipuladas com base no conhecimento prévio do perfil produtivo local e do atual nível de crescimento municipal. Ignorar tais características seria como sugerir antibióticos a qualquer paciente com dor de garganta, ou seja, útil aos casos bacterianos, mas não às infecções virais. Consequentemente, uma política pública genérica, mesmo que bem-intencionada, dificilmente seria benéfica (ou mesmo útil) à atividade econômica de todos

os municípios brasileiros.

Como proposta de trabalho futuro, recomenda-se testar a influência destes condicionantes do crescimento econômico, em municípios com diferentes níveis de renda, a fim de verificar possíveis divergências em relação aos efeitos apresentados nesta pesquisa. Embora tal abordagem seja inviável via *Regressões Quantílicas* (cujos *quantis* baseiam-se na variável dependente), seria factível por meio dos modelos com *dummies interativas* e *regimes múltiplos*.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J.A. Reversal of fortune: Geography and institutions in the making of the modern world income distribution. *The Quarterly journal of economics*, 117(4), 1231-1294, 2002.
- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas, SP. Editora Alínea, 2012, p.498.
- ALMEIDA, L.A.; FIRME, V.A.C. Educação e crescimento econômico: um estudo econométrico-espacial para os municípios do sudeste brasileiro. *Revista PPE (IPEA)*, v.53, n.1, p.201-229, 2023.
- ANDRADE, T.A.; SERRA, R.V. Crescimento econômico nas cidades médias brasileiras. Texto para discussão n.592. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. p.1-25.
- ANDRADE, C.L.T.D.; SZWARCOWALD, C.L. Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002. *Cadernos de saúde pública*, 23(5), p.1207-1216, 2007.
- BACHA, C.J.C.; ROCHA, M.T. O comportamento da agropecuária brasileira no período de 1987 a 1996. *Revista de Economia e sociologia Rural*, Brasília. v.36, n.1, p.35-59, 1998.
- BARIŞIK, S.; ERGEN, K. Heterogenous effects of the determinants of pro-market reforms: Panel quantile estimation for OECD countries. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 26(2), 36-51, 2023.
- BHARGAVA, A.; JAMISON, D.T.; LAU, L.J.; MURRAY, C.J. Modeling the effects of health on economic growth. *Journal of health economics*, 20(3), 423-440. 2001.
- BREUSCH, T.S; PAGAN A.R. The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics, *Review of Economic Studies* 47, 239–254. 1980.
- BRIGATTE, H.; TEIXEIRA, E.C. Determinantes de longo prazo do produto e da Produtividade Total dos Fatores da agropecuária brasileira no período 1974-2005. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 49, 815-836, 2011.
- BRIMMER, A.F.; SINAI, A. The monetary-fiscal policy mix: Implications for the short run. *The American Economic Review*, 76(2), p.203-208, 1986.
- BRUGNARO, R.; BACHA, C.J.C. Análise da participação da agropecuária no PIB do Brasil de 1986 a 2004. *Estudos Econômicos*, 39, 127-159, 2009.
- BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for

empirical research. *The Journal of Human Resources*, v.33, n.1, p.88-126, 1998.

BULMAN, D.; EDEN, M.; NGUYEN, H. Transitioning from low-income growth to high-income growth: is there a middle-income trap?. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 22(1), 5-28, 2017.

CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. *Microeconometrics Using Stata*. Rev. Ed. College Station, TX: Stata Press. 2010, 1641p.

CARDOSO, V.; PEROBELLI, F. Evaluation of the structure of the services sector in Brazil: a regional approach. 54th Congress of the European Regional Science Association, St. Petersburg - Russia, Aug/2014. Disponível em: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:wiiw:ersa14p865>

COUTO, M.S.A.; FIRME, V.A.C.; GUERRA, M.R.; BUSTAMANTE-TEIXEIRA, M.T. Efeito da redistribuição das causas mal definidas de óbito sobre a taxa de mortalidade por câncer de mama no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 24(9), p.3517-3528, 2019.

DATASUS – Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/>. Acesso em Abril/2024.

DURLAUF, S.N.; JOHNSON, P.A. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. *Journal of applied econometrics*, 10(4), 365-384, 1995.

DEGENHART, L.; VOGT, M.; ZONATTO, V.C. Influência dos gastos públicos no crescimento econômico dos municípios da Região Sudeste do Brasil. *Revista de Gestão*, 23(3), 233-245, 2016.

DIVINO, J.A.; SILVA JUNIOR, R.L.S. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Revista Economia*, v.13, n.3, p.507-528, 2012.

ESFAHANI, H.S.; RAMÍREZ, M.T. Institutions, infrastructure, and economic growth. *Journal of development Economics*, 70(2), p.443-477, 2003.

ESTBAN, Estatísticas Bancárias Municipais (frequência mensal). Disponível *on line* em: <https://www.bcb.gov.br/estatisticas/estatisticabancariamunicipios> Acesso em Abril/2024.

FELEMA, J.; RAIHER, A.P.; FERREIRA, C.R. Agropecuária brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.51, p.555-573, 2013.

FERREIRA NETO, A.B.; FREGUGLIA, R.D.S.; FAJARDO, B.D.A.G. Diferenciais salariais para o setor cultural e ocupações artísticas no Brasil. *Economia Aplicada*, 16, 49-76, 2012.

FIRME, V.A.C.; SIMÃO FILHO, J. Análise do crescimento econômico dos municípios de

minas gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000. *Economia Aplicada*, v.18, n.4, p.679-716, 2014.

FIRME, V.A.C. Crescimento econômico, desigualdade de renda e a influência dos fenômenos espaciais. *Geosul (UFSC)*, v.37, n.80, p.80-105, 2022.

FRANÇA E., et al. Causas mal definidas de óbito no Brasil: método de redistribuição baseado na investigação do óbito. *Rev Saude Publica*, 48(4), p.671-681, 2014.

FREGUGLIA, R.D.; MENEZES-FILHO, N.A.; SOUZA, D.B. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 37, 129-150, 2007.

FRIAS, P.; PEREIRA, P.; ANDRADE, C.; SZWARCOWALD, C. Sistema de Informações sobre Mortalidade: estudo de caso em municípios com precariedade dos dados. *Cadernos de Saúde Pública*, 24(10), p.2257-2266, 2008.

GALEANO, L. Apenas 6.7% dos servidores públicos federais são da geração Z. Folha de São Paulo, 31 de março, 2024. Disponível em: <https://www1.folha.uol.com.br/mercado/2024/03/apenas-67-dos-servidores-publicos-federais-sao-da-geracao-z.shtml>

GALEANO, E.V.; FEIJÓ, C. Crédito e crescimento econômico: evidências a partir de um painel de dados regionais para a economia brasileira nos anos 2000. *Revista econômica do Nordeste*, 43(2), 201-220, 2012.

GALI, J. How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data. *Quarterly Journal of Economics* 107, 709-738, 1992.

GALLO, J.L.; ERTUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980–1995. *Papers in Regional Science*. v.82, p.175-201, 2003.

GHOSH, S. *et al.* Unveiling the spillover effects of democracy and renewable energy consumption on the environmental quality of BRICS countries: A new insight from different quantile regression approaches. *Renewable Energy Focus*, 46, 222-235, 2023.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; HERMANN, J.; CASTRO, L. *Economia brasileira contemporânea: (1945-2015)*. Elsevier/GEN Atlas, 3ª Ed., 2016, 344p.

GOUVEIA, J.M.A. Diversificação econômica e qualidade do mercado de trabalho no Brasil: uma abordagem de regressão quantílica para dados em painel (2012-2019). Tese (doutorado) aprovada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da UNICAMP, 2020.

GREENE, W. *Econometric analysis* 5th ed. Prentice Hall. Upper Saddle River: NJ, 2002. 802p.

- HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46, 1251–1271. 1978.
- HELLER, L. Relação entre saúde e saneamento na perspectiva do desenvolvimento. *Ciênc. saúde coletiva*, Rio de Janeiro , v. 3, n. 2, p. 73-84, 1998.
- HIRSCHMAN, A.O. *The Strategy of Economic Development*, New Haven, CT: Yale University Press. 1958.
- IPEDATA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível *on line* em: <http://ipeadata.gov.br>. Acesso em abril/2024.
- ISUNJU, J. B.; SCHWARTZ, K.; SCHOUTEN, M. A.; JOHNSON, W. P.; VAN DIJK, M. P. Socio-economic aspects of improved sanitation in slums: a review. *Public Health*. v.125, n.6, p.368-376. 2011.
- JACINTO, P.D.A.; RIBEIRO, E.P. Crescimento da produtividade no setor de serviços e da indústria no Brasil: dinâmica e heterogeneidade. *Economia Aplicada*, 19(3), 401-427, 2015.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, v.46, n1, p.33-50, 1978.
- KOENKER, R. Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, v.91, n.1, p.74-89, 2004.
- KOENKER, R. Quantile regression: 40 years on. *Annual Review of Economics*, 9, 155-176, 2017.
- KROTH, D.; DIAS, J. A contribuição do crédito bancário e do capital humano no crescimento econômico dos municípios brasileiros: uma avaliação em painéis de dados dinâmicos. *Anais do 34º Encontro Nacional de Economia*, p.1-17, 2006.
- LEÃO, L.; RIBEIRO, H.M.D.; BASTOS, S.Q.A.; HERMETO, A.M. Indicador de desenvolvimento institucional municipal: impactos sobre a economia dos municípios brasileiros. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 50, 733-766, 2021.
- LIN, S.A. Government spending and economic growth. *Applied Economics*, 26(1), p.83-94, 1994.
- LUZ, A.D.; FOCHEZATTO, A. O transbordamento do PIB do Agronegócio do Brasil: uma análise da importância setorial via Matrizes de Insumo-Produto. *Revista de economia e sociologia rural*, 61, p.1-22, 2022.
- MACHADO, J.A.; SILVA, J.S. Quantiles via moments. *Journal of econometrics*, 213(1), 145-173, 2019.
- MANKIW, G. *Macroeconomia*. 8º. ed. Rio de Janeiro: Editora LTC, 2015.

MANKIW, N.G.; ROMER, D.; WEIL, D.N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v.107, n.2, p.407–437, 1992.

MASTERS, W.A.; MCMILLAN, M.S. Climate and Scale in Economic Growth. *Journal of Economic Growth*. v.6, p.167-186, S2001.

MEIRELLES, H. Crédito imobiliário e desenvolvimento econômico. *Conjuntura da Construção*, 5(4), 5-7, 2007.

MINCER, J. Human capital and economic growth. *Economics of education review* 3(3), 195-205, 1984.

MONTE, E.; AGUIAR, B.; SOUZA, R.C. Impactos do crédito sobre crescimento econômico dos municípios do Espírito Santo: Análises para o período de 2005 a 2015. *Economia Ensaios*, 36(1), 103-127, 2021.

MS – Ministério da Saúde. Nota técnica sobre CID-9 e CID-10. Disponível em: http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/sim/Obitos_Causas_Ext_1996_2012.pdf. Acesso: Junho/2024b.

MS – Ministério da Saúde. Nota técnica sobre óbitos por causas evitáveis. Disponível em: http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/sim/Obitos_Evitaveis_5_a_74_anos.pdf. Acesso: Junho/2024a.

NAKABASHI, L.; FIGUEIREDO, L. Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento. *Economia Aplicada*, v.12, n.1, p.151-71. 2008.

NASCIMENTO, A.D.S.; BITTENCOURT, M.V.L. Mercado de Crédito Como Determinante do Crescimento Econômico: evidências para os municípios brasileiros (2002-2018). *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 17(1), 63-89, 2023.

NORONHA, K.; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M.V. Health and economic growth among the states of brazil from 1991 to 2000. *Revista Brasileira de Estudos de População* 27(2), 269-283. 2010.

PAIXÃO, L.A.R.; LUPORINI, V. A valorização imobiliária em Belo Horizonte, 1995-2012: uma análise hedônica-quantílica. *Nova Economia*, v.29, n.3, p.851-880, 2019.

PASCHOALINO, P.A.T.; PLASSA, W.; BERNARDELLI, L.V.; GOMES, C.E. Os determinantes da localização e emprego industrial dos municípios paranaenses entre 2007 e 2017. *Economia & Região*, 10(2), 177-194, 2022.

PAULI, R.C.D., NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A.V. Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, 32, 459-478, 2012.

PERROUX, F. Economic space: theory and applications. *Quarterly Journal of Economics*, 64, p.89–104, 1950.

POWELL, D. Quantile regression with nonadditive fixed effects. *Empirical Economics*, 63, p.2675–2691, 2022.

RAIS – Relação Anual de Informações Sociais. Disp. em: <https://bi.mte.gov.br/bgcaged/rais.php>. Acesso em Abril/2024.

RIOS-AVILA, F.; MAROTO, M.L. Moving beyond linear regression: Implementing and interpreting quantile regression models with fixed effects. *Sociological Methods & Research*, 53(2), 639-682, 2024.

SCHETTINI, D.; AZZONI, C.R. Productive efficiency and the future of regional disparities in Brazil. *Nova Economia*, 28(2), 347-379, 2018.

SCHULTZ, T. Investment in Human Capital. *American Economic Review*, v.51, p.1-17, 1961.

SIDRA/IBGE – Sistema IBGE de Recuperação Automática. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/>. Acesso em abril/2024.

SIGNOR, D.; MARIN, S.R. Desenvolvimento socioeconômico e os setores de atividade econômica: uma análise do Rio Grande do Sul no período de 2000 a 2008. *Revista Economia Ensaios*, 26(1), p.7-20, 2011.

SILVA, M.V.B.D.; SILVEIRA NETO, R.D.M. Dinâmica da concentração da atividade industrial no Brasil entre 1994 e 2004: uma análise a partir de economias de aglomeração e da nova geografia econômica. *Economia Aplicada*, 13, 299-331, 2009.

SILVEIRA NETO, R.D.M. Concentração industrial regional, especialização geográfica e geografia econômica: evidências para o Brasil no período 1950-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, v.36, n.2, p.189-208, 2005.

SOUZA, K.B.; BASTOS, S.Q.A.; PEROBELLI, F.S. Multiple trends of tertiarization: A comparative input–output analysis of the service sector expansion between Brazil and United States. *Economia*, 17(2), 141-158, 2016.

SRINIVASU, B.; RAO, P. S. Infrastructure Development and Economic growth: Prospects and Perspective. *Journal of Business Management & Social Sciences Research*. v.2, n.1, p.81-91, 2013.

SUZIGAN, W.; FURTADO, J. Política industrial e desenvolvimento. *Brazilian Journal of Political Economy*, 26, 163-185, 2006.

VELOSO, F.A.; VILLELA, A.; GIAMBIAGI, F. Determinantes do " milagre " econômico

brasileiro (1968-1973): uma análise empírica. *Revista Brasileira de Economia*, 62, 221-246, 2008.

WHITE, H.A. Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838, 1980.

WOOLDRIDGE, J. Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna, 4^a ed. Cengage-Learning, São Paulo. 2010. 701p.

WOOLDRIDGE, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd Ed. The MIT Press. 2010b, 1096p.

APÊNDICE

Tabela A.1. Determinantes do crescimento econômico setorial conforme o nível de crescimento

	PIB Agropecuário									PIB Industrial								
	Alto			Médio			Baixo			Alto			Médio			Baixo		
	DI	R	RQ	DI	R	RQ	DI	R	RQ	DI	R	RQ	DI	R	RQ	DI	R	RQ
Constante	0.084	0.035	-	0.084	0.152	-	0.084	-0.469**	-	-0.012	0.588	-	-0.012	-0.333***	-	-0.012	-0.449**	-
$y_{i,t-1}$	-1.114***	-0.812***	-0.354*	-1.115***	-0.934***	-0.559***	-1.083***	-0.911***	-0.541**	-1.221***	-0.907***	-0.677***	-1.047***	-0.998***	-1.300***	-1.133***	-0.786***	-0.980***
Δk_{it}^{FBCF}	-0.038	-0.050	-0.340**	0.021	-0.003	-0.414***	0.043*	0.038	-0.256	0.036	0.034	0.426**	0.014	0.011	0.639***	0.099***	0.001	0.321***
Δk_{it}^{Imob}	0.011***	0.022***	-0.025	0.007***	0.004**	-0.007	0.010***	-0.006*	0.103	0.007**	0.008	0.024	0.004	0.001	0.081***	-0.006**	-0.007*	0.081***
$\Delta k_{it}^{San.B.}$	0.000	0.001	-0.004	0.002**	-0.000	-0.010*	0.003***	0.000	-0.062	0.000	0.001	0.021***	0.001	0.001*	-0.002	0.002	0.002	-0.001
$\Delta h_{it}^{Educ.}$	-0.059***	-0.003	0.053	-0.009	-0.006*	-0.003	0.013	0.002	-0.070	0.007	0.055***	0.149***	0.002	0.002	0.452***	0.028**	0.042***	0.270***
$\Delta h_{it}^{Exp.ID}$	0.545***	0.300	-2.688***	-0.036	0.107*	-4.482***	-0.448***	-0.140	-3.504	0.067	0.016	-7.827	-0.148	-0.045	-8.575***	-0.764***	-0.113	-3.132***
$\Delta h_{it}^{Exp.PE}$	0.062**	0.182**	-0.398**	0.032	0.052**	-0.465**	0.015	-0.028	0.022	0.019	0.028	-0.886***	-0.047*	0.017	-1.466***	-0.024	-0.012	-0.590**
$\Delta h_{i,t-1}^{Sau}$	-0.014	0.026	-0.436***	0.000	0.021	-0.799***	0.048*	0.017	-1.532***	0.138***	0.000	-0.338	-0.028	0.018	-0.737***	-0.159***	0.016	-0.415***
ngd_{it}	-0.188**	-0.243	-2.393***	0.213***	-0.014	-6.543***	0.051	-0.177*	-7.446	0.746***	0.194	1.404***	0.515***	-0.042	0.576	0.420***	0.209	0.114
ΔG_{it}^{Cor}	0.505***	0.890**	0.978	0.216***	0.247***	1.720	0.096***	-0.415***	2.087	0.587***	1.190***	0.603	0.281***	0.128**	0.907	0.009	-0.338***	0.613
$\Delta M_{it}^{Cred.T}$	0.001	0.005	0.011	0.002	0.002*	0.014	0.000	-0.006	8.882***	0.003	0.007	0.071***	0.003	0.001	0.080***	-0.000	-0.001	0.052***
$Temp_i$	-	-	1.710	-	-	2.310	-	-	0.361	-	-	0.751	-	-	0.338	-	-	-1.086
$Prec_i$	-	-	0.595	-	-	1.583	-	-	2.558	-	-	0.219	-	-	0.563	-	-	0.355
Loc_i	-	-	9.311	-	-	10.069	-	-	0.905	-	-	9.346	-	-	17.767	-	-	9.813
R2	0.74	0.56	-	0.74	0.64	-	0.74	0.77	-	0.75	0.50	-	0.75	0.67	-	0.75	0.70	-
AIC	10.54	-510.75	-	10.54	-3306.56	-	10.54	-1096.44	-	5007.77	422.13	-	5007.77	-3804.95	-	5007.77	-662.39	-
Hausman	5068.74***	335.47***	-	5068.74***	496.64***	-	5068.74***	486.92***	-	3925.19***	224.38***	-	3925.19***	594.07***	-	3925.19***	241.61***	-
	PIB Serviços									PIB Administração Pública								
	Alto			Médio			Baixo			Alto			Médio			Baixo		
	DI	R	RQ	DI	R	RQ	DI	R	RQ	DI	R	RQ	DI	R	RQ	DI	R	RQ
Constante	1.068***	1.304***	-	1.068***	1.355***	-	1.068***	0.412***	-	0.842***	0.833***	-	0.842***	0.736***	-	0.842***	1.133***	-
$y_{i,t-1}$	-1.094***	-0.926***	-0.843***	-1.124***	-1.403***	-0.903***	-1.174***	-1.061***	-0.977***	-0.695***	-0.711***	-0.876***	-0.802***	-0.720***	-1.011	-0.896***	-0.991***	-1.144***
Δk_{it}^{FBCF}	-0.020	0.053	0.101	0.005	-0.002	0.070	0.019	0.007	0.067	-0.000	-0.010	0.060*	-0.003	0.003	0.067	0.006	0.021**	0.051
Δk_{it}^{Imob}	0.009***	0.006	0.051***	0.010***	0.004***	0.057***	0.010***	0.000	0.084***	-0.001	0.000	-0.010***	-0.001	0.000	-0.008	-0.003***	-0.001	-0.010*
$\Delta k_{it}^{San.B.}$	0.001*	0.000	-0.004	-0.000	0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.009***	0.001***	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	-0.000	0.001
$\Delta h_{it}^{Educ.}$	-0.000	-0.013	0.088***	0.002	0.001	0.073**	0.017***	-0.005	0.078***	0.002	0.009***	0.049***	0.005***	-0.000	0.053***	0.002	0.003	0.055**
$\Delta h_{it}^{Exp.ID}$	0.061	0.364	-0.757	-0.083	-0.000	-0.366	-0.228***	0.009	-0.164	0.155***	0.026	-0.556***	0.045*	0.047**	-0.453*	-0.037	-0.101*	-0.492**
$\Delta h_{it}^{Exp.PE}$	0.023**	0.050	-0.295	0.010	0.010	-0.227*	0.007	0.012	-0.194*	0.013***	-0.000	-0.090	0.011***	0.014***	-0.094	0.016***	0.005	-0.050
$\Delta h_{i,t-1}^{Sau}$	0.032*	0.043	-0.363**	0.023**	0.022***	-0.319***	-0.044***	0.006	-0.212***	0.008	-0.005	0.000	-0.016***	-0.003	-0.027	-0.027***	-0.000	-0.057
ngd_{it}	-0.008	0.228	-0.135	0.121***	-0.015	-0.241	0.062*	0.053	-0.410*	-0.326***	-0.369***	-0.326**	-0.284***	-0.070***	-0.504***	-0.309***	-0.236***	-0.705***
ΔG_{it}^{Cor}	0.535***	0.876***	0.842	0.387***	0.200***	0.883	0.289***	0.018	0.892***	0.095***	0.132***	0.078	0.087***	0.029***	0.095	0.069***	-0.001	0.149
$\Delta M_{it}^{Cred.T}$	0.002	0.015***	0.035**	0.003***	-0.000	0.046***	0.002**	0.001	0.036***	0.001*	0.001**	-0.009*	0.000	0.000	-0.007	0.001**	-0.001	-0.006*
$Temp_i$	-	-	-0.347	-	-	-0.624	-	-	-1.034	-	-	4.874	-	-	0.393	-	-	0.463
$Prec_i$	-	-	1.339	-	-	0.499*	-	-	2.347	-	-	0.389	-	-	0.077	-	-	0.076
Loc_i	-	-	8.719	-	-	9.837	-	-	7.658	-	-	5.272	-	-	9.821	-	-	9.053
R2	0.94	0.81	-	0.94	0.99	-	0.94	0.99	-	0.96	0.95	-	0.96	0.99	-	0.96	0.95	-
AIC	-16315.61	-620.06	-	-16315.61	-5065.81	-	-16315.61	-1718.69	-	-39726.74	-5574.53	-	-39726.74	-7229.25	-	-39726.74	-4847.08	-
Hausman	8411.75***	238.36***	-	8411.75***	1217.80***	-	8411.75***	435.53***	-	8906.92***	914.58	-	8906.92***	1199.77***	-	8906.92***	1027.91***	-

Notas: a) p-valor. * <0.10 ; ** <0.05 ; *** <0.01 ; b) DI = dummies interativas; R = regimes; RQ = regressão quantílica; c) O teste de Hausman indicou o EF em todos os casos.

Fonte: elaboração própria com base no software STATA.