



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E GESTÃO
DE POLÍTICAS PÚBLICAS – FACE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

ANA LUIZA MORAES FERNANDES DA COSTA

**RELAÇÃO ENTRE DRENAGEM URBANA E INDICADORES SOCIAIS E
ECONÔMICOS DOS ESTADOS BRASILEIROS**

BRASÍLIA, DF

2022

ANA LUIZA MORAES FERNANDES DA COSTA

**RELAÇÃO ENTRE DRENAGEM URBANA E INDICADORES SOCIAIS E
ECONÔMICOS DOS ESTADOS BRASILEIROS**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Prof^ª. Ana Carolina Pereira Zoghbi

BRASÍLIA, DF
2022

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E GESTÃO
DE POLÍTICAS PÚBLICAS - FACE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília – UnB, como requisito parcial à obtenção do grau de bacharelado em Ciências Econômicas na Universidade de Brasília.

**RELAÇÃO ENTRE DRENAGEM URBANA E INDICADORES SOCIAIS E
ECONÔMICOS DOS ESTADOS BRASILEIROS**

Aprovada em 25/11/2022

BANCA EXAMINADORA

Profª Dra. Ana Carolina Pereira Zoghbi
Departamento de Economia – UnB Orientador

Profª. Déborah Oliveira Martins dos Reis
Departamento de Economia – UnB

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente à Deus, por ter me sustentado e me dado forças durante essa jornada. Agradeço pelo dom da vida, por tudo que sou e que tenho, tudo devo a Ele. Portanto, agradeço à Deus, que abriu os caminhos e me deu a oportunidade de chegar até esse momento tão importante em minha vida. À Ele, toda Honra e toda Glória.

Agradeço também à minha amada mãe, Gilda, por ser minha maior incentivadora, a pessoa que sempre me apoiou e acreditou em mim, e é a grande responsável pela realização desse sonho, que parecia impossível após uma longa e árdua jornada, repleta de desafios. É para você que dedico esse trabalho.

Agradeço ao meu esposo, Igor, pela paciência e pela parceria durante o curso de graduação e também à minha amada filha Emily, que me inspira e me motiva a me tornar uma pessoa melhor a cada dia.

À professora Ana Carolina Zoghbi, agradeço pela atenção, pelas orientações, pelo apoio e pela disponibilidade em compartilhar o conhecimento, que tornaram possível essa entrega.

Agradeço também aos meus familiares, meus sogros e meus líderes Giselle e Marcus, que oraram por mim e me deram a força espiritual necessária para alcançar essa conquista.

Ao Departamento de Economia da Universidade e todo seu corpo docente, que me oportunizaram um ensino de excelência durante todo o curso.

Dedico este trabalho à Deus e à minha amada mãe, Gilda. Bendizei ao Senhor, todas as suas obras, em todos os lugares do seu domínio; bendize, ó minha alma, ao Senhor (Salmos 103:22).

RESUMO

A drenagem urbana apresenta grande impacto na qualidade de vida da população. O Brasil frequentemente enfrenta calamidades públicas em decorrência de enchentes, resultando em perdas sociais e econômicas. O objetivo desta pesquisa é avaliar a relação entre a estrutura e investimentos em drenagem urbana no Brasil e indicadores econômicos e sociais, especificamente, PIB per capita e taxa de mortalidade infantil. A metodologia adotada consistiu na utilização de modelos econométricos de dados em painel considerando dados dos estados referentes aos anos 2018 e 2019, obtidos a partir do SNIS, IBGE e outras fontes. Os resultados revelaram que não foi possível identificar, a partir dos métodos adotados, relação entre indicadores de drenagem urbana, PIB per capita e taxa de mortalidade infantil. Sugere-se que trabalhos futuros sejam realizados abrangendo um período maior de tempo.

Palavras-chave: drenagem urbana, indicadores econômicos, desenvolvimento, economia brasileira.

ABSTRACT

Urban drainage has a great impact on the population's quality of life. Brazil frequently faces public calamities as a result of floods, resulting in social and economic losses. The objective of this research is to evaluate the relationship between the structure and investments in urban drainage in Brazil and economic and social indicators, specifically, GDP per capita and infant mortality rate. The methodology adopted consisted of the use of econometric models of panel data considering data from the states for the years 2018 and 2019, obtained from the SNIS, IBGE and other sources. The results revealed that, based on the methods adopted, it was not possible to identify a direct relationship between urban drainage indicators and GDP per capita and infant mortality rate. It is suggested that future works be carried out covering a longer period of time.

Keywords: *urban drainage, economic indicators, development, Brazilian economy.*

LISTA DE FIGURAS, GRÁFICOS E TABELAS

FIGURAS

Figura 1. Lei Nacional de Saneamento Básico N° 11.445/2007.....	13
Figura 2. Investimentos em abastecimento de água e esgotos e desenvolvimento econômico.....	14
Figura 3. Relação entre cobertura por abastecimento de água e mortalidade infantil dos países.....	15
Figura 4. Relação entre esgotamento sanitário e mortalidade infantil dos países.....	15
Figura 5. Mapa do percentual de domicílios em risco de inundação por UF em 2020.....	23
Figura 6. Municípios críticos no SNIS-AP 2020.....	28

GRÁFICOS

Gráfico 1. Investimento Per Capita em Drenagem Urbana por UF em 2020.....	24
Gráfico 2. Taxa de cobertura de vias públicas com redes ou canais pluviais subterrâneos na área urbana por UF em 2020.....	25
Gráfico 3. Percentual da população impactada por eventos hidrológicos em 2020.....	26

TABELAS

Tabela 1. Síntese de indicadores socioeconômicos dos Estados brasileiros em 2020.....	26
Tabela 2. Percentual de municípios críticos por Região.....	28
Tabela 3. Teste VIF para o modelo de estimação da Taxa de Mortalidade Infantil.....	31
Tabela 4. Teste de Hausman para o modelo de estimação da Taxa de Mortalidade Infantil.....	32
Tabela 5. Coeficientes do modelo de efeitos aleatórios referente à Taxa de Mortalidade Infantil.....	32
Tabela 6. VIF médio para o modelo de estimação do PIB per capita.....	33
Tabela 7. Teste de Hausman para o modelo de estimação do PIB per capita.....	34
Tabela 8. Coeficientes para o modelo de efeitos fixos para estimação do PIB per capita.....	35

SIGLAS E ABREVIACÕES

IBGE	Instituto Nacional de Geografia e Estatística
LNSB	Lei Nacional de Saneamento Básico
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PIB	Produto Interno Bruto
PNAD	Pesquisa Nacional de Domicílios por Amostragem Contínua
SICONFI	Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro
SNIS	Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento
VIF	Fator de Inflação de Variância

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO	10
2.	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	12
2.1.	DRENAGEM URBANA.....	12
2.2.	SANEAMENTO BÁSICO E DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO .	13
3.	METODOLOGIA	17
3.1.	DADOS EM PAINEL	17
3.2.	INDICADORES ECONÔMICOS E SOCIAIS	20
3.2.1.	Riqueza	20
3.2.2.	Emprego e Renda	20
3.2.3.	Educação e Saúde	22
3.3.	COLETA E ORGANIZAÇÃO DOS DADOS	22
3.4.	ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS	23
3.5.	MODELO ECONOMETRICO.....	29
4.	RESULTADOS E DISCUSSÃO	31
5.	CONCLUSÃO	36
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	37
	ANEXOS	41

1. INTRODUÇÃO

Saneamento básico pode ser definido como um conjunto de infraestruturas, instalações operacionais e serviços públicos voltados para o abastecimento de água potável, tratamento sanitário de esgoto, limpeza, manejo de resíduos sólidos e drenagem e manejo das águas pluviais em áreas urbanas, conforme disposto na Lei Nº. 11445 de 2007 (BRASIL, 2007).

As atividades compreendidas por drenagem urbana de águas pluviais englobam o transporte, detenção ou retenção com objetivo de amortecer vazões de cheias, tratamento e destinação das águas drenadas.

No contexto de forte expansão urbana no Brasil nas últimas décadas, o gerenciamento da drenagem águas pluviais na possui grande impacto na qualidade de vida da população brasileira e também nos recursos públicos, afetando a economia. O desenvolvimento do setor de drenagem urbana no Brasil esbarra em barreiras políticas e financeiras (VASCONCELOS et al., 2022).

Conforme Tucci et al. (2003) algumas das causas do agravamento dos problemas causados pela expansão urbana consistem na baixa renda de uma parcela significativa da população e ausência de planejamento e investimento público nos processos que envolvem a expansão dos territórios urbanos. Investimentos insuficientes no setor de saneamento afetam negativamente o sistema econômico.

No Brasil, enchentes pluviais são um problema recorrente e frequentemente estão associados à ineficiência do sistema de drenagem urbana, causando impactos negativos diversos como erosão do solo, degradação de edificações, traumas físicos e óbitos acidentais, além da dispersão de doenças veiculadas por água contaminada. Tais eventos tem potencial para afetar a economia local, principalmente em municípios menores e com menor disponibilidade de recursos financeiros.

A principal motivação deste trabalho consiste na necessidade de compreender melhor a relação entre instrumentos de drenagem urbana e desenvolvimento econômicos e social, para orientar o planejamento de políticas públicas e programas estruturados voltados para a gestão de águas pluviais.

A análise de dados em painel permite estimar a relação entre variáveis de uma ou mais unidades em um conjunto transversal de dados, por exemplo país, cidade, estado ou empresa, ao longo de um intervalo temporal.

Diante deste cenário, este estudo objetiva responder às seguintes questões: os investimentos em instrumentos de drenagem urbana possuem relação com indicadores socioeconômicos? O objetivo geral desta pesquisa, portanto, consiste em analisar, utilizando a técnica econométrica de dados em painel, a relação entre indicadores de drenagem urbana e indicadores socioeconômicos. Os objetivos secundários deste trabalho acadêmico são:

- Elaborar um mapa das regiões vulneráveis a enchentes pluviais no Brasil;
- Analisar a relação entre os indicadores de drenagem urbana e o PIB per capita das unidades federativas;
- Avaliar a relação entre indicadores de drenagem urbana e a taxa de mortalidade infantil dos estados.

Para obter uma estimação da relação existente entre drenagem urbana foi utilizada a técnica de dados em painel sobre indicadores coletados do Sistema Nacional de Informações e sobre Saneamento - SNIS e de pesquisas realizadas Instituto Nacional de Geografia e Estatística – IBGE, referentes aos anos 2018 e 2019. Os resultados obtidos demonstraram que as variáveis relativas à infraestrutura e investimentos em drenagem urbana não foram significativas para explicar o PIB per capita e a taxa de mortalidade infantil nos estados brasileiros. A conclusão extraída dos resultados é que são necessários estudos que contemplem informações relativas a um maior período de tempo, para ratificar a relação entre drenagem urbana e desenvolvimento econômico e social.

Este trabalho acadêmico está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda parte do trabalho foi dedicada a realizar em uma revisão teórica a respeito da temática de drenagem urbana e desenvolvimento econômico e social. A terceira seção descreve a metodologia e a base de dados utilizada, bem como constitui um mapeamento descritivo das populações vulneráveis a enchentes pluviais nas regiões do Brasil, captando a distribuição espacial e cruzando informações de dados hidrográficos e dados referentes aos aspectos socioeconômicos e demográficos (variáveis educacionais, de nível e distribuição de renda, de saúde da população). Por fim, as duas últimas seções apresentam, respectivamente, os resultados da aplicação das técnicas de estimação por dados em painel e a conclusão.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1. DRENAGEM URBANA

Drenagem urbana pode ser definida como um conjunto de medidas que objetivam minimizar os riscos de enchentes, reduzir prejuízos decorrentes desses eventos hidrológicos, bem como propiciar o desenvolvimento urbano de maneira harmônica, integrada e sustentável (TUCCI et al., 2007).

A drenagem urbana está compreendida no sistema de infraestrutura e serviços de saneamento básico, regulamentado pela Lei Nº 11.445/2007, denominada Lei Nacional de Saneamento Básico (LNSB). Conforme exposto na figura 1, o eixo Drenagem Urbana contempla no seu escopo de atuação as atividades, infraestruturas e instalações operacionais dedicadas à drenagem das águas pluviais, transporte, detenção ou retenção para o amortecer de vazões de enchentes, bem como o tratamento e destinação das águas pluviais drenadas, inclusive a limpeza e fiscalização preventiva das redes de águas (BRASIL, 2022).

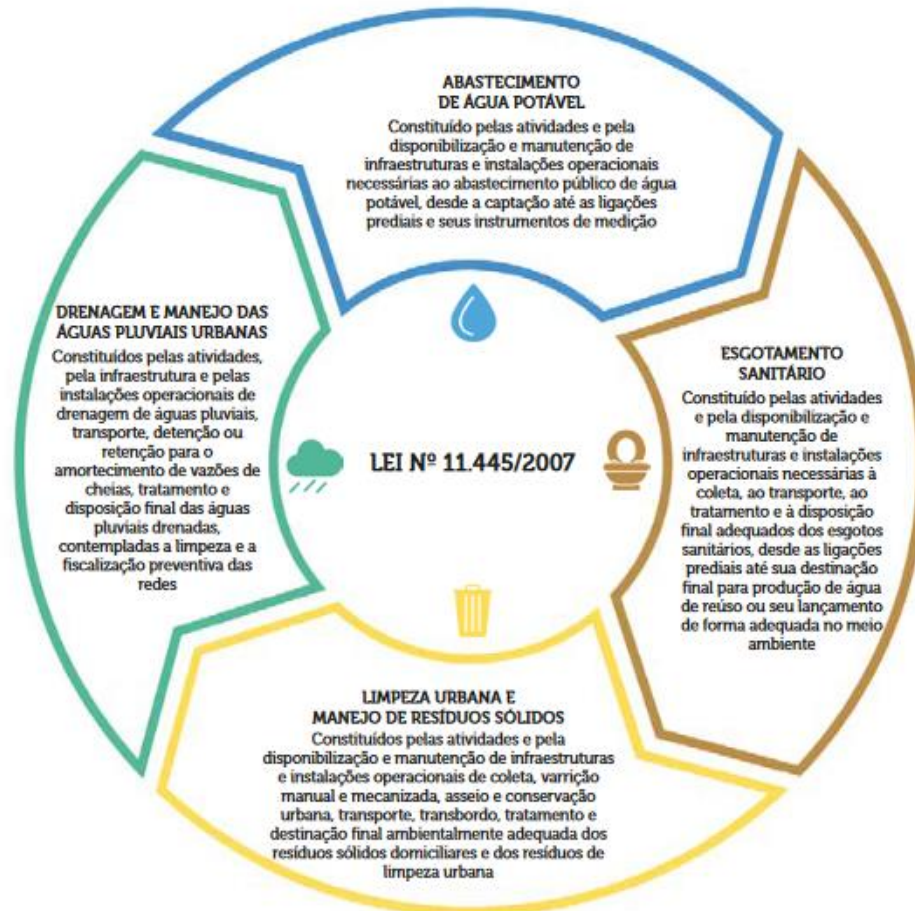
Conforme o marco regulatório estabelecido pela LNSB, os serviços públicos de drenagem e de manejo das águas pluviais devem ser fornecidos em todas as áreas urbanas, conforme fundamenta o princípio da disponibilidade, e com a adequada qualidade para preservar a saúde, a segurança da vida e do patrimônio público e privado, da população.

De acordo com a Lei nº 11.445/ 2007, é prevista a atuação conjunta da União, estados e municípios na prestação dos serviços de drenagem urbana. Os municípios assumem um papel fundamental na busca de soluções e no desenvolvimento de planos para o fornecimento dos serviços de saneamento básico (INSTITUTO TRATA BRASIL, 2020).

Conforme dados do painel de águas pluviais do SNIS (BRASIL, 2022), coletados a partir de uma amostra de 4.107 municípios (73% do total de municípios brasileiros), no ano de 2020 somente cerca de 45,3% dos municípios possuíam sistema exclusivo para drenagem de águas pluviais urbanas. A despesa per capita com serviços drenagem urbana apurada no Brasil foi de R\$ 27,99, e o investimento per capita correspondeu a R\$ 38,21.

O processo de expansão urbana acelerada resultou em ocupação de área inadequadas para habitação, ocasionando diversos impactos econômicos, sociais e ambientais. No Brasil não há um programa sistemático para controle de enchentes na diversidade de suas dimensões, tão somente a adoção de medidas isoladas por iniciativa de alguns municípios, em caráter reativo, ou seja, após a ocorrência do evento (TUCCI, 2012).

Figura 1. Lei Nacional de Saneamento Básico Nº 11.445/2007.



Fonte: BRASIL, 2022.

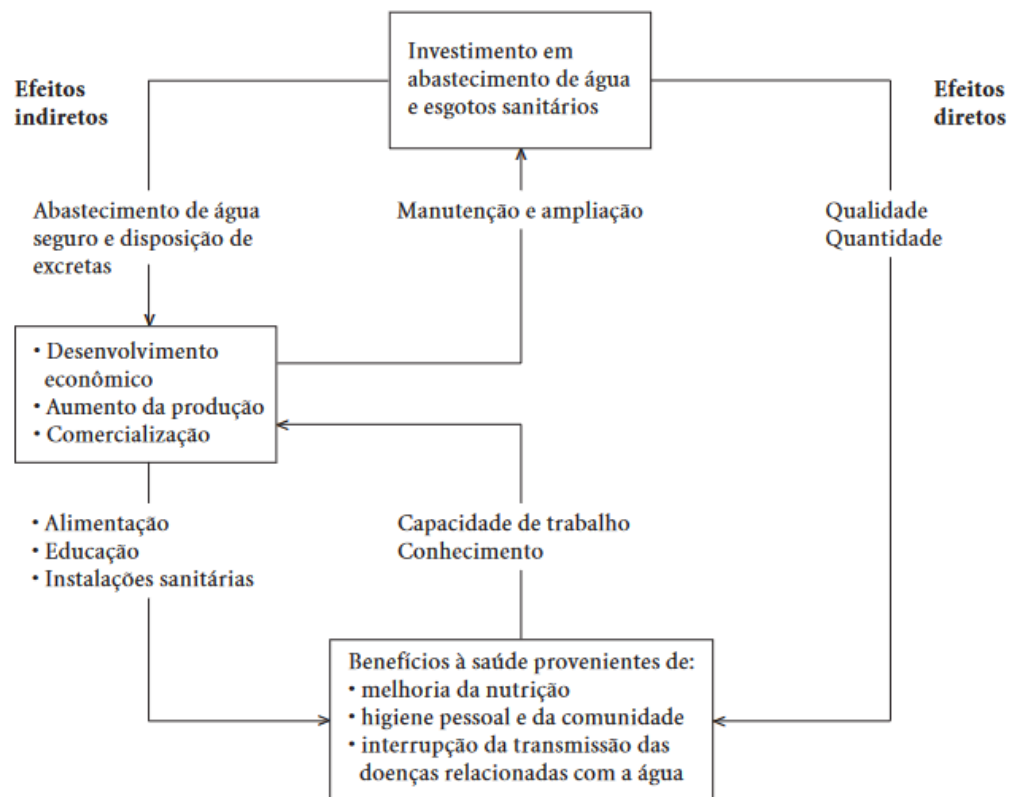
2.2. SANEAMENTO BÁSICO E DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO

A implementação de um sistema de drenagem urbana adequado é de suma importância para a qualidade de vida da população. Enchentes e desastres relacionados às águas pluviais representam

um problema de saúde pública, afetando sobretudo crianças: populações com acesso aos serviços de saneamento têm a mortalidade infantil reduzida em mais de 50% (TUCCI, 2001).

Conforme Heller (1997), investimentos em abastecimento de águas e esgoto possuem efeitos indiretos sobre o desenvolvimento de um país, impactando positivamente o desenvolvimento econômico e aumentando a produção.

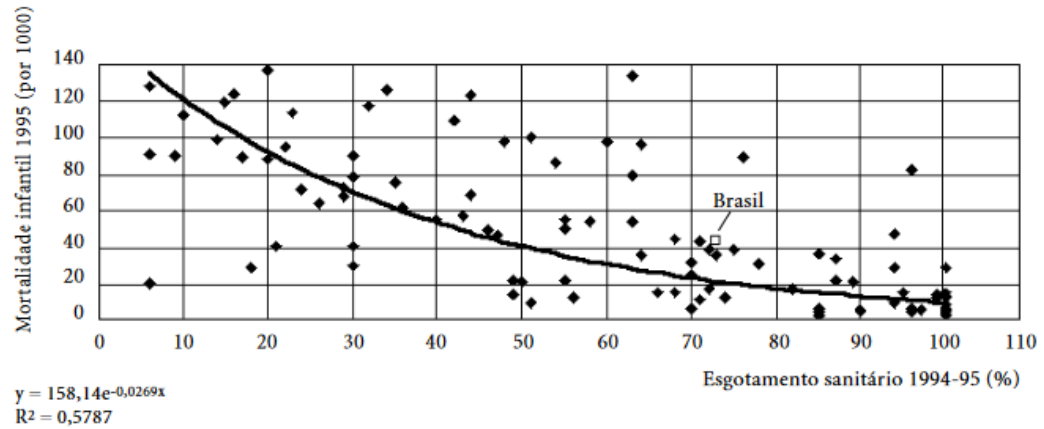
Figura 2. Investimentos em abastecimento de água e esgotos e desenvolvimento econômico.



Fonte: CVJETANOVIC (apud HELLER, 1997).

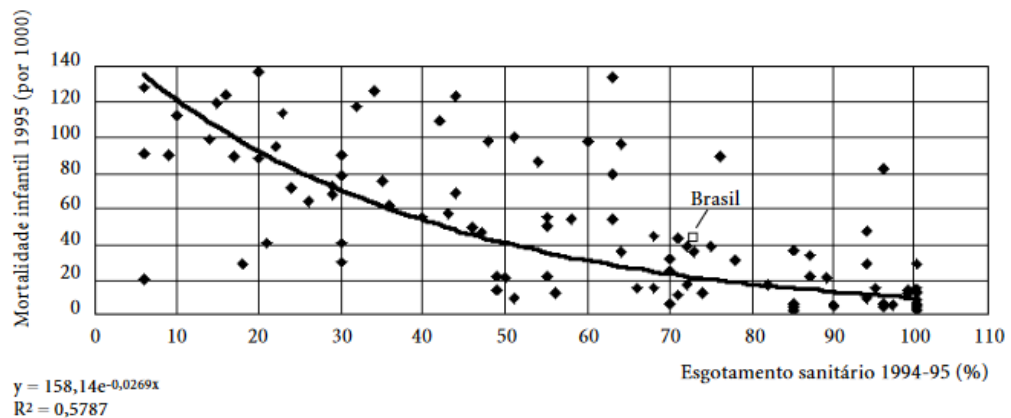
A relação entre a taxa de mortalidade infantil e a cobertura por abastecimento e esgotamento sanitário nos países é evidenciada por Heller (1997), conforme figuras 2 e 3.

Figura 3. Relação entre cobertura por abastecimento de água e mortalidade infantil dos países.



Fonte: PNUD, 1997 (apud HELLER, 1997).

Figura 4. Relação entre esgotamento sanitário e mortalidade infantil dos países.



Fonte: PNUD, 1997 (apud HELLER, 1997).

Condições inadequadas de saneamento básico são apontadas como causa de diversas doenças, denominadas Doenças Relacionadas ao Saneamento Ambiental Inadequado (DRSAI), estando associado a comunidades mais pobres (ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE, 2009). Desse modo, um sistema de saneamento básico ineficiente, em qualquer de suas dimensões, ao possuir impacto negativo sobre a saúde da população, afeta o absenteísmo e a produção econômica da sociedade.

A incidência de DSRAI também afeta negativamente o desenvolvimento educacional. Um estudo realizado por Scriptori et. al (2015) utilizando um modelo de efeitos fixos para dados em painel, com variável instrumental em dois estágios, mostrou que há efeito positivo e significativo de saneamento sobre indicadores educacionais, sendo que o aumento marginal, em termos percentuais, da parcela da população que reside em domicílios providos de banheiro e água encanada resulta em: aumento de 0,11 pontos percentuais na taxa de frequência escolar da população de 6 a 14 anos; redução de 0,49 pontos percentuais na taxa de abandono escolar do ensino fundamental; redução de 0,96 pontos percentuais na taxa de distorção idade-série (TDI).

O saneamento básico contribui para a saúde, o meio ambiente, educação e a economia. O aprimoramento do sistema de saneamento básico, portanto, beneficia a sociedade como um todo (LEONETI; PRADO; OLIVEIRA, 2011).

3. METODOLOGIA

3.1. DADOS EM PAINEL

Dados em painel são caracterizados por medidas repetidas observadas em um curto intervalo de tempo curto, constituídos, portanto, por uma variável de tempo, uma variável dependente e um conjunto de variáveis explicativas (FERNANDES, 2019).

A análise de dados em painel se baseia no acompanhamento de uma ou mais unidades em um conjunto transversal de dados, por exemplo país, cidade, estado ou empresa, ao longo de um determinado período de tempo.

Assim, a análise de dados em painel contempla o estudo de dados longitudinais, permitindo que se alcance um maior número de observações na avaliação das relações entre as variáveis ao longo do tempo.

O aumento no número de observações em virtude da combinação de períodos temporais aumenta a precisão na estimação dos parâmetros (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O método de dados em painel também diminui a colinearidade entre as variáveis independentes do modelo e aumenta o grau de liberdade nos resíduos na estimação.

Outra vantagem importante do método de dados em painel em efeitos fixos ou aleatórios consiste em capturar a heterogeneidade de dados dos indivíduos (MARQUES, 2000), não observável em modelos de regressão linear múltipla.

Um conjunto de dados em painel pode ser classificado como balanceado, em que há observações para a unidade em todo o período de tempo analisado, ou desbalanceado, quando há ausência de observações para alguma unidade em algum ponto no tempo.

Os modelos mais comumente utilizados para dados em painel são os modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) agrupado, de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios. A escolha do modelo mais adequado dentre essas duas alternativas pode ser definida a partir dos testes de Chow, de Breusch-Pagan e de Hausman.

3.1.1. Modelo MQO agrupado

O modelo baseado em MQO agrupado, também chamado de POLS (*Pooled ordinary least square*) consiste em aplicar uma regressão linear sobre os dados empilhados. O modelo geral econométrico para dados em painel observa a seguinte fórmula:

$$(1) Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \epsilon_{it}$$

Onde Y é a variável de dependente, α corresponde ao intercepto da reta, β e o vetor X_{it} corresponde a “i” variáveis explicativas, no tempo $t = 1, \dots, N$, e ϵ_{it} corresponde ao termo de erro.

No modelo MQO agrupado utiliza coeficientes constantes, assumido o pressuposto básico de que a correlação entre os erros e os regressores é nula. Dessa forma, o modelo MQO pressupõe que as características dos indivíduos, assim como o tempo, não possuem efeitos significativos para a explicação da variável dependente. O modelo MQO agrupado, portanto, desconsidera as diferenças individuais das unidades observadas, ou seja, ignora a heterogeneidade não observada.

A adequação do MQO pode ser avaliada a partir de testes da avaliação de multicolinearidade e homocedasticidade no modelo.

O grau de multicolinearidade entre as variáveis presentes no modelo pode ser mensurado a partir da análise do Fator de Inflação de Variância, denominado teste VIF. Resultados que indiquem VIF superior a 10 sinalizam um problema de alta colinearidade entre as variáveis explicativas do modelo.

Para detectar a característica de homocedasticidade nos dados do modelo pode ser utilizado o teste de Breusch-Pagan. A hipótese nula do teste de Breusch-Pagan é de que não há heterocedasticidade. A heterocedasticidade é uma condição que sinaliza que os erros do modelo que não são constantes, prejudicando a interpretação das estatísticas usuais de significância das variáveis independentes na regressão por MQO.

3.1.2. Modelo de efeitos fixos

O modelo de efeitos fixos estende o modelo geral para dados em painel ao incorporar em sua formulação a presença da heterogeneidade não observada. No modelo de efeitos fixos o erro é decomposto em dois termos: heterogeneidade não observável μ_i , e um termo correspondente aos resíduos, v_{it} .

A fórmula do modelo de efeitos fixos transversais admite os efeitos do tempo constantes pode ser descrita a partir da seguinte equação:

$$(2) Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + v_{it}$$

3.1.3. Modelo de efeitos aleatórios

O modelo de efeitos aleatórios mantém os mesmos preceitos do modelo de efeitos fixos, admitindo que o intercepto se altera de um indivíduo para outro, mas não ao decorrer do tempo. Porém, o tratamento do intercepto no modelo de efeitos aleatórios difere do modelo de efeitos fixos, na medida em que considera o intercepto como um conjunto de variáveis aleatórias.

Dessa forma, o modelo de efeitos aleatórios pressupõe que não existe correlação entre os resíduos e as variáveis explicativas.

Portanto, o modelo de efeitos aleatórios pode ser delineado da seguinte forma (BROOKS, 2008):

$$(3) Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_i + v_{it}$$

onde “ ε_i ” corresponde à heterogeneidade dos indivíduos e “ v_{it} ” aos resíduos.

3.1.4. Teste “F” de Chow e Teste de Hausman

O teste de Chow, também denominado teste F, avalia a presença de igualdade nos interceptos para todos os indivíduos. O teste de Chow é utilizado para definir o modelo mais adequado dentre o modelo MQO agrupado e o modelo de efeitos fixos. Sua hipótese nula é de que todos os interceptos diferenciais se igualam a zero. A rejeição da hipótese nula indica que o modelo de efeito fixos é preferível ao modelo MQO agrupado.

Já o teste de Hausman é implementado para verificar se há correlação entre os erros individuais e os regressores. É utilizado para determinar se o modelo de efeitos aleatórios é preferível ao modelo de efeitos fixos. A rejeição da hipótese nula indica maior adequação do

modelo de efeitos fixos, enquanto a aceitação sinaliza que o modelo de efeitos aleatórios é o mais adequado para estimar o modelo.

3.2. INDICADORES ECONÔMICOS E SOCIAIS

Indicadores econômicos e sociais têm como principal objetivo possibilitar a análise da situação e evolução de uma população em seus diversos aspectos (MOLDAU, 1998). Para Jannuzzi (2005), os indicadores socioeconômicos representam um papel fundamental para o planejamento e para elaboração de políticas públicas adequadas.

3.2.1. Riqueza

O Produto Interno Bruto (PIB) é amplamente utilizado como um indicador de crescimento econômico e está associado à mensuração da riqueza produzida em uma região.

O PIB pode ser mensurado a partir do valor agregado dos bens e serviços finais produzidos em um país, desconsideradas as transações intermediárias e medido a preços de mercado. (ROSSETI, 1979, p.164 apud CZIMIKOSKI, 2015). O PIB também pode ser obtido a partir de outras duas maneiras diferentes: pela ótica da despesa e pela ótica da renda.

A metodologia de mensuração do PIB a partir da ótica da despesa se baseia no modelo de demanda agregada de Keynes, e observa a seguinte fórmula (equação 1) (FEIJO, 2001, p.37):

$$(4) Y (PIB) = C + I + G + XN, \text{ onde}$$

C = Consumo das famílias;

I = Investimento;

G = Gastos do Governo;

XN = Exportações líquidas.

O consumo das famílias corresponde aos bens e serviços consumidos pela população. O investimento é composto pela formação bruta de capital fixo e pela variação de estoques. Os gastos do governo compreendem as despesas públicas com bens e serviços. Já as exportações líquidas são

definidas pelo valor apurado em exportações deduzidas as importações. O consumo privado, os investimentos e os gastos públicos representam variáveis de efeito positivo sobre o PIB.

O PIB per capita corresponde ao produto interno bruto dividido pelo número de habitantes existentes conforme a delimitação territorial adotada, e consiste em uma medida que suaviza os impactos das diferenças demográficas entre os diferentes entes. Assim, o PIB per capita é uma métrica que objetiva expressar o nível de riqueza por indivíduo em uma população.

3.2.2. Emprego e Renda

Um indicador relevante para avaliar o desenvolvimento socioeconômico é o de nível de emprego. O desemprego faz referência às pessoas em idade para trabalhar, a partir de 14 anos, que não possuem ocupação laboral, mas que estão disponíveis e procurando trabalho (IBGE, 2022). A taxa de desemprego pode ser calculada a partir da razão, em percentual, entre a população desempregada e a população economicamente ativa.

O nível de rendimento e de distribuição da renda são indicadores frequentemente utilizados na mensuração do desenvolvimento da economia.

A renda per capita domiciliar média permite mensurar o nível de renda médio da população residente em um determinado local. A renda domiciliar per capita consiste no somatório dos rendimentos totais dividido pela quantidade de residentes no domicílio.

O Índice de Gini consiste em um indicador que objetiva expressar o nível de concentração de renda. Desenvolvido pelo matemático italiano Conrado Gini, o índice de Gini é expresso na variação de uma escala de 0 a 1, sendo que os valores mais próximos de 0 indicam maior igualdade, e os mais próximos de 1, maior concentração de renda.

A metodologia de cálculo do índice de Gini deriva da análise da convexidade da curva de Lorenz e pode ser expressa a partir da seguinte equação (equação 2):

$$(5) G = 1 + \left(\frac{1}{n}\right) - \left(\frac{2}{n^2\bar{y}}\right) \sum_{i=1}^n (n - i + 1)$$

Onde “n” corresponde ao número de indivíduos observados; “i” é a ordem dos indivíduos, quando estão ordenados de forma crescente e “y” é o rendimento médio.

3.2.3. Educação e Saúde

A escolaridade média dos indivíduos com idade entre 18 e 29 anos constitui um indicador social que avalia a média de anos de estudo concluída pelo grupo componente dessa faixa etária. Esse indicador permite mensurar a qualificação do capital humano, apresentando uma relação diretamente proporcional com a produtividade do trabalho.

A Taxa de Mortalidade Infantil consiste em um indicador síntese das condições de saúde da população. A mortalidade infantil se refere à criança nascida viva que vai a óbito antes de completar a um ano de vida.

O método de cálculo direto da taxa de mortalidade infantil pode ser descrito a partir da seguinte fórmula:

$$(6) \frac{NO}{NV} \times 1.000$$

NO = número de óbitos de residentes com menos de 1 ano;
 NV = número de nascidos vivos de mães residentes.

A mortalidade infantil está relacionada às condições socioeconômicas, à infraestrutura do ambiente, bem como à disponibilidade e qualidade dos recursos direcionados para atender a saúde da população infantil e materna (BRASIL, 2009).

3.3. COLETA E ORGANIZAÇÃO DOS DADOS

Foram coletados do SNIS indicadores agrupados por estado relativos ao manejo e drenagem de águas pluviais, correspondentes ao período 2018 a 2019, a saber: código da UF, nome da UF, parcela de domicílios em risco de inundação, municípios críticos, valor correspondente ao investimento per capita em drenagem urbana e manejo de águas pluviais (IN049), taxa de cobertura de vias públicas com pavimentação e meio-fio na área urbana (IN020) e taxa de cobertura de vias públicas com redes ou canais pluviais subterrâneos (IN021).

Informações relativas ao PIB *per capita* dos estados, renda domiciliar média, taxa de desocupação e índice de Gini foram extraídos das tabelas de síntese de indicadores socioeconômicos disponibilizadas pelo IBGE, com base na PNAD contínua.

Dados relativos às despesas públicas empenhadas pelos estados no período de 2018 a 2019 de foram capturadas do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro - SICONFI, gerido pelo Tesouro Nacional. A taxa de mortalidade infantil foi obtida a partir do portal Observatório da Criança, e a escolaridade média da população a partir dos dados da organização não governamental Todos Pela Educação.

Os dados foram compilados em uma única tabela resultando em uma amostra de 54 observações, utilizando o software Microsoft Excel e, após o tratamento, foram importados no software de análises estatísticas STATA para desenvolvimento dos modelos e aplicação dos métodos de dados em painel.

3.4. ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

Em 2020, cerca de 3,9% dos domicílios brasileiros estavam sujeitos a risco de inundação e mais de 218 mil pessoas foram desalojadas ou ficaram desabrigadas em virtude de eventos hidrológicos impactantes (BRASIL, 2021).

O Diagnóstico dos Serviços de Drenagem e Manejo das Águas Pluviais 2020, elaborado pelo SNIS e Ministério do Desenvolvimento Regional apresenta, em seu relatório anual, informações relativas à gestão dos riscos relacionados às águas pluviais, permitindo a identificação municípios com maior vulnerabilidade a enchentes pluviais, dentre as quais, a parcela da população afetada por eventos hidrológicos e o percentual de domicílios em situação de riscos de inundação.

O estado do Acre corresponde à unidade federativa com maior número de domicílios em situação de vulnerabilidade a inundação, no percentual de 28,25%, tendo 5,6% da população afetada por eventos hidrológicos no ano de 2020. Em seguida constam as unidades federativas do Mato Grosso do Sul, com 16,61% dos domicílios em situação de risco de inundação; Rio de Janeiro com 11,17% e Santa Catarina, com 8,56%. A distribuição da parcela de domicílios em risco de enchente por UF consta detalhada na figura 1, onde as regiões destacadas em vermelho representam os locais com maior parcela de domicílios em situação de risco.

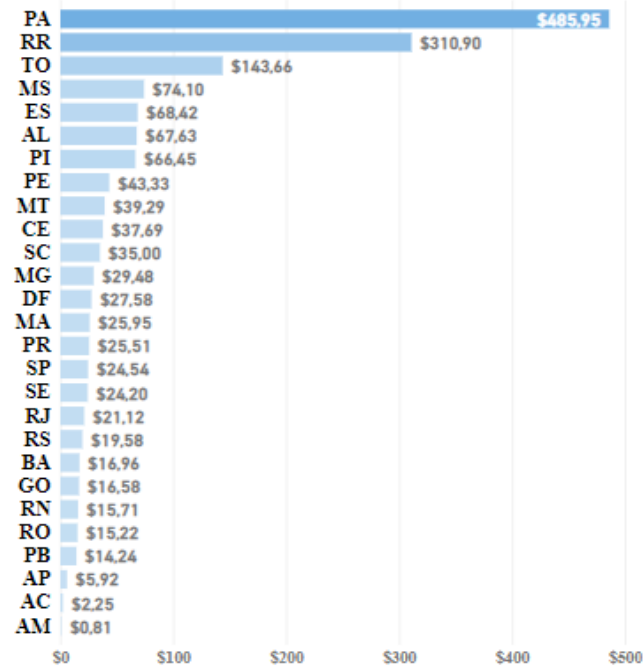
Figura 5. Mapa do percentual de domicílios em risco de inundação por UF em 2020.



Fonte: elaborada pela própria autora com dados do SNIS AP-2020.

Relativamente aos investimentos per capita em serviços de drenagem urbana, o gráfico 1 representa o valor investido por habitante em cada unidade federativa. O estado brasileiro que apresentou em 2020 o maior valor em investimento foi o Pará, com R\$ 485,95 por habitante. Roraima foi segundo estado que mais investiu em drenagem urbana, registrando o valor de R\$ 310,90 por habitante. Apesar de ser o estado que registrou a maior parcela dos domicílios em situação de risco de inundação, 28,25%, o Acre (R\$ 2,25/habitante) figura dentre os três municípios que menos investiram, acompanhado do Amapá (R\$ 5,92/habitante) e do Amazonas (R\$ 0,81/habitante).

Gráfico 1. Investimento Per Capita em Drenagem Urbana por UF em 2020.

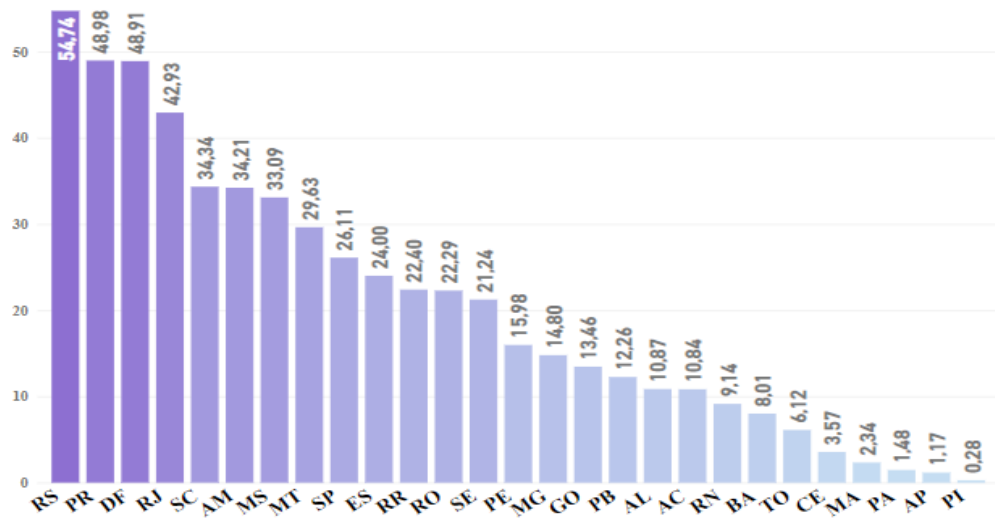
Investimento Per Capita em Drenagem Urbana (em reais)

Fonte: elaborada pela própria autora com dados do SNIS-AP 2020.

No que tange à infraestrutura de drenagem urbana no território brasileiro, os estados do Rio Grande do Sul, Paraná e Distrito Federal foram os que apresentaram as maiores taxas de cobertura das vias públicas com redes ou canais pluviais subterrâneos na área urbana, respectivamente 54,76%, 48,98% e 48,91%. O estado do Piauí foi o que apresentou menor taxa de cobertura das vias públicas com mecanismos de drenagem urbana, com a abrangência de apenas 0,28%.

Gráfico 2. Taxa de cobertura de vias públicas com redes ou canais pluviais subterrâneos na área urbana por UF em 2020.

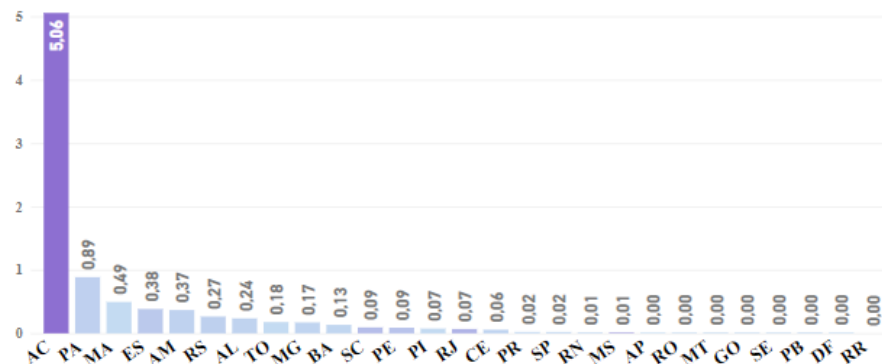
Taxa de cobertura de vias públicas com redes ou canais pluviais subterrâneos na área urbana (%)



Fonte: elaborada pela própria autora com dados do SNIS-AP 2020.

Gráfico 3. Percentual da população impactada por eventos hidrológicos em 2020.

Percentual da população impactada por eventos hidrológicos (%)



Fonte: elaborada pela própria autora com dados do SNIS-AP 2020.

A tabela 1 resume os aspectos socioeconômicos por unidade federativa, extraídos da síntese de indicadores sociais e econômicos apurados a partir da Pesquisa Nacional de Domicílios por Amostragem Contínua (PNAD) referente ao ano de 2020, a saber, índice de Gini, renda domiciliar per capita média, taxa de desocupação; além de dados relativos à taxa de mortalidade infantil e escolaridade média da população entre 18 e 29 anos, e o PIB per capita do estado (apurado em 2019).

Tabela 1. Síntese de indicadores socioeconômicos dos Estados brasileiros em 2020.

Unidade Federativa	PIB per capita (em 2019)	Índice de Gini	Escolaridade média	Taxa de Mortal. Infantil	Renda domiciliar per capita média	Taxa de desocupação
Acre	R\$ 17.722,41	0,515	11,3	16	R\$ 887,84	15,71
Alagoas	R\$ 17.667,79	0,510	10,8	12	R\$ 768,42	19,36
Amapá	R\$ 20.688,21	0,500	11,7	18	R\$ 855,53	16,81
Amazonas	R\$ 26.101,72	0,533	11,6	13,9	R\$ 828,11	14,85
Bahia	R\$ 19.716,21	0,537	11	14,3	R\$ 947,04	20,27
Ceará	R\$ 17.912,17	0,544	11,4	11,6	R\$ 979,89	13,35
Distrito Federal	R\$ 90.742,75	0,548	12,8	9,8	R\$ 2.384,47	14,1
Espírito Santo	R\$ 34.177,05	0,484	11,8	9,8	R\$ 1.323,17	12,86
Goiás	R\$ 29.732,40	0,445	12,1	11,4	R\$ 1.235,58	13,06
Maranhão	R\$ 13.757,94	0,482	11,2	13,7	R\$ 662,06	15,47
Mato Grosso	R\$ 40.787,32	0,462	11,9	12,1	R\$ 1.344,75	9,5
Mato Grosso do Sul	R\$ 38.482,83	0,470	11,4	10,9	R\$ 1.423,54	9,46
Minas Gerais	R\$ 30.794,04	0,460	11,9	10,4	R\$ 1.290,35	12,68
Pará	R\$ 20.734,60	0,480	10,9	14,9	R\$ 862,80	10,47
Paraíba	R\$ 16.919,84	0,512	10,6	12,7	R\$ 860,98	17,82
Paraná	R\$ 40.788,77	0,462	12,1	9,3	R\$ 1.478,76	9,72
Pernambuco	R\$ 20.702,30	0,536	11,2	11,6	R\$ 882,19	17,07
Piauí	R\$ 16.125,00	0,474	11,3	13,9	R\$ 836,11	14,59
Rio de Janeiro	R\$ 45.174,08	0,548	12,1	12,6	R\$ 1.664,00	17,71
Rio Grande do Norte	R\$ 20.342,11	0,512	11,4	11,3	R\$ 1.045,06	16,35
Rio Grande do Sul	R\$ 42.406,09	0,476	11,9	8,6	R\$ 1.713,63	9,36
Rondônia	R\$ 26.497,12	0,439	11,4	13	R\$ 1.109,35	10,05
Roraima	R\$ 23.593,84	0,540	11,8	19,2	R\$ 950,04	16,55
Santa Catarina	R\$ 45.118,41	0,412	12,2	9,3	R\$ 1.601,42	6,44
São Paulo	R\$ 51.140,82	0,522	12,4	9,9	R\$ 1.787,48	14
Sergipe	R\$ 19.441,23	0,524	11,1	15,9	R\$ 993,95	19,59
Tocantins	R\$ 25.021,80	0,485	11,7	10,6	R\$ 1.018,67	11,16

Fonte: elaborada pela autora com dados do IBGE, 2022; Todos pela Educação, 2022; Observatório da Criança, 2022.

A tabela 2 demonstra que a região com maior quantitativo de municípios classificados como críticos no diagnóstico foi a região Norte, que contabilizou, em 2020, 98 municípios críticos, número que representa 36% de um total de 275 municípios pertencentes ao território que compõe a região.

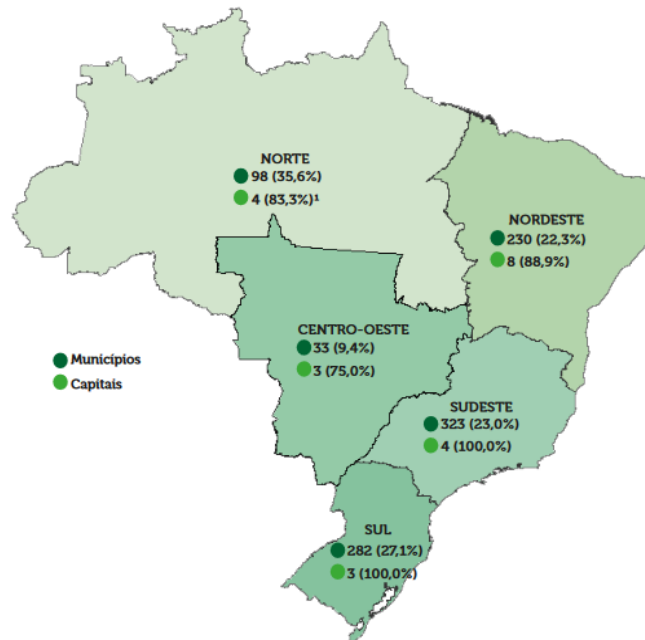
Municípios críticos correspondem aos municípios classificados como sujeitos a eventos hidrológicos impactantes, a partir de mapas de setorização de riscos do Serviço Geológico do Brasil:

Em 2020, 1.279 municípios brasileiros (23,0% dos 5.570) são enquadrados como sujeitos a eventos hidrológicos impactantes. Essa situação é definida por mapas de setorização de riscos do Serviço Geológico do Brasil - CPRM. Eles identificam áreas de alto e muito alto

risco de movimentos de massas e enchentes decorrentes de eventos hidrológicos críticos: inundação, enxurrada, enchente ou alagamento (BRASIL, 2021, p. 49.).

A região Norte também foi a região com o segundo menor PIB per capita em 2019 e maior taxa de mortalidade infantil em 2020.

Figura 6. Municípios críticos no SNIS-AP 2020.



Fonte: BRASIL, 2021.

Tabela 2. Percentual de municípios críticos por Região.

Região/UF	Municípios Críticos	Demais Municípios	Total de Municípios	Percentual de Municípios Críticos	PIB per capita	TIM
Centro-Oeste	33	319	352	9,4%	R\$ 44.876,24	11,2
Nordeste	230	803	1033	22,3%	R\$ 18.358,78	13
Norte	98	177	275	35,6%	R\$ 22.810,74	14,5
Sudeste	323	1084	1407	23,0%	R\$ 44.329,76	10,5
Sul	282	758	1040	27,1%	R\$ 42.437,47	9,1

Fonte: elaborado pela própria autora com dados do SNIS e do IBGE.

3.5. MODELO ECONOMETRICO

Foram selecionados dois modelos econométricos para avaliar a relação entre os indicadores de drenagem urbana e indicadores sociais e econômicos, especificamente, a taxa de mortalidade infantil e o PIB per capita da unidade federativa.

Para estimar o efeito dos indicadores de drenagem urbana sobre a taxa de mortalidade infantil foi utilizado inicialmente o modelo MQO agrupado descrito na equação 7, que contempla, além das variáveis referentes aos indicadores de drenagem urbana, as seguintes variáveis relacionadas à situação socioeconômica do local: escolaridade média da população jovem, a taxa de desemprego, o gasto público per capita do estado e o grau de concentração de renda. Foi aplicada uma transformação logarítmica em cada variável, com o objetivo de permitir a avaliação das relações dos coeficientes sob a perspectiva de elasticidade.

$$(7) \text{Ln } tx_tim = \beta_0 + \beta_1 \ln escolaridade + \beta_2 \ln pib_pc + \beta_3 \ln tx_pavimentacao + \beta_4 \ln tx_cobertura + \beta_5 \ln desp_pc + \beta_6 \ln investimento + \varepsilon$$

Para analisar a relação entre os indicadores de drenagem urbana sobre o PIB per capita do estado foi adotado o seguinte modelo (equação 8), também transformado em logaritmos:

$$(8) \text{Ln } pib_pc = \beta_0 + \beta_1 \ln escolaridade + \beta_2 \ln desp_pc + \beta_3 \ln vab_industria_pc + \beta_4 \ln investimento + \beta_5 \ln tx_cobertura + \beta_6 \ln tx_pavimentacao + \beta_7 \ln ind_gini + \varepsilon$$

As variáveis adotadas nos modelos estão descritas abaixo:

- *Tx_tim*: taxa de mortalidade infantil para o estado;
- *Escolaridade*: média de anos de estudo da população jovem, com idade entre 18 e 29 anos;
- *Pib_pc*: valor correspondente ao PIB per capita registrado pelo estado período, em reais;
- *Tx_pavimentacao*: taxa de cobertura de pavimentação e meio-fio na área urbana, correspondendo à razão da extensão de vias pavimentadas em relação à extensão total de vias existentes nas áreas urbanas dos municípios do Estado;

- *Tx_cobertura*: taxa de cobertura de vias públicas com redes ou canais pluviais subterrâneos na área urbana, correspondente à razão entre a extensão de vias urbanas com canais subterrâneos e a extensão total de vias urbanas;
- *Desp_pc*: valor per capita correspondente às despesas públicas empenhadas pelos estados nas funções segurança pública, assistência social, saúde, educação, cultura, urbanismo, habitação, saneamento, energia e transporte;
- *Investimento*: investimento per capita em drenagem e manejo de águas pluviais, correspondendo o investimento médio por habitante urbano com serviços de Drenagem e Manejo das Águas Pluviais Urbanas;
- *Ind_gini*: índice de Gini calculado para o estado;
- *Vab_industria_pc*: variável correspondente ao Valor Adicionado Bruto da indústria para o estado.

Sobre o cada um dos modelos formulados nas equações 7 e 8 foi aplicado o método de regressão por MQO agrupado e realizados os testes VIF, para análise do grau de multicolinearidade.

Para definir o modelo mais apropriado a ser utilizado, foram realizados os testes: teste F de Chow, teste de Hausman, e, por fim, o teste LM de Breusch-Pagan. Definido o modelo mais adequado, foram analisadas as relações entre coeficientes estimados para os regressores.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para o modelo da equação 7, referente à taxa de mortalidade infantil verificou-se, a partir dos resultados obtidos por MQO agrupado, que as variáveis logarítmicas de escolaridade média, taxa de pavimentação e índice de Gini não foram significativas a 5%, haja vista os valores da estatística t e do p-valor (> 0.005) apresentado. O valor obtido a partir da métrica do R quadrado e do R quadrado ajustado demonstram que a variação na resposta da variável dependente é explicada em pouco menos de 70% por este modelo.

O teste VIF resultou em uma média de 2.59, inferior a 10, portanto, não foi detectada a presença de problemas multicolinearidade no modelo.

Tabela 3. Teste VIF para o modelo de estimação da Taxa de Mortalidade Infantil.

Variável	VIF	1/VIF
ln_escolaridade	4.75	0.210691
ln_pib_pc	5.81	0.172087
ln_tx_pavimentacao	1.65	0.604995
ano		
2019	1.13	0.887894
ln_tx_cobertura	2.41	0.414976
ln_desp_pc	1.88	0.532188
ln_investimento_pc	1.60	0.624726
ln_ind_gini	1.52	0.655741
Mean VIF	2.59	

O resultado do teste de F de Chow, que tem como hipótese nula a admissão de que os interceptos são os mesmos para os indivíduos da amostra, registrou o valor não significativo a 5% ($F=0,0000$), sinalizando que a hipótese nula deve ser rejeitada, ou seja, o modelo mais adequado para a estimação é o de efeitos fixos, comparativamente ao modelo MQO agrupado.

O teste de Hausman, por sua vez, registrou p-valor (Prob $>$ chi²) de 0.8062. Considerando que o valor obtido é superior ao nível de significância de 5%, a hipótese nula deve ser aceita, portanto, pode-se dizer que o modelo de efeitos aleatórios demonstrou ser mais adequado que o modelo de efeitos fixos.

Tabela 4. Teste de Hausman para o modelo de estimação da Taxa de Mortalidade Infantil.

Variáveis	Coeficientes			
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$ S.E.
ln_escolar~e	-.0239336	-.4282415	.4043078	1,2418820
ln_pib_pc	-.1352935	-.3198947	.1846011	.5066542
ln_tx_pavi~o ano	.0460739	.0098318	.0362421	.0383234
2019	.0008637	.0079611	-.0070973	.028517
ln_tx_cobe~a	-.0010583	.0071829	-.0082412	.0078176
ln_desp_pc	.1515609	.2500664	-.0985055	.2859632
ln_investi~c	.0187824	.0217331	-.0029507	.0078407
ln_ind_gini	.336047	.3480087	-.0119616	.3521534
$\chi^2(7) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$ = 3.77 Prob>chi2 = 0.8062				

Por fim, o resultado obtido a partir do teste baseado no multiplicador lagrangeano de Breusch-Pagan indicou p-valor não significativo a 5% (Prob> chi2 = 0.0000), devendo ser rejeitada a hipótese nula de que os dados são homocedásticos. Desta forma, assume-se que o modelo de efeitos aleatórios é mais apropriado que o modelo MQO agrupado.

Tabela 5. Coeficientes do modelo de efeitos aleatórios referente à Taxa de Mortalidade Infantil.

Random-effects GLS regression		Number of obs = 54	
Group variable: id_uf		Number of groups = 27	
R-sq:		Obs per group:	
within = 0.1175		min = 2	
between = 0.6813		avg = 2.0	
overall = 0.6672		max = 2	
		Wald chi2(8) = 53.44	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2 = 0.0000	
ln_tx_tim	Coef. Std. Err.	z	P> z [95% Conf. Interval]
ln_escolaridade	-.4282415 .730699	-0.59	0.558 -1.860385 1.003902
ln_pib_pc	-.3198947 .085225	-3.75	0.000 -4.869327 -.1528566
ln_tx_pavimentacao ano	.0098318 .0515129	0.19	0.849 -.0911317 .1107952
2019	.0079611 .0152421	0.52	0.601 -.0219129 .0378351
ln_tx_cobertura	.0071829 .0118616	0.61	0.545 -.0160654 .0304312
ln_desp_pc	.2500664 .069597	3.59	0.000 .1136588 .386474

ln_investimento_pc	.0217331	.0122019	1.78	0.075	-.0021822	.0456483
ln_ind_gini	.3480087	.2619877	1.33	0.184	-.1654777	.861495
_cons	5.077644	1.173188	4.33	0.000	2.778238	7.37705
	sigma_u	.11369211				
	sigma_e	.04708337				
	rho	.85360352	(fraction of variance due to u_i)			

Relativamente aos coeficientes obtidos a partir do modelo de efeitos aleatórios, foi observada a significância a 5% somente das variáveis explicativas PIB per capita, despesas públicas per capita. Investimento per capita em drenagem urbana e manejo de águas pluviais não apresentou significância estatística, assim como a taxa de cobertura e pavimentação.

A variável PIB per capita apresentou coeficiente negativo, representando que 1% a mais no PIB per capita reduz a taxa de mortalidade infantil em aproximadamente 0,32%, em consonância com a literatura científica.

Uma possível explicação para o resultado está alinhada ao afirmado por Tucci (2012), quanto há ausência de um programa sistemático de gerenciamento da drenagem urbana no Brasil: os entes federativos investem pontualmente em reação a um evento hidrológico já concretizado.

Em relação ao modelo descrito na equação 8, a aplicação do teste VIF no modelo elaborado para a variável dependente PIB per capita, registrou uma média de 2.07, não demonstrada a presença de multicolinearidade.

Tabela 6. VIF médio para o modelo de estimação do PIB per capita.

Variable	VIF	1/VIF
ln_escolar~e	3.06	0.326771
ln_desp_pc	2.25	0.444958
ln_ind_gini	1.67	0.598374
ln_vab_ind~c	3.04	0.328938
ln_investi~c	1.47	0.681862
ln_tx_cobe~a	2.27	0.441306
ln_tx_pavi~o	1.68	0.594104
ano		
2019	1.12	0.895077
Mean VIF		2.07

O p-valor obtido a partir da execução do teste de F de Chow foi inferior a 5% ($\text{Prob}>F(233.7) = 0.000$), indicando que o modelo de efeitos fixos é mais adequado do que o modelo MQO agrupado.

O teste de Hausman registrou valor não significativo a 5% ($\text{Prob}>\chi^2(28.87) = 0.0002$), rejeitando, por tanto, a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é mais apropriado que o modelo de efeitos fixos.

Tabela 7. Teste de Hausman para o modelo de estimação do PIB per capita.

Variáveis	---- Coefficients ----			
	(b) fixed	(B) random	(b-B) Difference	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$ S.E.
ln_escolar~e	-.5975946	1.089117	-1.686711	.3604003
ln_desp_pc	.1028112	.2413841	-.1385729	.1037754
ln_vab_ind~c	.1605701	.2643707	-.1038006	.0387824
ln_ind_gini	-.1371807	-.0726969	-.0644838	.0685515
ln_investi~c	-.0051541	-.0064282	.0012741	.0023926
ln_tx_cobe~a	.000966	.0016279	-.0006619	.0018016
ln_tx_pavi~o	-.0011122	-.0051086	.0039965	.0084162
ano				
2019	.0481685	.0283415	.0198269	.0039686
$\chi^2(7) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$ $= 28.87$ $\text{Prob}>\chi^2 = 0.0002$				

Assim, o modelo de efeitos fixos foi considerado o mais adequado para a estimação do PIB per capita. No modelo de efeitos fixos, foram estatisticamente significativas somente as variáveis correspondentes ao valor adicionado bruto da indústria em medida per capita. O coeficiente dessa variável foi de 0,16. Assim, pode ser entendido que o aumento de 1% no valor adicionado bruto da indústria está adicionado a um valor 0,16% maior no PIB per capita do estado.

No entanto, não ficou evidenciada relação significativa entre os indicadores de drenagem urbana e o valor do PIB per capita do estado. A variável *desp_pc*, correspondente à despesa pública per capita utilizada no modelo também não apresentou significância estatística, conforme demonstrado na tabela 5.

Tabela 8. Coeficientes para o modelo de efeitos fixos para estimação do PIB per capita.

Fixed-effects (within) regression	Number of obs = 54
Group variable: id_uf	Number of groups = 27
R-sq:	
within = 0.8674	Obs per group:
between = 0.4599	min = 2
overall = 0.4453	avg = 2.0
	max = 2
	F(8,19) = 15.53
corr(u_i, Xb) = 0.5309	Prob > F = 0.0000

ln_pib_pc	Coef.	Std. Err.	t	P> t 	[95% Conf. Interval]	
ln_escolaridade	-.5975946	.4640306	-1.29	0.213	-1.568822	.3736326
ln_desp_pc	.1028112	.0950823	1.08	0.293	-.0961984	.3018208
ln_vab_industria_pc	.1605701	.0411942	3.90	0.001	.0743497	.2467906
ln_ind_gini	-.1371807	.1446369	-0.95	0.355	-.4399093	.1655479
ln_investimento_pc	-.0051541	.0051046	-1.01	0.325	-.0158381	.0055299
ln_tx_cobertura	.000966	.0048046	0.20	0.843	-.0090902	.0110222
ln_tx_pavimentacao	-.0011122	.0214289	-0.05	0.959	-.0459633	.043739
ano						
2019	.0481685	.0067786	7.11	0.000	.0339806	.0623563
_cons	9.432678	1.310356	7.20	0.000	6.690071	12.17528

sigma_u .39081783
sigma_e .0150451
rho .99852022 (fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0: F(26, 19) = 233.57 Prob > F = 0.0000

5. CONCLUSÃO

O sistema de gestão de drenagem urbana e manejo de águas pluviais ainda é precário no Brasil e carece de um planejamento sistemático e estrutural, de caráter proativo, ou seja, que priorize a adoção de medidas preventivas e sistêmicas. As medidas voltadas para a gestão das enchentes e desastres relacionados às águas pluviais, tais como a iniciativa de investimento nesses serviços, ocorrem de forma pontual e reativa a eventos hidrológicos já concretizados, conforme ressaltado por Tucci (2012).

Relativamente ao indicador econômico PIB per capita e taxa de mortalidade infantil, não foi possível observar relação entre os indicadores de drenagem urbana, especificamente, investimento per capita, taxa de pavimentação das vias e taxa de cobertura das vias com redes e canais pluviais subterrâneos, e PIB per capita e taxa de mortalidade infantil nos estados brasileiros, a partir da aplicação do método de dados em painel nos dados disponíveis para os anos de 2018 e 2019.

É relevante ressaltar a limitação desta pesquisa em relação à escassez de dados históricos mais abrangentes referentes aos indicadores de drenagem urbana, haja vista a disponibilidade de poucos períodos de tempo ininterruptos no portal SNIS, com dados somente a partir de 2017.

Assim, são sugestões para trabalhos futuros aplicar novamente os métodos de dados em painel para mais períodos, de forma a robustecer as conclusões relativas à relação entre os indicadores de drenagem urbana e os indicadores socioeconômicos das unidades federativas, e também refazer o estudo utilizando dados dos municípios e do Censo demográfico.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRINQ, Fundação. Observatório da Criança e do Adolescente. Disponível em <<http://observatoriocrianca.org.br/cenario-infancia/temas/sobrevivencia-infantil-infancia>> Acesso em 11 set. 2022.

BRASIL. Lei n. 11.445, de 05 de janeiro de 2007. Estabelece diretrizes nacionais para o saneamento básico; altera as Leis nº 6.766, de 19 de dezembro de 1979, 8.036, de 11 de maio de 1990, 8.666, de 21 de junho de 1993, 8.987, de 13 de fevereiro de 1995; revoga a Lei nº6.528, de 11 de maio de 1978; e dá outras providências. Diário Oficial da União, Brasília, 06 jan. 2007.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Manual de vigilância do óbito infantil e fetal e do Comitê de Prevenção do Óbito Infantil e Fetal. Brasília (DF): Ministério da Saúde; 2009.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Regional. Sistema Nacional de Informação sobre Saneamento (SNIS). 2022. Disponível Acesso em: 11 set. 2022.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Regional. Secretaria Nacional de Saneamento – SNS. Diagnóstico Temático Drenagem e Manejo das Águas Pluviais Urbanas – visão geral referência 2020. Brasília: SNS/MDR, 2021. Disponível em: <http://www.snis.gov.br/downloads/diagnosticos/ap/2020/DIAGNOSTICO_TEMATICO_VISA_O_GERAL_AP_SNIS_2021.pdf>. Acesso em: 11 set. 2022.

BROOKS, C. Panel data. In: Introductory Econometrics for Finance. 2 ed. New York: Cambridge University Press: 2008.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. Microeconometrics: methods and applications. Cambridge: Cambridge University, 2005. 1034 p. Disponível em:

<https://ipcig.org/evaluation/apoio/Microeconometrics%20-%20Methods%20and%20Applications.pdf>. Acesso em: 11 set. 2022

CZIMIKOSKI, F. O PIB reflete o crescimento e o desenvolvimento socioeconômico? 2015, 44f. Trabalho de conclusão de curso (monografia) – Curso de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Catarina, 2015. Disponível em: <<https://repositorio.ufsc.br/bitstream/handle/123456789/134839/Monografia%20do%20Fernando%20Czimikoski.pdf?sequence=1>> Acesso em: 05 set. 2022.

FEIJÓ, Carmem Aparecida. Contabilidade social: o novo sistema de contas nacionais do Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2001. 356p.

FERNANDES, M. M. C. E. Aplicação de dados em painel para tratar informações de mortalidade infantil. 2019. 63 f. Dissertação (Mestrado em Modelos de Decisão e Saúde) – Centro de Ciências Exatas e da Saúde, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2019.

HELLER, L. Pesquisa em saúde e saneamento no DESA/UFMG: base conceitual e projetos desenvolvidos. In: L Heller, LRS Moraes, TCN Monteiro, MJ Salles, LM Almeida & J Câncio (orgs.) – Saneamento e Saúde nos Países em Desenvolvimento. CC&P Editores, Rio de Janeiro, 1997.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 01 set. 2022.

JANNUZZI, Paulo de Martino. Indicadores para diagnóstico, monitoramento e avaliação de programas sociais no Brasil. Revista do Serviço Público, Brasília, v. 56, n. 2, p. 137-160, abr./jun., 2005. Disponível em: <<http://www.conei.sp.gov.br/ind/ind-sociais-revista-serv-publico.pdf>>. Acesso em: 11 set. 2022.

JUNIOR, José Freire; MEDEIROS, Cleyber Nascimento de; SULIANO, Daniel Cirilo; CARVALHO, Eveline Barbosa Silva; MAGALHÃES, Klinger Aragão; NETO, Nicolino

Trompieri. ENTENDENDO OS PRINCIPAIS INDICADORES SOCIAIS E ECONÔMICOS. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE, 2010. Disponível em: <https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2015/02/ENTENDENDO_OS_PRINCIPAIS_INDICADORES_SOCIAIS_E_ECONOMICOS.pdf>. Acesso em: 07 de setembro de 2022.

LEONETI, A. L.; PRADO, E. L. do; OLIVEIRA, S. V. W. B. de. Saneamento básico no Brasil: considerações sobre investimentos e sustentabilidade para o século XXI. Revista de Administração Pública, v. 45, n. 2, p. 331-348, 2011.

MARQUES, L. D. Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão da literatura. Série Working Papers do Centro de Estudos Macroeconômicos e Previsão (CEMPRE) da Faculdade de Economia do Porto, Portugal, n. 100, 2000.

MOLDAU, Juan Herstajn. Os fundamentos microeconômicos dos indicadores de desenvolvimento socioeconômico. Revista de Economia Política, v. 18, n. 3(71), p. 70-83, jul./set., 1998. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/pdf/71-5.pdf>>. Acesso em: 01 set. 2022

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro, Brasília: 2022. Disponível em: <<https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/conteudo/conteudo.jsf?id=21>>. Acesso em: 10 de set. 2022.

TODOS PELA EDUCAÇÃO. Missão, objetivos e princípios. s/d. Disponível em: <<http://www.todospelaeducacao.org.br>>. Acesso em 09 set. 2022.

TUCCI, C.E.M.; MARQUES, D.M.L.M. Avaliação e Controle da Drenagem Urbana. Porto Alegre. Editora ABRH, 1ª edição: 2001 vol. 2, p. 548.

TUCCI, C. E. M. Inundações e Drenagem Urbana. In TUCCI, C. E. M.; BERTONI, J. C.(org.) Inundações Urbanas na América do Sul, ABRH, Porto Alegre, cap.3, 2003. pp.45-129.

TUCCI, Carlos E. M et al. Hidrologia – ciência e aplicação - 4ª ed. – Porto Alegre: Editora da UFRGS/ABRH, 2007.

TUCCI, Carlos. E. M. Gestão da Drenagem urbana. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, vol. 10, 54p, Brasileira; 2012.

VASCONCELOS, A. F. et al. Barriers to sustainable urban stormwater management in developing countries: the case of Brazil. Land Use Policy, v. 112, p. 105821, 2022.

ANEXOS

Comandos utilizados no software STATA:

```

.
.
.
. */cria painel/*

.
. xtset id_uf ano, yearly
      panel variable: id_uf (strongly balanced)
      time variable: ano, 2018 to 2019
      delta: 1 year

.
.
. */cria painel/*

.
. reg ln_pib_pc ln_escolaridade ln_desp_pc ln_ind_gini ln_vab_industria_pc ln_investimento
ln_tx_cobert
> ura ln_tx_pavimentacao i.ano

      Source |      SS      df      MS      Number of obs   =      54
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      Model |  8.91159123      8   1.1139489   F(8, 45)         =      36.35
      Residual |  1.37893212     45   .030642936   Prob > F         =      0.0000
-----+-----+-----+-----+-----+-----
      Total |  10.2905233     53   .194160818   R-squared        =      0.8660
                                          Adj R-squared    =      0.8422
                                          Root MSE       =      .17505

-----+-----+-----+-----+-----+-----
      ln_pib_pc |      Coef.   Std. Err.   t    P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----
      ln_escolaridade |  4.189798   .8412386   4.98  0.000   2.495457   5.88414
      ln_desp_pc |  .2580032   .0980338   2.63  0.012   .0605529   .4554535
      ln_ind_gini | -.0068887   .3915732  -0.02  0.986  -.7955577   .7817803
ln_vab_industria_pc |  .2412947   .0674697   3.58  0.001   .1054038   .3771856
ln_investimento_pc |  .0582723   .0279271   2.09  0.043   .0020242   .1145203
      ln_tx_cobertura |  .0588043   .0267232   2.20  0.033   .004981    .1126276
ln_tx_pavimentacao |  .0759858   .1345179   0.56  0.575  -.1949472   .3469188
      |
      ano |
      2019 | -.0516151   .050358   -1.02  0.311  -.1530413   .049811
      |
      _cons | -4.504566   1.344652  -3.35  0.002  -7.212834  -1.796297
-----+-----+-----+-----+-----+-----

.
.
.
. ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln_pib_pc
Ho: model has no omitted variables
      F(3, 42) =      19.86
      Prob > F =      0.0000

.
.
.
. vif

      Variable |      VIF      1/VIF
-----+-----+-----
ln_escolar~e |    3.06    0.326771
      ln_desp_pc |    2.25    0.444958
      ln_ind_gini |    1.67    0.598374
ln_vab_ind~c |    3.04    0.328938
ln_investi~c |    1.47    0.681862

```

```

ln_tx_cobe~a |      2.27    0.441306
ln_tx_pavi~o |      1.68    0.594104
ano |
2019 |      1.12    0.895077
-----+-----
Mean VIF |      2.07

```

```

.
.
.
. hetteest

```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of ln_pib_pc

```

chi2(1)      =      5.59
Prob > chi2  =      0.0181

```

```

.
.
.
. hetteest, rhs fstat

```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: ln_escolaridade ln_desp_pc ln_ind_gini ln_vab_industria_pc ln_investimento_pc
ln_tx_cobertura ln_tx_pavimentacao 2018b.ano 2019.ano

```

F(8 , 45)    =      4.51
Prob > F     =      0.0005

```

```

.
.
.
. xtreg ln_pib_pc ln_escolaridade ln_desp_pc ln_vab_industria_pc ln_ind_gini ln_investimento
ln_tx_cobe
> rtura ln_tx_pavimentacao i.ano, fe

```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: id_uf

```

Number of obs   =      54
Number of groups =      27

```

R-sq:

```

within  = 0.8674
between = 0.4599
overall = 0.4453

```

Obs per group:

```

min =      2
avg  =      2.0
max  =      2

```

```

corr(u_i, Xb) = 0.5309

```

```

F(8,19)      =      15.53
Prob > F     =      0.0000

```

```

-----+-----
ln_pib_pc |      Coef.   Std. Err.   t    P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
ln_escolaridade |  -.5975946   .4640306   -1.29  0.213   -1.568822   .3736326
ln_desp_pc      |   .1028112   .0950823    1.08  0.293   -.0961984   .3018208
ln_vab_industria_pc | .1605701   .0411942    3.90  0.001    .0743497   .2467906
ln_ind_gini     |  -.1371807   .1446369   -0.95  0.355   -.4399093   .1655479
ln_investimento_pc | -.0051541   .0051046   -1.01  0.325   -.0158381   .0055299
ln_tx_cobertura |   .000966    .0048046    0.20  0.843   -.0090902   .0110222
ln_tx_pavimentacao | -.0011122   .0214289   -0.05  0.959   -.0459633   .043739
ano |
2019 |   .0481685   .0067786    7.11  0.000    .0339806   .0623563
_cons |   9.432678   1.310356    7.20  0.000    6.690071   12.17528
-----+-----
sigma_u |   .39081783
sigma_e |   .0150451
rho     |   .99852022 (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

F test that all u_i=0: F(26, 19) = 233.57

Prob > F = 0.0000

```

.
.
.
. xtreg ln_pib_pc ln_escolaridade ln_desp_pc ln_vab_industria_pc ln_ind_gini ln_investimento
ln_tx_cobe
> rtura ln_tx_pavimentacao i.ano, re

Random-effects GLS regression                Number of obs   =       54
Group variable: id_uf                       Number of groups =       27

R-sq:                                       Obs per group:
  within = 0.7451                           min =           2
  between = 0.7876                          avg =          2.0
  overall = 0.7835                           max =           2

Wald chi2(8) =      86.24
Prob > chi2   =      0.0000

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

-----+-----
             ln_pib_pc |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
      ln_escolaridade |    1.089117   .6143353    1.77   0.076   - .1149586   2.293192
      ln_desp_pc      |    .2413841   .1026162    2.35   0.019    .04026   .4425082
ln_vab_industria_pc |    .2643707   .049939    5.29   0.000    .1664921   .3622493
      ln_ind_gini     |   -.0726969   .2111565   -0.34   0.731   - .486556   .3411621
ln_investimento_pc  |   -.0064282   .0074609   -0.86   0.389   - .0210512   .0081948
      ln_tx_cobertura |    .0016279   .0071512    0.23   0.820   - .0123882   .0156441
ln_tx_pavimentacao |   -.0051086   .0317965   -0.16   0.872   - .0674287   .0572114
      |
      ano |
      2019 |    .0283415   .009618    2.95   0.003    .0094906   .0471925
      |
      _cons |    3.512926   1.540949    2.28   0.023    .4927222    6.53313
-----+-----
      sigma_u |    .17550118
      sigma_e |    .0150451
      rho    |    .99270458   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

.
.
.
. qui xtreg ln_pib_pc ln_escolaridade ln_desp_pc ln_vab_industria_pc ln_ind_gini ln_investimento
ln_tx_
> cobertura ln_tx_pavimentacao i.ano, fe

. estimates store fixed

.
.
.
. qui xtreg ln_pib_pc ln_escolaridade ln_desp_pc ln_vab_industria_pc ln_ind_gini ln_investimento
ln_tx_
> cobertura ln_tx_pavimentacao i.ano, re

. estimates store random

.
.
.
. hausman fixed random, sigmamore

Note: the rank of the differenced variance matrix (7) does not equal the number of coefficients
being tested (8); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test.
Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling
your variables so that the coefficients are on a similar scale.

```

```

----- Coefficients -----
      |          (b)          (B)          (b-B)          sqrt(diag(V_b-V_B))
      |          fixed          random          Difference          S.E.
-----+-----+-----+-----+-----
ln_escolar~e |  -.5975946   1.089117   -1.686711   .3604003
  ln_desp_pc |   .1028112   .2413841   -.1385729   .1037754
ln_vab_ind~c |   .1605701   .2643707   -.1038006   .0387824
  ln_ind_gini |  -.1371807  -.0726969   -.0644838   .0685515
ln_investi~c |  -.0051541  -.0064282   .0012741   .0023926
ln_tx_cobe~a |   .000966   .0016279   -.0006619   .0018016
ln_tx_pavi~o |  -.0011122  -.0051086   .0039965   .0084162
      ano |
      2019 |   .0481685   .0283415   .0198269   .0039686
-----+-----+-----+-----+-----

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```

      chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              =      28.87
      Prob>chi2 =      0.0002

```

```

.
.
.
. xttest0

```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

```
ln_pib_pc[id_uf,t] = Xb + u[id_uf] + e[id_uf,t]
```

Estimated results:

```

-----+-----+-----+-----+-----
      |          Var          sd = sqrt(Var)
-----+-----+-----+-----+-----
ln_pib_pc |   .1941608   .4406368
      e |   .0002264   .0150451
      u |   .0308007   .1755012

```

Test: Var(u) = 0

```

      chibar2(01) =      16.54
      Prob > chibar2 =      0.0000

```

```

.
.
. */modelo aleatorio mais recomendado que POLS/*
.
.
.
.

```

```

. */taxa de mortalidade/*
.

```

```

. reg ln_tx_tim ln_escolaridade ln_pib_pc ln_tx_pavimentacao i.ano ln_tx_cobertura ln_desp_pc
ln_invest
> imento_pc ln_ind_gini

```

```

-----+-----+-----+-----+-----+-----
Source |          SS          df          MS          Number of obs   =      54
-----+-----+-----+-----+-----+-----
      F(8, 45)   =      12.31
      Model |  1.35584925          8   .169481156   Prob > F   =      0.0000
      Residual | .619303713         45   .013762305   R-squared   =      0.6865
-----+-----+-----+-----+-----+-----
      Adj R-squared   =      0.6307
      Total |  1.97515296        53   .037267037   Root MSE   =      .11731

```

```

-----+-----+-----+-----+-----+-----
ln_tx_tim |          Coef.   Std. Err.   t   P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----
ln_escolaridade |  -.1478829   .702099   -0.21   0.834   -1.561983   1.266217
ln_pib_pc |  -.3732552   .0881563   -4.23   0.000   -.550811   -.1956994
ln_tx_pavimentacao |  -.0993108   .0893338   -1.11   0.272   -.2792384   .0806168

```

```

      ano |
      2019 |  -0.0010415  .0338843  -0.03  0.976  -0.0692879  .0672049
ln_tx_cobertura |  .0346556  .0184683  1.88  0.067  -0.0025415  .0718527
  ln_desp_pc |  .2786487  .0600735  4.64  0.000  .1576544  .399643
ln_investimento_pc |  .0121841  .0195528  0.62  0.536  -0.0271973  .0515655
  ln_ind_gini |  .4208764  .2506766  1.68  0.100  -0.0840122  .925765
  _cons |  5.200017  .986991  5.27  0.000  3.212115  7.187919
-----+-----
.
.
.
. ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln_tx_tim
Ho: model has no omitted variables
      F(3, 42) =      1.97
      Prob > F =      0.1326

.
.
.
. vif

      Variable |      VIF      1/VIF
-----+-----
ln_escolar~e |      4.75      0.210691
  ln_pib_pc |      5.81      0.172087
ln_tx_pavi~o |      1.65      0.604995
      ano |
      2019 |      1.13      0.887894
ln_tx_cobe~a |      2.41      0.414976
  ln_desp_pc |      1.88      0.532188
ln_investi~c |      1.60      0.624726
  ln_ind_gini |      1.52      0.655741
-----+-----
      Mean VIF |      2.59

.
.
.
. hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of ln_tx_tim

      chi2(1) =      0.23
      Prob > chi2 =      0.6350

.
.
.
. hettest, rhs fstat

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: ln_escolaridade ln_pib_pc ln_tx_pavimentacao 2018b.ano 2019.ano ln_tx_cobertura
          ln_desp_pc ln_investimento_pc ln_ind_gini

      F(8 , 45) =      1.55
      Prob > F =      0.1657

.
.
.
. xtreg ln_tx_tim ln_escolaridade ln_pib_pc ln_tx_pavimentacao i.ano ln_tx_cobertura ln_desp_pc
ln_inve
> st ln_ind_gini, fe

```

```

Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =       54
Group variable: id_uf                    Number of groups =       27

R-sq:                                     Obs per group:
  within = 0.1401                          min =           2
  between = 0.5768                         avg =          2.0
  overall = 0.5635                          max =           2

corr(u_i, Xb) = 0.4663                    F(8,19)         =       0.39
                                           Prob > F        =     0.9143

```

ln_tx_tim	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_escolaridade	-.0239336	1.500942	-0.02	0.987	-3.165441	3.117574
ln_pib_pc	-.1352935	.5351811	-0.25	0.803	-1.25544	.9848534
ln_tx_pavimentacao	.0460739	.0668803	0.69	0.499	-.0939081	.1860559
ano						
2019	.0008637	.0336823	0.03	0.980	-.069634	.0713615
ln_tx_cobertura	-.0010583	.014798	-0.07	0.944	-.0320309	.0299144
ln_desp_pc	.1515609	.3065745	0.49	0.627	-.4901069	.7932286
ln_investimento_pc	.0187824	.0151082	1.24	0.229	-.0128395	.0504043
ln_ind_gini	.336047	.4572084	0.73	0.471	-.6209011	1.292995
_cons	2.827518	6.897687	0.41	0.686	-11.60951	17.26454
sigma_u	.14194735					
sigma_e	.04708337					
rho	.90088286	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0: F(26, 19) = 10.01          Prob > F = 0.0000

```

```

.
.
.
. xtreg ln_tx_tim ln_escolaridade ln_pib_pc ln_tx_pavimentacao i.anos ln_tx_cobertura ln_desp_pc
ln_inve
> st ln_ind_gini, re

```

```

Random-effects GLS regression          Number of obs   =       54
Group variable: id_uf                    Number of groups =       27

R-sq:                                     Obs per group:
  within = 0.1175                          min =           2
  between = 0.6813                         avg =          2.0
  overall = 0.6672                          max =           2

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(8)    =     53.44
                                           Prob > chi2    =     0.0000

```

ln_tx_tim	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln_escolaridade	-.4282415	.730699	-0.59	0.558	-1.860385	1.003902
ln_pib_pc	-.3198947	.085225	-3.75	0.000	-.4869327	-.1528566
ln_tx_pavimentacao	.0098318	.0515129	0.19	0.849	-.0911317	.1107952
ano						
2019	.0079611	.0152421	0.52	0.601	-.0219129	.0378351
ln_tx_cobertura	.0071829	.0118616	0.61	0.545	-.0160654	.0304312
ln_desp_pc	.2500664	.069597	3.59	0.000	.1136588	.386474
ln_investimento_pc	.0217331	.0122019	1.78	0.075	-.0021822	.0456483
ln_ind_gini	.3480087	.2619877	1.33	0.184	-.1654777	.861495
_cons	5.077644	1.173188	4.33	0.000	2.778238	7.37705
sigma_u	.11369211					
sigma_e	.04708337					
rho	.85360352	(fraction of variance due to u_i)				

```

.
.
.
. qui xtreg ln_tx_tim ln_escolaridade ln_pib_pc ln_tx_pavimentacao i.ano ln_tx_cobertura ln_desp_pc
ln_
> invest ln_ind_gini, fe

.
. estimates store fe

.
.
.
. qui xtreg ln_tx_tim ln_escolaridade ln_pib_pc ln_tx_pavimentacao i.ano ln_tx_cobertura ln_desp_pc
ln_
> invest ln_ind_gini, re

.
.
. estimates store re

.
.
.
. hausman fe re, sigmamore

```

Note: the rank of the differenced variance matrix (7) does not equal the number of coefficients being

tested (8); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	---- Coefficients ----			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
ln_escolar~e	-.0239336	-.4282415	.4043078	1.241882
ln_pib_pc	-.1352935	-.3198947	.1846011	.5066542
ln_tx_pavi~o	.0460739	.0098318	.0362421	.0383234
ano				
2019	.0008637	.0079611	-.0070973	.028517
ln_tx_cobe~a	-.0010583	.0071829	-.0082412	.0078176
ln_desp_pc	.1515609	.2500664	-.0985055	.2859632
ln_investi~c	.0187824	.0217331	-.0029507	.0078407
ln_ind_gini	.336047	.3480087	-.0119616	.3521534

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 3.77
Prob>chi2 = 0.8062
(V_b-V_B is not positive definite)

```

.
.
.
. xttest0

```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

ln_tx_tim[id_uf,t] = Xb + u[id_uf] + e[id_uf,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ln_tx_tim	.037267	.1930467


```
          e | .0022168      .0470834
          u | .0129259      .1136921
Test:    Var(u) = 0
          chibar2(01) =    16.80
          Prob > chibar2 =    0.0000
.
.
.
. */modelos aleatorios mais recomendado/*
```