

# **Impacto econômico dos eventos de estiagem: evidências a partir dos municípios do Rio Grande do Sul**

Autores:

Jéfferson Augusto Colombo<sup>1</sup>

Mariana Lisboa Pessoa<sup>2</sup>

**Resumo:** O objetivo deste artigo é estimar e avaliar o impacto de eventos de estiagem sobre o PIB dos municípios do RS, por meio da aplicação de dados em painel para os 496 municípios do RS no período 2002-2011. Os resultados mostram que a ocorrência de estiagem reduz a variação nominal do PIB *per capita* dos municípios, em média, em aproximadamente 9,2 pontos percentuais (p.p.), *ceteris paribus*. A estiagem afeta em maior grau a variação do VAB do setor agropecuário (18,5 p. p.), mas, devido ao efeito encadeamento, perpassa também aos setores industrial e de serviços. Do ponto de vista regional, a maior vulnerabilidade de alguns municípios – especialmente nas regiões sul e oeste do estado – faz com que a recorrência dos eventos de estiagem contribua para um aumento do grau de desigualdade da renda *per capita* entre as regiões geográficas do Estado.

**Palavras-chave:** Estiagem, seca, PIB dos municípios, Rio Grande do Sul.

**Classificação JEL:** Q18

**Abstract:** The aim of this paper is to estimate and evaluate the impact of drought events on GDP of RS municipalities, by applying panel data estimations for 496 RS municipalities in the 2002-2011 period. The results show that the record dry by the Civil Defense reduces the nominal growth of GDP per capita of cities in approximately 9.2 percentage points (p.p.) on average, all else equal. Drought affects further the GVA of the agricultural sector (18.5 p.p.), but due to chaining effect, also pervades the industrial and service sectors. From a regional perspective, the greater vulnerability of some municipalities - especially in the south and west of the state - causes the recurrence of

---

<sup>1</sup> Doutorando em Economia Aplicada (PPGE/UFRGS) e pesquisador em economia na Fundação de Economia e Estatística (FEE). Rua Duque de Caxias, 1691, Porto Alegre/RS, Brazil, CEP 90010-283. Tel: +55 51 32169000, Fax: +55 51 32169135, jefferson@fee.tche.br. Artigo submetido à área temática C - Localização e distribuição regional do desenvolvimento.

<sup>2</sup> Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Planejamento Urbano e Regional (PROPUR/UFRGS) e pesquisadora em geografia da Fundação de Economia e Estatística (FEE). Rua Duque de Caxias, 1691, Porto Alegre/RS, Brazil, CEP 90010-283. Tel: +55 51 32169000, Fax: +55 51 32169135, mariana@fee.tche.br.

these events also increase the degree of inequality in per capita income between State regions.

**Keywords:** Drought, drought, municipalities GDP, Rio Grande do Sul.

## 1. Introdução

Um dos temas atuais e centrais que emergem da análise da economia gaúcha é o impacto da estiagem sobre a economia local, especialmente pelos seus desdobramentos em termos regionais. Sabe-se, pela estrutura do setor produtivo do RS — baseado, em grande medida, no Setor Primário e em seus encadeamentos —, que os efeitos desses eventos são bastante acentuados. Além dos diretos, ocorrem também os chamados efeitos indiretos, que incluem aqueles sobre as indústrias de beneficiamento de grãos, alimentos e bebidas, máquinas e equipamentos agrícolas, além dos comércios atacadista e varejista e dos serviços em geral.

Tendo em vista esse encadeamento existente entre a agropecuária e os setores industrial e de serviços, frequentemente referido como “cadeia do agronegócio”, os efeitos da estiagem vão muito além da perda de produtividade da área plantada, no caso da agricultura, ou do rebanho, no caso da pecuária. O menor poder de compra gerado pela queda no valor de produção implica um efeito renda negativo para o consumo de bens e serviços, tanto no município de ocorrência do evento quanto nos demais. Essa noção de transbordamento espacial dos efeitos da estiagem é especialmente verdadeira em locais onde o fluxo de fatores de produção e de bens e serviços é mais intenso, característica esta observada principalmente em grandes aglomerações urbanas e regiões metropolitanas.

O tema, apesar de recorrente na pauta dos meios de comunicação e nas interpretações dos economistas sobre o crescimento da economia gaúcha, ainda não possui quantidade substancial de estudos acadêmicos, especialmente aqueles de cunho quantitativo. Segundo a UNISDR (2013, p. 102), os impactos gerais dos eventos de estiagem na agricultura ainda são pouco entendidos. Na ausência de evidências empíricas do tamanho do impacto dos eventos de estiagem, estimar o efeito parcial do evento é tarefa altamente incerta, fazendo com que a análise restrinja-se a percepções meramente subjetivas do analista. Por esse prisma, estimar objetivamente o impacto da ausência ou

insuficiência de chuvas sobre o PIB *per capita* é a principal contribuição que este trabalho pretende dar à literatura sobre o tema.

O objetivo deste trabalho é, portanto, estimar o impacto dos eventos de estiagem sobre a variação do PIB dos municípios do RS. Para atingi-lo, utiliza-se a metodologia de dados em painel para os 496 municípios do RS, no período compreendido entre 2002 e 2011. Discute-se e aplica-se, além da variável de interesse, uma série de variáveis de controle, com base em características dos municípios que podem, concomitantemente à ocorrência do evento (estiagem), afetar o desempenho do PIB. A finalidade é obter estimativas acuradas do impacto da estiagem sobre o PIB, após o controle de algumas características importantes que poderiam gerar algum viés em caso de omiti-las.

Do ponto de vista prático, uma potencial contribuição deste artigo é alertar os gestores de políticas de combate aos efeitos da falta de chuvas e à população sobre os danos causados pela ocorrência de estiagem, tanto no que se refere aos efeitos na economia do RS como um todo quanto nas suas implicações sobre os municípios e, conseqüentemente, sobre a distribuição espacial da produção e da renda.

Além desta introdução, na seção seguinte é exposta a contextualização dos eventos de estiagem e seus efeitos sobre a economia. Após, descrevem-se os aspectos metodológicos e os resultados encontrados. Por fim, são tecidas as considerações finais e expostas as referências bibliográficas.

## **2. Ocorrência e dimensionamento dos eventos de estiagem**

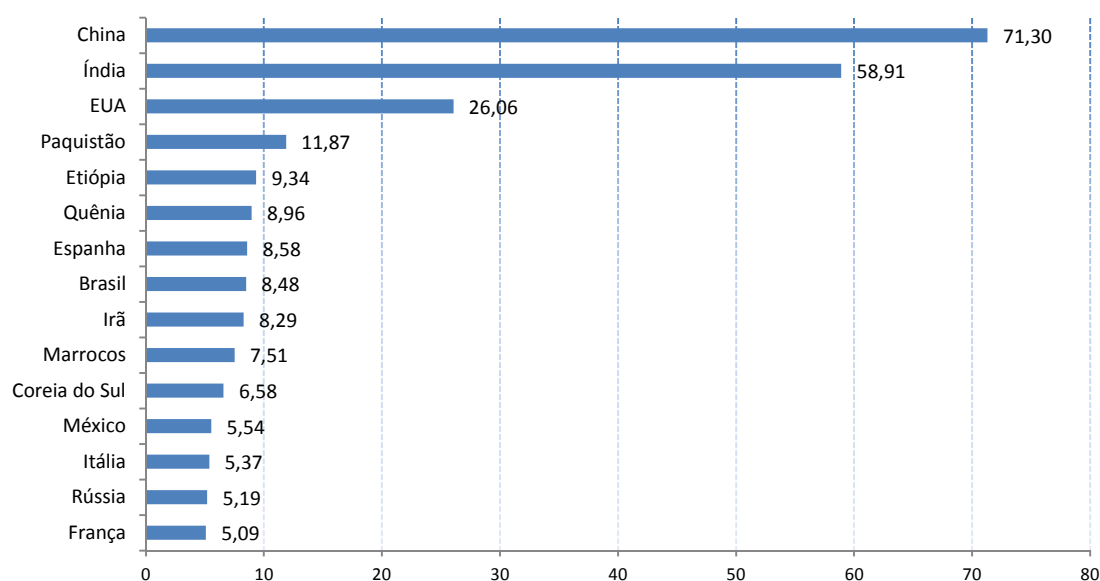
Esta seção diagnostica alguns fatos estilizados sobre os eventos de estiagem prolongada no mundo, como o número de pessoas atingidas diretamente e as principais áreas de exposição. Após, é realizada uma síntese do processo de emergência e de estado de calamidade pública nos municípios em função da seca, com ênfase no caso do Rio Grande do Sul. Finalmente, são expostas algumas evidências sobre o impacto econômico e social das secas prolongadas, com destaque para o caso brasileiro.

### **2.1.Eventos de seca em escala global**

Desastres naturais são recorrentes em todo o planeta e atingem larga fração da população total, especialmente em países mais pobres e vulneráveis. Esses desastres incluem, além de secas, enchentes, terremotos, ciclones, etc. Entre 1980 e 2008, cerca

de 1,5 bilhão de pessoas foram afetadas por secas - a maior parte dessas pessoas residentes em países em desenvolvimento, com destaque para Índia e China (UNISDR, 2010). Os dados mostram que, em média, 55,4 milhões de pessoas no planeta sofrem danos e são afetadas diretamente pela seca em cada ano. Além disso, há um mapeamento da presença humana em zonas de risco, as quais representam risco permanente de perdas potenciais em função da estiagem. Esses dados são representados na Figura 1.

Figura 1: Número médio de pessoas expostas em áreas de risco maior de secas no período 1980-2008 (em milhões de pessoas).



Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados de UNISDR (2010)

Os efeitos das secas podem ser inclusive letais. Dados do UNISDR (2010) mostram que, entre 1980 e 2008, 558,6 mil pessoas morreram em decorrência desses eventos, uma média de 19,26 mil por ano. Uma maior quantidade de óbitos foi registrada nos países africanos (Etiópia, Sudão e Moçambique), indicando um elevado grau de vulnerabilidade de seus residentes em face desses eventos e o enorme desafio para o poder público em lidar com essa moléstia sistêmica.

No Brasil, como se pode ver na Figura 1, foram mapeadas 8,48 milhões de pessoas em áreas de risco acentuado de estiagem. Grande parte dessa população vive em áreas áridas do Nordeste do país, local sistematicamente afetado pela falta de chuvas. Há também uma fração dessa população que reside em outras regiões que sofrem com tais eventos, tal como o Rio Grande do Sul, onde a temperatura e a quantidade de chuvas

são constantemente afetadas por fenômenos climáticos como o El Niño e o La Niña<sup>3</sup>. As alterações provocadas por esses eventos colaboraram para o aumento do número de municípios em situação de emergência ou de calamidade pública no Rio Grande do Sul.

## **2.2. Decretos de emergência e calamidade pública**

No Brasil, as medidas desde a ocorrência da seca até o decreto da situação de emergência são mais ou menos padronizadas pela política nacional de Defesa Civil. De acordo com Bastos, Busso e Miller (2012), a prefeitura do município atingido elabora uma requisição onde consta a natureza do desastre e seus principais efeitos, que incluem estimativas econômicas do dano, serviços à população afetados, etc. Este documento é enviado formalmente ao Ministério da Integração Nacional, que o avalia e, caso o entendimento seja favorável, declara estado de emergência para aquele município por um período de até 180 dias, podendo ser renovado.

A propósito, a definição de “seca”, na conceituação do MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL (2009), é a “falta prolongada, ausência acentuada ou fraca distribuição de precipitação; período de tempo seco prolongado, que provoca sério desequilíbrio hidrológico; estiagem prolongada, caracterizada por ocasionar redução acentuada nas reservas hídricas existentes; do ponto de vista socioeconômico, depende mais das vulnerabilidades dos grupos sociais afetados do que das condições climáticas”. Portanto, seca não tem a ver apenas com as condições climáticas, mas sim da vulnerabilidade de cada população diante do fenômeno.

Com o advento inevitável e frequente de estiagens e secas prolongadas, há um grande desafio ainda em aberto para a gestão pública no combate aos efeitos e às causas da estiagem. De acordo com o MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL (2014), diversas medidas em nível nacional foram implementadas na última década. Além das ações emergenciais, como implantação de cisternas, reforço da distribuição de água por carro-pipa, recuperação de poços, antecipação de pagamentos do Programa Garantia-Safra, o Bolsa Estiagem, há políticas estruturais, como o programa “Água para todos”, com recursos do referido Ministério, e o Plano de Aceleração do Crescimento – PAC.

---

<sup>3</sup> Evidências empíricas sugerem que o La Niña, fenômeno caracterizado pelo resfriamento das águas do oceano pacífico, provoca reduções no índice pluviométrico na região centro-sul do Brasil, especialmente entre os meses de setembro e fevereiro.

Um instrumento emergencial pago para produtores de baixa renda para minimizar os efeitos da seca sobre a perda de bem-estar é o Bolsa Estiagem. Segundo o MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL (2014), o Bolsa Estiagem é um auxílio financeiro emergencial pago aos agricultores familiares enquadrados nos critérios do benefício. Cada família recebe valor total de R\$400 transferidos em cinco parcelas mensais de R\$80. Dentre os critérios para recebimento, estão:

- i) residir em município em Situação de Emergência ou Estado de Calamidade Pública;
- ii) ser agricultor familiar com Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP);
- iii) possuir renda familiar mensal média de até 2 (dois) salários mínimos, em conformidade com a Lei 10.954/2004;
- iv) estar cadastrado no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico); caso não esteja cadastrado, deve procurar a prefeitura do seu município para se cadastrar;
- v) não ter aderido ao Programa Garantia Safra 2011/2012.

### **2.3.Evidências teóricas e empíricas**

Um dos primeiros estudos amplos de eventos de estiagem é o TEXAS BOARD OF WATER ENGINEERS (1959), denominado “*a study of droughts in Texas*”, datado de dezembro de 1959. O estado do Texas possui economia alicerçada na agricultura e caracteriza-se por ser um dos estados economicamente mais importantes dos EUA. O estudo caracteriza a seca de 1954-56 como a mais severa no Estado do Texas, seguida pela ocorrida no período 1916-18. O estudo avalia a temperatura nos municípios no período 1924-1957, comparando-a com a temperatura nos anos de estiagem. Em média, a temperatura diária é 0,8 graus F (em torno de 0,44 graus C) maior nos anos de estiagem, além de aumentar a taxa de evaporação da água<sup>4</sup>. Esse fenômeno observado foi mais intenso no município de San Antônio, um dos mais importantes do Texas.

No Brasil, há alguns estudos acadêmicos que abordam os impactos dos eventos de estiagem. Bastos, Busso e Miller (2012), em estudo abrangendo os municípios brasileiros, estimaram quedas de 40% para o Valor Adicionado Bruto (VAB) da Agropecuária e de 30% para o PIB local, em média. Entretanto, o estudo parece carecer

---

<sup>4</sup> Os autores alertam que, embora essa diferença possa inicialmente parecer insignificante, por ser uma referência diária, ao longo de um ano representa aproximadamente 300 graus F (aproximadamente 160,5 graus C).

de variáveis de controle que podem estar concomitantemente afetando as variáveis analisadas. Mueller e Osgood (2007) encontraram evidências, a partir de estratificação de faixas de renda, de que as famílias mais afetadas pela estiagem são aquelas com renda até o percentil 75. Além disso, os autores constataram que os efeitos de longo prazo da seca sobre a população rural vão bem além dos prejuízos imediatos.

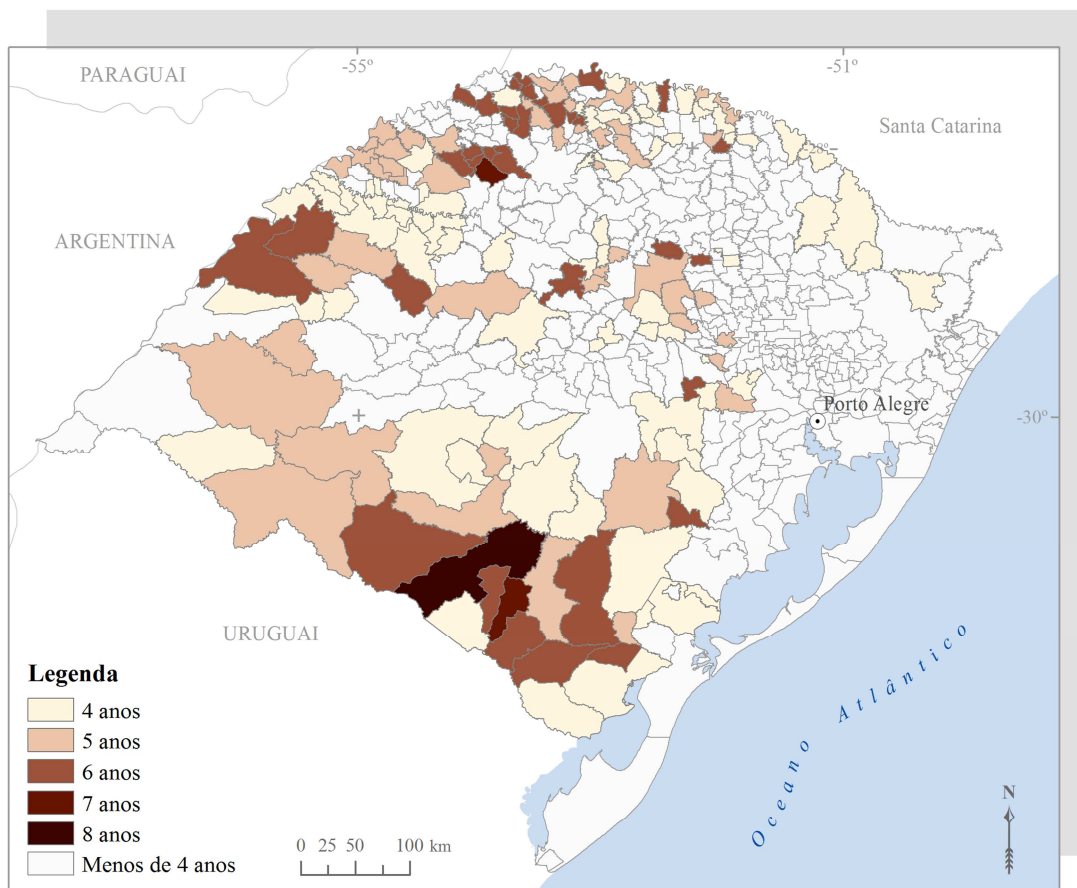
Fochezatto e Grando (2009) elaboraram estudo sobre as consequências de oscilações no VAB da agropecuária sobre a produção e o emprego economia do RS, por meio de aplicação da Matriz de Insumo Produto do RS de 2003. Embora não tenham utilizado diretamente dados da estiagem, assumiram por hipótese que a causa dessa variabilidade do VAB agropecuário é a ocorrência de estiagens. Os autores apontaram que, caso não houvesse estiagem em 2008, o PIB do RS poderia ter crescido 2,1 pontos percentuais acima da taxa observada (3,8%).

Já Albuquerque e Mendes (2009) lançam olhar mais crítico para o processo de gestão de seca no RS. Os autores sugerem haver necessidade de uma metodologia mais eficiente para a gestão de secas no Brasil, que trabalhe efetivamente como uma gestão de riscos e não com uma gestão de crises. Dentre as razões, os autores mencionam a não coincidência das decretações de situação de emergência com o índice de seca padrão de precipitação e o possível aproveitamento de municípios em função das vantagens recebidas em caso de situação de emergência ou calamidade pública, como recursos a fundo perdido.

#### **2.4. Caracterização e ocorrência dos eventos de estiagem no Rio Grande do Sul**

Nos últimos anos, tem aumentado significativamente o número de ocorrências registradas pela Defesa Civil do Rio Grande do Sul por municípios que sofreram algum tipo de impacto negativo em consequência da falta de chuva. Conforme evidenciaram Colombo e Pessoa (2013), entre 2002 e 2011, 161 municípios comunicaram à Defesa Civil a ocorrência de estiagem em pelo menos quatro anos, com destaque para o Município de Bagé, que teve registros em oito dos 10 anos analisados.

Figura 2: Municípios atingidos por eventos recorrentes de estiagem e que comunicaram à Defesa Civil em pelo menos 4 anos, entre 2003 e 2012, no Rio Grande do Sul.



Fonte: elaborado pelos autores.

Percebe-se da Figura 2 que as regiões geográficas mais afetadas por eventos recorrentes de estiagem no RS são as mesorregiões Centro Ocidental, Sudeste, Sudoeste e Noroeste. Isso não significa que a falta de chuvas seja concentrada nessas regiões – outras regiões podem ter registrado níveis pluviométricos semelhantes, porém, por características do setor produtivo, geografia ou capacidade de irrigação, os efeitos da estiagem foram menos severos.

A ocorrência não aleatória desse fenômeno – ou, em outras palavras, a não aleatoriedade geográfica dos efeitos desse fenômeno – visualizada na Figura 2 torna imprescindível o controle pela heterogeneidade espacial dos municípios. Há uma diferença considerável na estrutura do setor produtivo de acordo com a região geográfica da qual o município faz parte, derivada de características como tipo e qualidade do solo, presença de bacias hidrográficas, temperatura, altitude, investimentos do poder público, entre tantos outros fatores que podem influenciar o tamanho do



estrago causado pelo evento estiagem. Esses detalhes serão levados em consideração na estrutura e elaboração do modelo básico deste estudo.

### **3. Aspectos metodológicos**

Nesta seção são expostos os principais aspectos metodológicos do trabalho, com ênfase na constituição do período e da amostra e também da técnica de Dados em Painel. São descritos e discutidos as diferenças entre os principais estimadores de dados em painel, que posteriormente são empregados na seção de resultados.

#### **3.1.Período e Amostra**

Este estudo utiliza informações dos 496 municípios que compõem o RS, no período 2002-2011. Este período representa a composição municipal política atual do RS, dado que houve, desde 1988 até 2001, um movimento massificado de emancipações no RS<sup>5</sup>. O período amostral tem como limite superior o ano de 2011 em função da última divulgação dos dados do PIB dos municípios, publicação conjunta entre o IBGE e as unidades estaduais de pesquisa que mapeiam anualmente a distribuição do PIB das Unidades Federativas entre os mais de 5 mil municípios brasileiros. Outras variáveis utilizadas para estimar a participação de algumas culturas no Valor Adicionado Bruto (VAB) também requerem dois anos de defasagem, como é o caso da Pesquisa Agrícola Municipal – PAM, do IBGE.

#### **3.2.Dados Municipais**

As variáveis coletadas, bem como suas respectivas fontes, são elencadas na Tabela 1. Utiliza-se como variável dependente a variação logarítmica do PIB *per capita*. Para mensurar o efeito da ocorrência de estiagem sobre a variável dependente, define-se como variável de interesse uma *dummy* que assume valor igual a um se houve estiagem no município *i* no ano *t* e zero caso contrário. Entre os controles, inclui-se a razão entre o VAB da agropecuária e o VAB total no município no ano anterior, para medir o grau de dependência do setor agropecuário na economia do município; incorpora-se também o PIB *per capita* no período inicial (2002), atentando para a possibilidade teórica de convergência entre os níveis de renda de diferentes unidades geográficas, conforme preconizam os modelos neoclássicos de crescimento; para controlar para o tamanho das

---

<sup>5</sup> Foram registrados no RS 252 novos municípios nesse período, originados através de emancipações de municípios-mãe.

economias, utiliza-se o logaritmo natural do PIB (em valor absoluto, não o *per capita*) do ano anterior; para mensurar a variação no gasto e nos investimentos da administração pública, inclui-se a variação logarítmica do VAB da Administração Pública<sup>6</sup>.

Outros controles foram inseridos em função de a seca não afetar linearmente as diferentes culturas. A soja, o milho e o trigo constituem culturas que possuem fração pequena da área plantada irrigada, logo os efeitos da ausência ou insuficiência de chuvas tende a ser maior. Já o arroz é cultivado em terras geralmente irrigadas, naturalmente menos sensíveis à falta de chuvas. A participação dessas variáveis no VAB total do município foi estimada a partir do VAB da agropecuária e de informações sobre o Valor Bruto de Produção (VBP) da Pesquisa Agrícola Mensal (PAM). Outra possível fonte de efeito sobre a variável dependente é a estimativa da fração do VAB representada pela pecuária bovina (que inclui também o leite), haja vista que a seca reduz as pastagens e o custo de produção pode aumentar significativamente em função do aumento do preço dos insumos, especialmente rações.

Finalmente, são incluídas variáveis *dummies* que caracterizam o Conselho Regional de Desenvolvimento (COREDE) a qual o município pertence, tendo em vista a heterogeneidade entre os municípios gaúchos e a potencial influência de fatores espaciais (solo, clima, topografia, incidência de chuvas, etc) no impacto da estiagem sobre o PIB *per capita* dos municípios. A Tabela 1 resume e sintetiza as variáveis utilizadas no modelo econométrico.

---

<sup>6</sup> Uma possibilidade aqui seria utilizar dados do FINBRA sobre a despesa das prefeituras em diversos segmentos. Porém, nesse caso, só a esfera municipal da administração pública seria contemplada. Pela metodologia do cômputo do PIB, a administração pública é mensurada a partir das três esferas de governo: federal, estadual e municipal. Logo, constitui-se em uma variável mais ampla e mais completa para mensurar a variação das despesas do setor público naquela região.

**Tabela 1: Descrição das variáveis utilizadas no modelo econométrico**

Tipo de variável	Nome	Notação	Descrição	Sinal Esperado	Fonte
Dependente	pib_pc	$\ln\left(\frac{pib\_pc_t}{pib\_pc_{t-1}}\right)$	Variação do PIB <i>per capita</i>	n/a	FEE/IBGE
Independente - de interesse	estiagem	$estiagem = \begin{cases} 1, & \text{se houve estiagem} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 se houve estiagem no i-ésimo município no t-ésimo ano, e zero caso contrário.	-	Defesa Civil/RS
Independente – de controle	agro_vab	$\frac{vab\_agropecuária_{t-1}}{vab\_total_{t-1}}$	Razão entre o VAB da agropecuária e o VAB total	-	FEE/IBGE
	pib_pc_inic	$\ln(pib\_pc_{2002})$	Logaritmo Natural do PIB <i>per capita</i> no ano inicial	-	FEE/IBGE
	tam	$\ln(pib_{t-1})$	Logaritmo Natural do PIB no ano anterior	-	FEE/IBGE
	var_vab_apu	$\ln\left(\frac{vab\_apu_t}{vab\_apu_{t-1}}\right)$	Variação do VAB da Administração Pública	+	FEE/IBGE
	soja_vab	$\frac{vab\_soja_{t-1}}{vab\_total_{t-1}}$	Estimativa da participação do VAB da soja no VAB total	-	FEE/IBGE*
	cereais_exc_arroz_vab	$\frac{vab\_cereais\_exc\_arroz_{t-1}}{vab\_total_{t-1}}$	Estimativa da participação do VAB dos cereais exceto arroz no VAB total	-	FEE/IBGE*
	arroz_vab	$\frac{vab\_arroz_{t-1}}{vab\_total_{t-1}}$	Estimativa da participação do VAB do arroz no VAB total	+	FEE/IBGE*
	gado_vab	$\frac{vab\_gado_{t-1}}{vab\_total_{t-1}}$	Estimativa da participação do VAB dos bovinos no VAB total	-	FEE/IBGE*
Independente - controle para heterogeneidade espacial	corede	$corede_i = \begin{cases} 1, & \text{se no corede} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$ $i = 1, \dots, 28$	<i>Dummy</i> que assume valor igual a 1 para o Conselho Regional de Desenvolvimento (COREDE) do qual o município pertence, e zero para os demais. O COREDE Metropolitano Delta do Jacuí foi escolhido como região base, para evitar multicolinearidade perfeita.	n/a	FEE

Fonte: Elaborado pelos autores. \* indica estimativa dos autores com base nos dados das referidas instituições.

### 3.3. Modelo básico

A metodologia utilizada para mensurar os efeitos dos eventos de estiagem sobre o PIB *per capita* dos municípios é a de dados em painel, que consiste na observação das unidades *cross-section* ao longo do tempo. O objetivo é estimar os parâmetros da variável de interesse (ocorrência de estiagem) após o controle para outras características municipais que podem afetar a variável dependente. O modelo básico estimado é representado por:

$$Y_{it} = \alpha_0 + X_{it}\beta + \sum_{k=1}^m \delta_k Z_{kit} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$\mu_{it} = c_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde  $Y_{it}$  é a variação do PIB per capita do  $i$ -ésimo município no  $t$ -ésimo ano;  $X_{it}$  é a ocorrência ou não de estiagem (variável de interesse),  $Z_{kit}$  são as demais variáveis explicativas (variáveis de controle). O termo de erro composto  $\mu_{it}$  é utilizado no estimador de efeitos aleatórios e representa a soma do componente não observável dos municípios ( $c_i$ ), e o termo de erro ( $\varepsilon_{it}$ ).

Dentre as características dos municípios, muitas são não observáveis, tais como culturais, relativas à administração pública municipal, etc. Uma das formas de lidar com o potencial problema de variável omitida no modelo é utilizar a metodologia de dados em painel, cujos aspectos mais relevantes são listados abaixo.

### 3.3. Dados em painel

Conforme Wooldridge (2010), uma vantagem primordial do método de painel, que combina dados de corte transversal com séries temporais, é que ele consegue eliminar o efeito de variáveis omitidas. Na presença de variáveis omitidas, o termo de erro resta correlacionado com as variáveis explicativas e, por isso, torna-se inválida a assunção básica de ortogonalidade dos modelos lineares [ $Cov(x_{it}, u_{it}) = 0$ ].

Para Hsiao (1986), a utilização de dados agrupados em painel (empilhamento de séries temporais e dados de seção transversal) é justificada por permitir a utilização de um maior número de observações, aumentando os graus de liberdade, reduzindo a colinearidade entre as variáveis exógenas, assim como um potencial viés de variável omitida.

De acordo com Baltagi (1999), com a análise de empresas de diferentes setores consegue-se obter uma estimação mais eficiente dos parâmetros com pressupostos menos restritivos. Também se pode detectar de forma mais acurada as diferenças entre as empresas ou grupo de empresas, ou seja, a heterogeneidade. É possível também observar a dinâmica das variáveis explicativas ao longo do tempo.

Quanto à estimação de dados em painel, podem ser utilizados modelos de efeitos fixos ou aleatórios. O modelo de efeitos fixos considera que a heterogeneidade característica de uma empresa ou grupo de empresas é constante e impacta somente no intercepto, tanto em um determinado instante quanto ao longo do tempo. Já o modelo de efeitos aleatórios considera a heterogeneidade das empresas como variável aleatória, impactando nos resíduos da regressão.

Seja  $y$  e  $\vec{X} \equiv (x_1, x_2, \dots, x_k)$  variáveis aleatórias observáveis, e  $c$  uma variável aleatória não observável. O vetor  $(y, x_1, x_2, \dots, x_k, c)$  representa a população de interesse. Usando a notação de Wooldridge (2010)<sup>7</sup>, temos o seguinte modelo de painel com componente não observável ou efeito do indivíduo ( $c_i$ ):

$$y_{it} = \vec{X}_{it} \vec{\beta} + c_i + u_{it} \quad (3)$$

$$t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N \quad (4)$$

Onde  $\vec{X}_{it}$  é uma matriz  $1 \times K$ ;  $i$  é o  $i$ -ésimo indivíduo (ou firma, município, país, etc) e  $t$  é o  $t$ -ésimo período (em geral, ano) e  $u_{it}$  é o erro idiossincrático. Observa-se que o componente não observável varia de indivíduo para indivíduo, mas assume-se que é constante ao longo do tempo (efeito não observável)<sup>8</sup>. Na “visão moderna”, segundo Wooldridge (2010), o componente  $c_i$  é tratado como uma variável aleatória, e não como um parâmetro a ser estimado. Assumindo um modelo linear, temos que:

$$E(y_t | \vec{X}_t, c) = \beta_0 + \vec{X}_t \vec{\beta} + c \quad (5)$$

<sup>7</sup> Mesmo que a literatura de dados em painel utilize, muitas vezes, letras gregas para referir-se ao componente não observável, Wooldridge (2010) utiliza a notação  $c$  para enfatizar que se trata de uma variável aleatória, e não um parâmetro a ser estimado.

<sup>8</sup> Por se constante no tempo, o componente não-observável pode ser entendido como uma característica inata do indivíduo, que não se altera ao longo do tempo. Wooldridge (2010) traz como exemplos a habilidade cognitiva, motivação, educação familiar. Características similares podem ser encontradas quando indivíduo refere-se a firmas ou municípios, por exemplo.

Onde o interesse reside no vetor  $\vec{\beta}$ , de dimensão  $K \times 1$ . Se  $c$  for não correlacionado com as variáveis explicativas  $x_j$ , então é como se  $c$  fosse só outro elemento não observável, e ele poderia ser incluído no termo de erro. Por outro lado, se  $Cov(x_j, c) \neq 0$  para algum  $j$ , então  $c$  não deve ser incluído no termo de erro, sob pena de obter estimativas inconsistentes de  $\vec{\beta}$ .

Reescrevendo (2) na forma de erro, temos:

$$y_t = \beta_0 + \vec{X}_t \vec{\beta} + c + u_t \quad (6)$$

Onde, por definição:

$$E(u_t | \vec{X}_t, c) = 0, t = 1, \dots, T. \quad (7)$$

A equação (4) implica que:

$$E(\vec{X}_t' u_t) = 0 \quad (8)$$

Em que (5) é conhecida como condição de ortogonalidade. Esta condição é crucial para determinar o método de estimação dos parâmetros: se assumirmos (8) como verdadeira, a estimação por mínimos quadrados ordinários (POLS) é não viesada e consistente. Caso não seja verdadeira, ou seja, se  $c$  for correlacionado com alguma variável explicativa, então POLS é inconsistente e viesado.

Com uma amostra de 496 municípios ( $N = 496$ ) e 12 anos ( $T = 12$ ), torna-se apropriada a análise assintótica dos estimadores<sup>9</sup>. Pela característica da base de dados, qual seja, um relativo número grande de unidades *cross section* em relação ao período de análise, torna-se mais indicado utilizar o escopo de corte transversal, e não séries temporais (Wooldridge, p. 285).

No caso em tela, a opção por utilizar dados em painel com componente não observável é que  $c_i$  pode capturar características difíceis de serem observadas tais como qualidade média do solo, expertise das famílias, entre outras características não observáveis, constantes no tempo.

---

<sup>9</sup> Wooldridge (2002, p. 285) aponta dois aspectos para que a análise assintótica proveja aproximações adequadas:  $N$  suficientemente grande relativo a  $T$ , e independência nas unidades de *cross section*.

### 3.3.1. Pooled Ordinary Least Squares (POLS)

Sob certas premissas, o estimador POLS (*pooled ordinary least squares*) pode ser utilizado para obter-se um estimador consistente de  $\vec{\beta}$  no modelo básico de painel com componente não observável. De (3), temos:

$$y_{it} = \vec{X}_{it} \vec{\beta} + v_{it} \quad (9)$$

$$v_{it} \equiv c_i + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Onde  $v_{it}$ , que é a soma do efeito individual não observável ( $c_i$ ) e do termo de erro idiossincrático ( $u_{it}$ ), é chamado de termo de erro composto. Novamente, a premissa de ortogonalidade é essencial para consistência do estimador de OLS: – neste caso, para que

$$E(\vec{X}_t' v_{it}) = 0 \quad (11)$$

(11) seja satisfeito, é necessário que, conjuntamente:

$$E(\vec{X}_t' c_i) = 0 \quad (12)$$

$$E(\vec{X}_t' u_{it}) = 0 \quad (13)$$

Ou seja, é necessário que haja independência entre o conjunto dos regressores e o termo de erro composto. Um problema é que, mesmo que (8) seja satisfeito, pelo fato de  $c_i$  ser constante no tempo o termo de erro composto ( $v_{it}$ ) será autocorrelacionado. Sendo assim,  $Cov(v_{it}, v_{is}) \neq 0 \forall t \neq s$ . Mais do que isso, Wooldridge (2010) alerta que a covariância não diminui com o aumento da janela de tempo  $|t - s|$ . O problema da autocorrelação serial implica a necessidade de utilizar o estimador robusto da matriz de variância para fazer inferência usando-se POLS. Neste caso, é importante certificar-se que a amostra é composta de N suficientemente grande e T fixo, para que as propriedades assintóticas de POLS sejam satisfeitas.

### 3.3.2. Efeitos Aleatórios (RE)

A análise de RE, a exemplo de POLS, coloca o componente individual não observável junto ao termo de erro, de tal sorte que  $v_{it} \equiv c_i + u_{it}$ ,  $t = 1, \dots, T$ . Além da

condição de ortogonalidade entre  $\vec{X}_{it}$  e  $c_i$  exigida pela estimação por POLS, a estimação por RE pressupõe exogeneidade estrita.

$$\text{RE.1: } E(u_{it}|\vec{X}_i, c_i) = 0, t = 1, \dots, T$$

(14a)

$$E(c_i|\vec{X}_i) = E(c_i) = 0$$

(14b)

Onde  $\vec{X}_i \equiv (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})$ . RE.1a é a assunção de exogeneidade estrita<sup>10</sup>, enquanto que RE1b representa a ortogonalidade entre  $c_i$  e  $\vec{X}_{it}$ . A assunção RE.1b é oriunda sempre da assunção de que  $\vec{X}_{it}$  é não aleatório e que  $E(c_i) = 0$ , ou pela assunção de que  $c_i$  é interdependente de  $\vec{X}_i$ . A abordagem de efeitos aleatórios explora a autocorrelação serial no termo de erro composto,  $v_{it} \equiv c_i + u_{it}$ , no contexto dos mínimos quadrados generalizados (GLS). Sob RE.1, podemos escrever:

$$y_{it} = \vec{X}_{it} \vec{\beta} + v_{it} \quad (15)$$

$$E(v_{it}|\vec{X}_i) = 0, t = 1, \dots, T \quad (16)$$

Sendo que (16) mostra a assunção de exogeneidade estrita, necessária para a estimação consistente por GLS (SGLS.1). O modelo (15) pode ser reescrito para todos T períodos de tempo como:

$$y_i = \vec{X}_i \vec{\beta} + V_i \quad (17)$$

E  $V_i$  pode ser escrito como  $V_i = c_i j_T + u_i$ , onde  $j_T$  é o vetor  $T \times 1$  de uns. Define-se a matriz de variância de  $V_i$  como:

$$\Omega \equiv E(V_i V_i') \quad (18)$$

Uma matriz  $T \times T$  que assume-se ser positiva definida. Essa matriz é necessariamente a mesma para todo  $i$  por causa da assunção de amostra aleatoriamente distribuída no corte transversal. Para consistência do GLS, é necessária a condição de posto:

---

<sup>10</sup> Essa assunção é mais forte que a premissa de exogeneidade contemporânea, uma vez que implica, além de  $Cov(X_{it}, v_{it}) \neq 0$ ,  $Cov(X_{it}, v_{is}) \neq 0 \forall t \neq s$ .



$$\text{RE.2: } \text{rank } E \left( \overline{X}_i' \Omega^{-1} \overline{X}_i' \right) = K \quad (19)$$

A análise de efeitos aleatórios adiciona suposições no erro idiossincrático que dá a  $\Omega$  uma forma especial. A primeira delas é homocedasticidade, e a segunda, ausência de autocorrelação serial:

$$E(u_{it}^2) = \sigma_u^2, t = 1, \dots, T \quad (20)$$

$$E(u_{it}u_{is}) = 0 \forall t \neq s \quad (21)$$

Diante dessas duas suposições, pode-se derivar a matriz de variância e covariância dos elementos de  $V_i$ . Sob RE.1, constata-se que  $E(c_i u_{it}) = 0$  e, portanto:

$$E(v_{it}^2) = E(c_i^2) + 2E(c_i u_{it}) + E(u_{it}^2) = \sigma_c^2 + \sigma_u^2 \quad (22)$$

Ainda, para todo  $t \neq s$ :

$$E(v_{it}v_{is}) = E[(c_i + u_{it})(c_i + u_{is})] = E(c_i^2) = \sigma_c^2 \quad (23)$$

Sob homocedasticidade (13) e ausência de autocorrelação serial (14),  $\Omega$  assume a seguinte forma especial:

$$\Omega = E(V_i V_i') = \begin{pmatrix} \sigma_c^2 + \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_c^2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_c^2 & \cdots & \sigma_c^2 + \sigma_u^2 \end{pmatrix} \quad (24)$$

E como  $j_T j_T'$  é a matriz  $T \times T$  com a unidade em cada elemento, pode-se reescrever (24) assim:

$$\Omega = \sigma_u^2 I_T + \sigma_c^2 j_T j_T' \quad (25)$$

Quando  $\Omega$  tem a forma descrita em (18), diz-se que ele tem a estrutura de efeitos aleatórios. Além de (19) e (20), para eficiência do GLS factível (FGLS), assume-se que a matriz de variância de  $V_i$  condicional a  $X_i$  é constante:

$$E(V_i V_i' | X_i) = E(V_i V_i') \quad (26)$$

E (19), (20) e (26) são implicações da terceira suposição do modelo RE:

$$\text{RE.3: } E(u_i u_i' | X_i, C_i) = \sigma_u^2 I_T$$

(27a)

$$E(c_i^2 | X_i) = \sigma_c^2$$

(27b)

Onde RE.3 assume a hipótese de que os erros idiossincráticos têm variância constante no tempo. Uma vez que não se pode garantir a validade de RE.3 (27a) e (27b), que garantiriam que o modelo é o mais eficiente dos estimadores, deve-se utilizar a matriz de variância robusta para estimar o modelo de RE (Wooldridge, 2010).

### 3.3.3. Efeitos Fixos (FE)

Ao contrário do que preconiza o modelo de efeitos aleatórios (RE), que resolve a correlação serial do termo de erro composto utilizando a análise de GLS factíveis (FGLS), o modelo de Efeitos Fixos (FE) permite que  $c_i$  e  $\vec{X}_i$  sejam correlacionados de maneira arbitrária, ou seja,  $E(c_i | \vec{X}_i)$  pode ser qualquer função de  $\vec{X}_i$ .

Para estimar o modelo via FE, considera-se a seguinte equação básica:

$$y_{it} = \vec{X}_{it} \vec{\beta} + c_i + u_{it} \quad (28)$$

O procedimento do modelo de efeitos fixos é eliminar o componente não observável da equação (28) por meio da média da diferença entre as variáveis em cada instante do tempo e sua média, em  $t = 1, \dots, T$ . Portanto, (28) fica:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (\vec{X}_{it} - \bar{\vec{X}}_i) \vec{\beta} + (c_i - \bar{c}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i), t = 1, \dots, T \quad (29)$$

Sendo que (29) pode ser também representada da seguinte maneira (análoga):

$$\dot{y}_{it} = \ddot{X}_{it} \vec{\beta} + \ddot{c}_i + \ddot{u}_{it}, t = 1, \dots, T \quad (29')$$

Onde  $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$ ,  $\bar{\vec{X}}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \vec{X}_{it}$  e  $\bar{u}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{it}$ . A transformação de FE representada pela equação (29') consegue eliminar o efeito não observável. Entretanto, neste modelo não é possível incluir variáveis explicativas que não variam no tempo. Para que a estimação por FE seja consistente são necessárias as seguintes condições:

FE.1: Exogeneidade estrita:  $E(u_{it}|\vec{X}_i, c_i) = 0, t = 1, \dots, T$   
(30)

FE. 2: Condição de post (*rank*):  $rank E(\vec{X}_i' \vec{X}_i) = K$ .  
(31)

### 3.3.4. Primeira Diferença (FD)

A transformação do modelo para estimação pelo método de Primeira Diferença (FD) é, de certa forma, muito parecido com a estimação por Efeitos Fixos (FE). Analogamente, a justificativa para utilizar o modelo FD ocorre diante de uma possível correlação do efeito não observável com as variáveis explicativas, ou seja, quando  $[Cov(x_{it}, u_{it}) \neq 0]$ . Neste caso, a estimação por OLS não seria consistente. Para contornar esse problema, o processo de transformação da equação básica por FD utiliza a diferença da variável com ela mesma no período anterior, e não sua média no tempo, como no FE. A transformação a partir de (28) fica, portanto:

$$\Delta y_{it} = \Delta \vec{X}_{it} \vec{\beta} + \Delta u_{it}, t = 1, \dots, T \quad (32)$$

Onde  $\Delta$  é um operador de 1ª defasagem. Voluntariamente o termo  $\Delta c_i$  foi omitido da equação anterior visto que é sempre igual a zero, uma vez que o efeito é constante no tempo. Diante das semelhanças entre a estimação via FE e FD, não é surpresa que os pressupostos para consistência do estimador sejam basicamente os mesmos. Entretanto, a desvantagem em estimar este modelo é que, ao se aplicar o operador de 1ª diferença, perde-se uma observação para todos os indivíduos.

### 3.3.5. Teste de Breusch-Pagan (1980)

A análise através de dados em painel é geralmente iniciada através de um modelo POLS, com a verificação se existe algum efeito não observado ( $c_i$ ). Para tanto, é comum utilizar-se o teste de Breusch-Pagan (1980), testando-se a hipótese nula  $H_0: \sigma_c^2 = 0$ . Caso não seja possível rejeitar a hipótese nula, o modelo POLS seria o mais indicado. Caso contrário, o modelo RE seria preferível ao POLS.

### 3.3.6. Teste de Hausman (1978)

Uma vez detectada a presença de um efeito individual não observável, utiliza-se o teste de Hausman (1978) para definir se o modelo mais apropriado é RE ou FE. Este procedimento testa se  $\vec{X}_{it}$  e  $c_i$  são ou não correlacionados, através da hipótese nula  $H_0: E(c_i | \vec{X}_{it}) = 0$ . Se  $H_0$  não puder ser rejeitada ao nível de significância escolhido então tanto o modelo FE quanto o RE são consistentes, porém o RE é mais eficiente. Se, do contrário,  $H_0$  for rejeitada, então somente FE será consistente.

Finalmente, atenta-se para um problema potencial de endogeneidade na variável dependente deste estudo, qual seja, a declaração de estiagem. Como este procedimento deve ser requerido pelo município junto à defesa civil, o município há que manifestar tal situação, fato que, não necessariamente, está atrelado à falta de chuvas. Mais do que isso, avaliação dos pedidos pode ter influência de natureza política, o que também implicaria um viés sobre a variável. Na literatura, esse problema é conhecido como problema da autoseleção (*self-selection problem*, Wooldrdge [2010, p. 289]). A propensão do município a declarar estiagem pode aumentar com a participação da agropecuária no VAB total, com o plantio de determinado produto, pela declaração de municípios vizinhos ou próximos, etc. Tais características podem não ser observadas econometricamente, fato que justifica a inclusão do efeito individual ( $c_i$ ).

## 4. Resultados

### 4.1. Variação Nominal do PIB

O primeiro teste realizado, antes da aplicação do modelo multivariado, foi comparar a variação nominal do PIB do conjunto de municípios que declararam estiagem *vis-a-vis* municípios que não declararam estiagem. Assim como exposto no trabalho de Colombo e Lisboa (2013), a variação nominal do PIB do RS foi decomposta em dois grandes grupos: municípios atingidos pelo evento estiagem (grupo de tratamento, A) e municípios não atingidos (grupo de controle, B). Também é evidenciado o número de municípios que declararam ou não estiagem em cada ano. A última coluna torna explícita a diferença de crescimento do PIB entre os dois grupos, em cada ano, em pontos percentuais.

Tabela 2: Variação nominal do Produto Interno Bruto (PIB) do RS e do PIB de agrupamentos selecionados de municípios do RS — 2003 a 2010

ANOS	VARI- ÇÃO NOMI- NAL DO PIB DO RS (%)	GRUPO A - MUNICÍPIOS QUE DECLARARAM ESTIAGEM		GRUPO B - MUNICÍPIOS QUE NÃO DECLARARAM ESTIAGEM		DIFERENÇA DE CRESCIMENTO DO PIB (pontos percentuais) (A - B)
		Variação Nominal do PIB (%) (A)	Número de Municípios	Variação Nominal do PIB (%) (B)	Número de Municípios	
2003	18,1	24,5	1	18,1	495	6,4
2004 (1)	10,7	2,4	153	12,2	343	-9,7
2005 (1)	4,6	-3,8	144	6,0	352	-9,8
2006	8,7	12,2	61	8,5	435	3,7
2007	12,6	9,3	8	12,6	488	-3,4
2008	13,0	9,8	64	13,1	432	-3,3
2009 (1)	8,2	6,5	125	8,4	371	-1,9
2010	17,0	37,3	2	16,9	494	20,4

FONTE: Elaborado pelo autor, com base em dados da FEE/IBGE/Defesa Civil do RS.

(1) Anos em que houve uma amostra significativa de municípios que declararam estiagem no Rio Grande do Sul. Devido ao número de municípios que declararam estiagem (Grupo A) ser representativo, as conclusões sobre a diferença entre os dois grupos tornam-se mais robustas.

Observa-se que, especialmente nos anos em que um número substancial de municípios registrou ocorrência de estiagem (2004, 2005 e 2009), o Grupo A apresentou crescimento do PIB menor. Em 2005, inclusive, a taxa de crescimento foi negativa (-3,8%), em face de taxas positivas do Grupo B (6,0%) e do RS (4,6%). Como síntese, os dados mostram que, em anos em que há mais registros de ocorrência de estiagem, os municípios atingidos tendem a perder participação econômica.

Há ainda outros aspectos interessantes que podem ser extraídos da análise realizada. Os municípios que registraram estiagem no período selecionado são, geralmente, os mesmos: os eventos (registro de situação de emergência em função da estiagem, não necessariamente falta de chuva) são concentrados nas regiões noroeste, oeste e sul do Estado. Logo, eventos recorrentes de estiagem podem estar contribuindo para um aumento da disparidade econômica entre as regiões geográficas do Estado.

Um terceiro aspecto diz respeito ao fato de que a variação registrada no PIB dos municípios é nominal, ou seja, carrega consigo, além da variação de volume de produção, os preços. Em geral, quando há restrição na oferta de bens agropecuários — situação típica de períodos de estiagem —, os preços sobem. Logo, se fosse registrada apenas a variação de volume de bens e serviços produzidos, a diferença entre o grupo de controle e o grupo de tratamento poderia ser ainda maior. Esse raciocínio vale, especialmente, para produtos nos quais a produção local tem capacidade de influenciar o seu preço, como são os casos do arroz e do milho.

Em quarto lugar, constatou-se que a diferença de desempenho econômico entre os municípios com e sem estiagem é maior no ano em que o evento ocorre do que em períodos maiores de análise. Em outras palavras, essa queda de participação econômica tende a ser parcialmente compensada nos anos seguintes. A razão é simples: com o aumento do preço relativo de alguns produtos agropecuários, há um incentivo para que haja uma maior oferta desses bens nos períodos seguintes. Do ponto de vista dos ofertantes, ocorre um efeito substituição positivo para os bens que ficaram relativamente mais caros, sejam esses preços determinados localmente ou mesmo no mercado internacional.

#### 4.2. Diferença de médias

Além da variável dependente, as variáveis de controle entre o grupo dos municípios que declararam estiagem (A) e o grupo dos que não declararam estiagem (B) pode diferir significativamente. Para tal evidência, foi realizado um teste de diferença de médias entre os dois grupos, para a variável dependente e para cada variável de controle (a variável explicativa de interesse – ocorrência ou não de estiagem – é a que distingue os grupos). Os resultados são expostos na Tabela 3.

Tabela 3: Diferença de médias das variáveis entre os municípios que declararam estiagem (Grupo A) e os municípios que não declararam (Grupo B).

VARIÁVEL	Municípios que declararam estiagem pelo menos uma vez no ano (A)			Municípios que não declararam estiagem no ano (B)			Diferença de médias (A - B)
	N	MÉDIA	DP	N	MÉDIA	DP	TESTE "t"
var_pib_pc	604	0.01	0.16	4356	0.12	0.16	-15.57***
agro_vab	604	0.39	0.15	4356	0.33	0.18	7.64***
pib_pc_inic	604	8.40	0.35	4356	8.55	0.41	-8.09***
tam	604	18.13	1.04	4356	18.23	1.36	-1.71*
var_vab_apu	604	0.09	0.05	4356	0.14	0.07	-15.30***
soja_vab	604	0.09	0.11	4356	0.06	0.10	6.92***
cereais_exc_arroz_vab	604	0.00	0.02	4356	0.00	0.01	2.18**
arroz_vab	604	0.06	0.05	4356	0.04	0.06	8.83***
gado_vab	604	0.10	0.08	4356	0.07	0.06	11.31***

Nota: Esta tabela reporta as diferenças de médias das variáveis utilizadas na análise multivariada. Para efeitos de comparação, a amostra é segmentada em duas: municípios que declararam estiagem pelo menos uma vez no ano (Grupo A), e municípios que não declararam estiagem (Grupo B). O teste assumiu a hipótese de variâncias homogêneas entre os dois grupos.

\*\*\*, \*\* e \* representam significância estatística 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Da Tabela 3 constata-se que os municípios que sofreram com a estiagem cresceram menos o PIB *per capita*, em média (1% ante 12%). Além disso, tem maior proporção de

seu VAB representado pela agropecuária (39% ante 33%), possuem um PIB *per capita* no ano de 2001 menor (8,40 ante 8,55, em logaritmo), apresentaram variação do VAB da Administração Pública menor (9% ante 14%), além de maior participação da soja (9% ante 6%), do arroz (6% ante 4%) e da pecuária bovina no VAB total (10% ante 7%).

Os resultados da análise univariada de diferença de médias fornecem pistas para os determinantes da variação do PIB per capita dos municípios. Na análise multivariada de dados em painel, as variáveis são consideradas de forma conjunta e, por isso, a significância ou até mesmo a relação de associação entre as variáveis pode mostrar-se diferente.

### **4.3. Aplicação de Dados em Painel**

A aplicação da metodologia de dados em painel, como já se viu, possui diferentes técnicas de estimação, de acordo com a natureza dos dados e as suposições que são feitas com relação a eles. Primeiramente, os parâmetros foram estimados por efeitos aleatórios (RE), que assume a hipótese de ortogonalidade entre o componente não observável e a matriz de regressores. Tanto para os modelos de efeitos aleatórios (RE) quanto fixos (FE), fez-se quatro estimações diferentes, com número crescente de variáveis de controle. O objetivo é visualizar a influência da adição de mais controles sobre o coeficiente e a significância da variável de interesse. Os resultados das estimações por Efeitos Aleatórios são expostos na Tabela 4.

Tabela 4: Estimacões do modelo de efeitos aleat3rios (RE)

Variáveis	Modelo			
	RE_1	RE_2	RE_3	RE_4
estiagem	-0.125*** (0.01)	-0.095*** (0.01)	-0.092*** (0.01)	-0.096*** (0.01)
agro_vab	-0.091*** (0.01)	-0.304*** (0.03)	-0.204*** (0.03)	-0.274*** (0.03)
pib_pc_inic		-0.004 (0.01)	0.014 (0.01)	0.020* (0.01)
tam		-0.044*** (0.00)	-0.040*** (0.00)	-0.038*** (0.00)
var_vab_apu		0.465*** (0.03)	0.460*** (0.03)	0.449*** (0.03)
soja_vab			-0.286*** (0.03)	-0.212*** (0.03)
cereais_exc_arroz_vab			-0.069 (0.04)	-0.060 (0.05)
arroz_vab				-0.043 (0.05)
gado_vab				0.388*** (0.06)
_cons	0.117*** (0.01)	1.032*** (0.08)	0.779*** (0.09)	0.684*** (0.09)
Municípios (n)	496	496	496	496
Observacões (N)	4960	4960	4960	4960
R <sup>2</sup>	.	.	.	.
Graus de liberdade	.	.	.	.
BIC	.	.	.	.
Controle de Heterogeneidade Espacial	Sim	Sim	Sim	Sim

Nota: Esta tabela apresenta os resultados das regressões com dados em painel no período 2002-2011. A variável dependente é VAR\_PIB\_PC, que mede a variaç3o logarítmica do PIB *per capita*. O coeficiente estimado e o erro-padr3o robusto à heterocedasticidade de Huber-White (em parênteses) s3o reportados para cada variável.

\*\*\*, \*\* e \* representam significância estatística 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como se observa das estimativas através do modelo de Efeitos Aleat3rios (RE), a ocorrênciade estiagem impacta negativamente a variaç3o do PIB per capita dos munic3pios do RS, a um n3vel de significância inferior a 1% em todas as especificaç3es. O modelo inicial, RE\_1, coloca como controle a participaç3o do VAB da agropecuária no VAB total dos munic3pios, haja vista que a estrutura produtiva difere bastante entre cidades e entre regiões. No modelo dois (RE\_2), s3o inclu3das também variáveis de controle relativas ao tamanho da economia dos munic3pios e à variaç3o no gasto do setor p3blico. Observa-se que o tamanho da economia, medida pelo logaritmo natural do PIB no ano imediatamente anterior, est3 negativamente relacionada com o crescimento do PIB *per capita*. J3a a variaç3o no gasto do setor p3blico, que inclui despesas correntes e despesas de capital nas tr3s esferas de governo (federal, estadual e municipal), est3 positivamente relacionada com a variável dependente.

O terceiro modelo (RE\_3), além das j3 referidas variáveis de controle, inclui uma estimativa das participaç3es do VAB da soja e do VAB dos cereais exceto arroz no



VAB total do município. Essas variáveis buscam captar a sensibilidade maior de algumas culturas com relação à falta de chuvas, como é o caso da soja, do milho e do trigo, por exemplo. Essa maior sensibilidade se dá tanto pela característica de formação do grão quanto pelas características hídricas de seu cultivo, se irrigado ou não. No quarto modelo (RE\_4), incluem-se ainda estimativas da participação do VAB do arroz e do VAB da pecuária bovina no VAB total do município. De RE\_4, observa-se que, mesmo isolando-se o efeito das variáveis relativas a tamanho, gasto público nas três esferas de governo, e características de produto cultivado, persiste o efeito da estiagem sobre a variação no PIB *per capita*. Os resultados deste modelo apontam que a ocorrência de estiagem reduz o PIB *per capita* dos municípios, em média, em 9,6 pontos percentuais, *ceteris paribus*.

A aplicação das mesmas especificações através do modelo de efeitos fixos (FE) aponta para resultados semelhantes. Conforme observa-se da Tabela 5, os determinantes e a significância dos coeficientes estimados são muito parecidos entre os modelos RE e FE.

Tabela 5: Estimções do modelo de efeitos fixos (FE)

Variáveis	Modelo			
	FE_1	FE_2	FE_3	FE_4
estiagem	-0.137*** (0.01)	-0.092*** (0.01)	-0.092*** (0.01)	-0.092*** (0.01)
agro_vab	-1.153*** (0.08)	-1.156*** (0.06)	-0.829*** (0.08)	-0.971*** (0.08)
pib_pc_inic	.	.	.	.
tam		-0.145*** (0.01)	-0.131*** (0.01)	-0.143*** (0.01)
var_vab_apu		0.487*** (0.03)	0.469*** (0.03)	0.462*** (0.03)
soja_vab			-0.547*** (0.07)	-0.245** (0.08)
cereais_exc_arroz_vab			-0.148*** (0.02)	-0.234*** (0.05)
arroz_vab				-0.061 (0.07)
gado_vab				0.922*** (0.17)
_cons	0.511*** (0.03)	3.079*** (0.15)	2.756*** (0.15)	2.944*** (0.17)
Municípios (n)	496	496	496	496
Observações (N)	4960	4960	4960	4960
R <sup>2</sup>	0.184	0.293	0.305	0.317
Graus de liberdade	495	495	495	495
BIC	-4748.09	-5445.40	-5508.74	-5579.34
Controle para Heterogeneidade Espacial	Sim	Sim	Sim	Sim

Nota: Esta tabela apresenta os resultados das regressões com dados em painel no período 2002-2011. A variável dependente é VAR\_PIB\_PC, que mede a variação logarítmica do PIB *per capita*. O coeficiente estimado e o erro-padrão robusto à heterocedasticidade de Huber-White (em parênteses) são reportados para cada variável.

\*\*\*, \*\* e \* representam significância estatística 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Focando a análise nos impactos da estiagem, observa-se do modelo FE\_4, que gerou a menor estatística BIC<sup>11</sup> e o maior poder de explicação do modelo ( $R^2 = 0,317$ ), o impacto da ocorrência de estiagem foi estimado em 9,2 pontos percentuais sobre a variação do PIB *per capita*, em média e isolando-se o impacto das demais variáveis utilizadas no modelo.

Observa-se também da Tabela 5 que a variável *pib\_pc\_inic*, por ser constante no tempo, não foi identificada pelo estimador de efeitos fixos (a variável foi “dropada” do modelo). Mesmo assim, de uma maneira geral, os impactos estimados são bastante semelhantes, restando saber qual é o modelo mais indicado a partir das características dos dados utilizados. Para isso, realizou-se o teste de Hausman (1978) para evidenciar qual é o modelo mais apropriado, se FE ou RE. Os resultados são sintetizados na Tabela 6.

Tabela 6: Teste de Hausman – Comparação entre os modelos RE e FE.

Variáveis	Estatísticas			
	Efeitos fixos (b)	Efeitos aleatórios (B)	Diferença (b-B)	Dif <sup>2</sup>
estiagem	-0.092	-0.096	0.004	0.004
agro_vab	-0.971	-0.274	-0.698	0.059
tam	-0.143	-0.038	-0.105	0.007
var_vab_apu	0.462	0.449	0.013	0.007
soja_vab	-0.245	-0.212	-0.033	0.069
cereais_exc_arroz_vab	-0.234	-0.060	-0.173	0.184
arroz_vab	-0.061	-0.043	-0.018	0.058
gado_vab	0.922	0.388	0.534	0.100
H0	Diferença entre os coeficientes não é sistemática.			
chi2	856.2900			
Prob>chi2	0.0000			

Nota: O teste de Hausman foi realizado comparando-se os modelos que minimizaram o critério de informação bayesiano (BIC), quais sejam, o modelo com mais variáveis explicativas (FE\_4 e RE\_4). Estão expostos nas tabelas os coeficientes estimados nos respectivos modelos. Erros padrões robustos à heterocedasticidade não são comportados pelo teste de Hausman, logo este comando foi excluído na hora de estimar o teste.

\*\*\*, \*\* e \* representam significância estatística 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O teste de Hausman compara os coeficientes estimados do estimador de efeitos aleatórios (eficiente) com aqueles estimados pelo estimador de efeitos fixos (consistente). Como o p-valor do teste é significativo (0.0000), então o teste de Hausman recomenda que seja utilizado o estimador de efeitos fixos (FE). Neste caso, mesmo que os resultados principais não tenham variado muito entre um e outro modelo, é utilizar-se-á os resultados do modelo FE como os obtidos pelo presente estudo.

11 O critério de informação bayesiano (BIC) penaliza mais os parâmetros adicionais utilizados no modelo do que o critério de informação de Akaike (AIC). Intuitivamente, se a estatística BIC reduz-se de um modelo para o outro, a adição de mais parâmetros foi mais do que compensada pelo aumento no poder explicativo do modelo.

#### 4.4. Robustez dos resultados

Uma última etapa de testes foi realizada tendo em vista os demais modelos discutidos na seção 3, quais sejam, *pooled ordinary least squares* (POLS) e primeira diferença (FD). Os resultados dessas estimativas, assim como os modelos RE\_4 e FE\_4, constam da Tabela 6.

Tabela 6: Comparativo entre os modelos RE, FE, POLS e FD.

Variáveis	Modelo			
	RE_4	FE_4	POLS_4	FD_4
estiagem	-0.096*** (0.01)	-0.092*** (0.01)	-0.096*** (0.01)	-0.004 (0.01)
agro_vab	-0.274*** (0.03)	-0.971*** (0.08)	-0.274*** (0.03)	-0.023 (0.01)
pi_b_pc_inic	0.020* (0.01)	.	0.020* (0.01)	-0.022*** (0.00)
tam	-0.038*** (0.00)	-0.143*** (0.01)	-0.038*** (0.00)	-0.000 (0.00)
var_vab_apu	0.449*** (0.03)	0.462*** (0.03)	0.449*** (0.03)	0.056 (0.11)
soja_vab	-0.212*** (0.03)	-0.245** (0.08)	-0.212*** (0.04)	0.056** (0.02)
cereais_exc_arroz_vab	-0.060 (0.05)	-0.234*** (0.05)	-0.060 (0.35)	0.045 (0.13)
arroz_vab	-0.043 (0.05)	-0.061 (0.07)	-0.043 (0.06)	0.047 (0.03)
gado_vab	0.388*** (0.06)	0.922*** (0.17)	0.388*** (0.05)	0.089*** (0.03)
_cons	0.684*** (0.09)	2.944*** (0.17)	0.684*** (0.08)	0.308*** (0.04)
Municípios (n)	496	496	496	496
Observações (N)	4960	4960	4960	4960
R <sup>2</sup>	.	0.317	0.172	0.294
Graus de liberdade	.	495	4923	459
BIC	.	-5579.34	-4273.15	-2126.07
Controle para Heterogeneidade Espacial	Sim	Sim	Sim	Sim

Nota: Esta tabela apresenta os resultados das regressões com dados em painel no período 2002-2011. A variável dependente é VAR\_PIB\_PC, que mede a variação logarítmica do PIB *per capita dos municípios*. O coeficiente estimado e o erro-padrão robusto à heterocedasticidade de Huber-White (em parênteses) são reportados para cada variável.

\*\*\*, \*\* e \* representam significância estatística 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados da Tabela 6 apontam que, nos modelos RE\_4, FE\_4 e POLS\_4, o efeito parcial da estiagem sobre a variação do PIB *per capita* dos municípios está dentro do intervalo [9,2 pontos percentuais; 9,6 pontos percentuais], em média. Já no modelo FD\_4, que utiliza a primeira diferença das variáveis (perde-se uma observação de cada unidade no primeiro ponto no tempo, 2002), proporcionou resultados diferentes. Contudo, haja vista que o modelo FD é bastante semelhante ao modelo FE, com o agravante de perder uma informação por unidade do *cross section*, imagina-se que os resultados do modelo FE representem melhor a realidade do que os resultados do modelo FD.

De forma geral, excetuando-se o caso do modelo FD, os resultados convergem e parecem robustos a diversas especificações do modelo, inclusive à transformação do modelo básico em Efeitos Aleatórios ou Fixos, além da estimação por *Pooled OLS*.

## **5. Considerações finais**

A ocorrência de eventos recorrentes de estiagem implica um ônus econômico extremamente alto, em especial para populações mais pobres e vulneráveis a esses eventos. No caso do Rio Grande do Sul, estimou-se que a ocorrência de estiagem gera uma redução de 9,2 pontos percentuais na variação do produto *per capita* dos municípios, em média, após controle para diversas outras variáveis que podem afetar a variação do PIB. A não aleatoriedade das regiões geográficas constantemente atingidas implica pelas secas gera uma pressão para que desigualdades regionais de renda sejam mantidas e até mesmo acentuadas. Dentre essas regiões, destacam-se as fronteiras noroeste, oeste e sul, historicamente já menos desenvolvidas.

Espera-se que este trabalho tenha contribuído para a literatura empírica sobre os efeitos de estiagens no Rio Grande do Sul, fomentando discussões sobre a gestão da escassez de chuvas que frequentemente assola o Estado. Muitas questões ainda permanecem sem respostas e abrem espaço para estudos futuros sobre o tema – a exemplo os efeitos das despesas de capital públicas e privadas, os investimentos em educação, investimentos em irrigação e acesso a crédito direcionado para recursos hídricos no campo. Além disso, há também efeitos migratórios que estão associados aos eventos recorrentes de estiagem. Finalmente, estudos futuros poderão lidar com o potencial problema de endogeneidade na variável dependente: os municípios, assim que reconhecida a emergência ou estado de calamidade pública junto à Defesa Civil, fazem jus a recursos e benefícios dos Governos Federal e Estadual, caracterizando-se em um forte incentivo para que os municípios sempre demonstrem estar sofrendo prejuízos com a estiagem.

De maneira geral, os resultados deste trabalho fortalecem a necessidade de incremento de políticas públicas que tornem a economia gaúcha menos vulnerável às oscilações climáticas, agenda esta que deve ser prioritária para o desenvolvimento econômico e social do RS nas próximas décadas.

## 6. Referências Bibliográficas

ALBUQUERQUE, T. M. A.; MENDES, C. A. B. Avaliação do processo de gestão de seca: estudo de caso no Rio Grande do Sul. **Revista de Gestão de Água da América Latina (REGA)**, vol. 6, n. 1, pp. 17-29, 2009.

BALTAGI, B. H. **Econometrics**. 2. ed. Berlim: Springer, 1999.

BASTOS, P; BUSSO, M.; MILLER, S. **Short and long-term impacts of drought: evidence from brazilian municipalities**. Working paper, 2012. Disponível em: <[http://pages.uoregon.edu/cameron/WEAI-AERE-2012/Miller\\_paper.pdf](http://pages.uoregon.edu/cameron/WEAI-AERE-2012/Miller_paper.pdf)>. Acesso em janeiro de 2014.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The LM test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, 1980, vol. 47, pp. 239-254.

COLOMBO, J. A.; PESSOA, M. L. O impacto dos eventos de estiagem na economia dos municípios do RS. **Carta de Conjuntura FEE**, ano 22, n. 12, p. 7, 2013.

FOCHEZATTO, A.; GRANDO, M. Z. Efeitos da estiagem na economia do Rio Grande do Sul: uma abordagem multissetorial. **Textos para discussão FEE**, no. 62, 2009. Disponível em: <<http://www.fee.tche.br/sitefee/download/tds/062.pdf>>. Acesso em janeiro de 2014.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in Econometrics. **Econometrica**, 1978, vol. 46, pp. 1251-1271.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

MINISTÉRIO DA INTEGRACAO NACIONAL. **Glossário de Defesa Civil: estudos de riscos e medicina de desastres**. 5ª edição. Brasília: Secretaria Nacional da Defesa Civil, 2009. Disponível em: <[http://www.ceped.ufsc.br/sites/default/files/projetos/glossario\\_de\\_defesa\\_civil.pdf](http://www.ceped.ufsc.br/sites/default/files/projetos/glossario_de_defesa_civil.pdf)>, acesso em fevereiro de 2014.

MINISTÉRIO DA INTEGRACAO NACIONAL. **Ações de enfrentamento à estiagem**. Disponível em: <<http://www.integracao.gov.br/acoes-de-enfrentamento-a-estiagem>>. Acesso em janeiro de 2014.

MUELLER, V. A.; OSGOOD, D. E. **Long-term Consequences of Droughts in Brazil**. Working paper, 2007.

TEXAS BOARD OF WATER ENGINEERS. **A study of droughts in texas**. Bulletin 5914, December 1959.

THE UNITED NATIONS OFFICE FOR DISASTER RISK REDUCTION (UNISDR). **2013 Global Assessment Report on Disaster Risk Reduction**. Nações Unidas, 2013. Disponível em: <[http://www.preventionweb.net/english/hyogo/gar/2013/en/gar-pdf/GAR2013\\_EN.pdf](http://www.preventionweb.net/english/hyogo/gar/2013/en/gar-pdf/GAR2013_EN.pdf)>, acesso em janeiro de 2014.

THE UNITED NATIONS OFFICE FOR DISASTER RISK REDUCTION (UNISDR). **Disasters statistics**. 2010. Disponível em: <<http://www.unisdr.org/we/inform/disaster-statistics>>. Acesso em janeiro de 2014.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT, 2a edição, 2010.