



MORTALIDADE POR CÂNCER DE PRÓSTATA NO BRASIL: VULNERABILIDADE SOCIODEMOGRÁFICA E HETEROGENEIDADE REGIONAL, 2010–2024

PROSTATE CANCER MORTALITY IN BRAZIL: AGEING, SOCIODEMOGRAPHIC VULNERABILITY, AND REGIONAL HETEROGENEITY, 2010–2024

DOI: 10.5281/zenodo.22086592



Getúlio Antônio de Freitas Filho¹
Emanoela Therezinha Bessa Mendes²
Ludmila Macêdo Naud³
Alana Coêlho Maciel⁴
Mateus Henrique Dias Guimarães⁵
Giovanna Sarah de Almeida Vale⁶
Marilane Vilela Marques⁷
Ana Edimilda Amador⁸

1 Doutor em Ciências da Saúde - Universidade do Extremo Sul Catarinense. E-mail: getulio.antonio@unirv.edu.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2517-3592>

2 Mestra em Educação e Saúde da Família. E-mail: manoelabessa@hotmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1455-1914>

3 Doutora em Epidemiologia - Universidade de São Paulo. E-mail: ludmilanaud@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0079-3357>

4 Doutora em Ciências e Tecnologia de Alimentos - Universidade Federal do Pará. E-mail: alanacoelhomaciell@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5412-201X>

5 Mestre em Enfermagem na Atenção Primária à Saúde. E-mail: mateusdiasgui@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-0206-0011>

6 Especialista em Saúde da Família - Faculdade Integrada de Patos. E-mail: gyovannasarah@hotmail.com.

7 Mestra em Saúde Coletiva - Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: marilanevilelamarques@gmail.com; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3486-4304>

8 Doutora em Demografia - Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: edimilda.amador@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3645-5088>

Revista *OWL Journal*, Campina Grande - PB, v. 4 n. 8 (2026) - ISSN 2965-2634

A Revista *OWL Journal* está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição (CC BY)





RESUMO

Objetivo: Analisar a mortalidade por câncer de próstata no Brasil, segundo evolução quinquenal, perfil sociodemográfico, local de ocorrência e distribuição territorial, entre 2010 e 2024. **Métodos:** Estudo ecológico com dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade. Incluíram-se os códigos C61 da CID-10. Os óbitos foram agrupados em 2010–2014, 2015–2019 e 2020–2024. Calcularam-se frequências, proporções e variações percentuais. **Resultados:** Foram registrados 227.209 óbitos. O total passou de 67.194 para 83.655, variação de 24,50%. No último quinquênio, a Região Sudeste concentrou 35.088 mortes. Os padrões variaram entre regiões e Unidades da Federação. **Conclusão:** Os achados evidenciam mudança da magnitude e desigualdades sociodemográficas e territoriais, sustentando ações específicas de prevenção, diagnóstico, cuidado e qualificação da informação sobre mortalidade.

Palavras-chave: Mortalidade. Câncer de próstata. Desigualdades em saúde. Estudos de séries temporais. Brasil.

ABSTRACT

Objective: To analyze prostate cancer mortality in Brazil according to five-year trends, sociodemographic profile, place of occurrence, and territorial distribution between 2010 and 2024. **Methods:** An ecological study using data from the Mortality Information System. ICD-10 code C61 was included. Deaths were grouped into the periods 2010–2014, 2015–2019, and 2020–2024. Frequencies, proportions, and percentage changes were calculated. **Results:** A total of 227,209 deaths were recorded. The number of deaths increased from 67,194 to 83,655, representing a 24.50% change. In the most recent five-year period, the Southeast Region accounted for 35,088 deaths. Patterns varied across regions and Federative Units. **Conclusion:** The findings reveal changes in the magnitude of mortality and sociodemographic and territorial inequalities, supporting targeted actions for prevention, diagnosis, care, and improvement of mortality data quality.

Keywords: Mortality. Prostate cancer. Health inequalities. Time series studies. Brazil.

INTRODUÇÃO

O câncer de próstata possui história natural heterogênea e sua mortalidade se concentra em idades avançadas, quando diagnóstico e tratamento devem ser individualizados. A mortalidade por causas específicas sintetiza a ocorrência da doença, sua gravidade, a oportunidade diagnóstica e a capacidade dos sistemas de saúde de prevenir complicações e oferecer tratamento efetivo (GBD, 2024).

A literatura internacional e nacional situa essa causa entre os desafios relevantes para vigilância e organização do cuidado. Sínteses recentes de Bray et al. (2024), Santos et al.





(2023) e INCA (2022) destacam que prevenção, diagnóstico e tratamento se distribuem desigualmente entre populações e territórios, justificando análises desagregadas.

No Brasil, a transição demográfica e epidemiológica ocorre de modo desigual. Diferenças de renda, raça/cor, escolaridade, urbanização e disponibilidade de serviços especializados moldam riscos e probabilidades de sobrevivência. Por isso, totais nacionais podem ocultar contrastes relevantes entre macrorregiões e Unidades da Federação (Szwarcwald et al., 2019).

A comparação de períodos quinquenais reduz oscilações anuais, favorece a leitura de causas pouco frequentes e permite examinar simultaneamente magnitude e composição dos óbitos. Entretanto, variações de números absolutos não equivalem automaticamente a mudanças de risco, pois são influenciadas pelo tamanho, crescimento e envelhecimento da população (Bray et al., 2024).

A mortalidade constitui o desfecho mais grave do processo saúde-doença e, simultaneamente, um indicador da organização social da prevenção e do cuidado. Para causas potencialmente preveníveis ou tratáveis, a persistência de óbitos pode revelar diagnóstico tardio, fragmentação da atenção, barreiras geográficas, desigualdade socioeconômica e insuficiente coordenação entre atenção primária, serviços especializados, urgência e cuidado hospitalar (Santos et al., 2023).

Os diferenciais de raça/cor e escolaridade foram incorporadas como dimensões sociais, e não como atributos isolados. No contexto brasileiro, elas se relacionam às oportunidades acumuladas durante o curso de vida, à inserção ocupacional, às condições de moradia e alimentação, à exposição a riscos e à obtenção oportuna de diagnóstico e tratamento. Estado civil e local de ocorrência complementam essa leitura ao oferecerem indícios sobre redes de apoio e trajetória assistencial anterior ao óbito (AbouZahr et al., 2015).

A dimensão territorial é igualmente central. A distribuição dos óbitos entre macrorregiões e Unidades da Federação reflete diferenças populacionais, epidemiológicas, ambientais e assistenciais. Embora números absolutos não sejam medidas de risco, sua análise





identifica a carga que chega aos sistemas locais e subsidia planejamento, alocação de recursos, regionalização e definição de prioridades de vigilância (Mikkelsen et al., 2015).

A perspectiva do curso de vida amplia a compreensão dessas mortes. Exposições precoces, condições de trabalho, comportamentos, doenças coexistentes e acesso acumulado à proteção social influenciam a ocorrência e o prognóstico das enfermidades. A concentração em determinadas idades não representa somente efeito biológico: também expressa duração das exposições, competição entre causas e sobrevivência até idades mais avançadas (Phillips et al., 2015).

Do ponto de vista do sistema de saúde, reduzir mortalidade exige continuidade entre promoção, prevenção, detecção, diagnóstico, tratamento, reabilitação e cuidados paliativos. A fragmentação entre esses componentes pode produzir perdas sucessivas na trajetória do usuário, mesmo quando tecnologias eficazes estão formalmente disponíveis. A análise da causa básica do óbito não identifica diretamente cada falha, mas oferece um sinal populacional para orientar investigações mais detalhadas sobre oportunidade, qualidade e equidade do cuidado (Queiroz et al., 2017).

Apesar da relevância epidemiológica, permanecem lacunas na produção brasileira que combinem horizonte temporal longo, caracterização sociodemográfica e desagregação territorial para uma mesma causa. Estudos concentrados em um único ano ou em uma região podem não captar mudanças de composição nem deslocamentos territoriais. A abordagem nacional em três quinquênios permite observar continuidade, inflexões e possíveis acelerações, além de oferecer referência comparativa para pesquisas estaduais e municipais (Lima e Queiroz, 2014).

Este estudo teve como objetivo analisar a mortalidade por neoplasia maligna da próstata no Brasil entre 2010 e 2024, considerando evolução temporal, idade, raça/cor, escolaridade, estado civil, local de ocorrência, macrorregiões, Unidades da Federação e composição por categorias da CID-10.





MÉTODO

Estudo ecológico de série temporal, de abrangência nacional, baseado em dados secundários do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), disponibilizados pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) (Brasil, 2026). A unidade de análise foi o conjunto de óbitos de residentes no Brasil, nas 27 Unidades da Federação, ocorridos de 2010 a 2024.

Foram incluídos os óbitos cuja causa básica correspondeu aos códigos C61 da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde – Décima Revisão (CID-10) (Organização Mundial da Saúde, 2019). Analisaram-se faixa etária, raça/cor, escolaridade, estado civil, local de ocorrência, macrorregião e Unidade da Federação de residência. A interpretação da causa básica e da qualidade do preenchimento seguiu os princípios do manual nacional da Declaração de Óbito e das recomendações internacionais para estatísticas de causas de morte (Brasil, 2022; OMS, 2024).

Os registros foram agregados nos quinquênios 2010–2014, 2015–2019 e 2020–2024. Para cada causa, período e variável, as categorias ignoradas foram redistribuídas proporcionalmente entre as categorias válidas, pela expressão $N \text{ corrigido } i = N_i + [(N_i / \sum N \text{ válidos}) \times N \text{ ignorado}]$. Calcularam-se frequências absolutas e relativas, participação regional e variação percentual: $[(\text{valor final} - \text{valor inicial}) / \text{valor inicial}] \times 100$.

Para a tabela de caracterização, os números originalmente observados foram preservados e os registros ignorados permaneceram explicitados, permitindo avaliar a completude de cada variável. As faixas etárias foram consolidadas em menor de 1 a 14 anos, 15 a 29, 30 a 39, 40 a 59 e 60 anos ou mais, preservando-se a categoria de idade ignorada quando disponível.

As comparações contemplaram os três quinquênios, evitando interpretar somente os períodos extremos. Para cada indicador, foram examinadas a mudança entre 2010–2014 e 2015–2019, a mudança entre 2015–2019 e 2020–2024 e a variação acumulada entre 2010–2014 e 2020–2024.



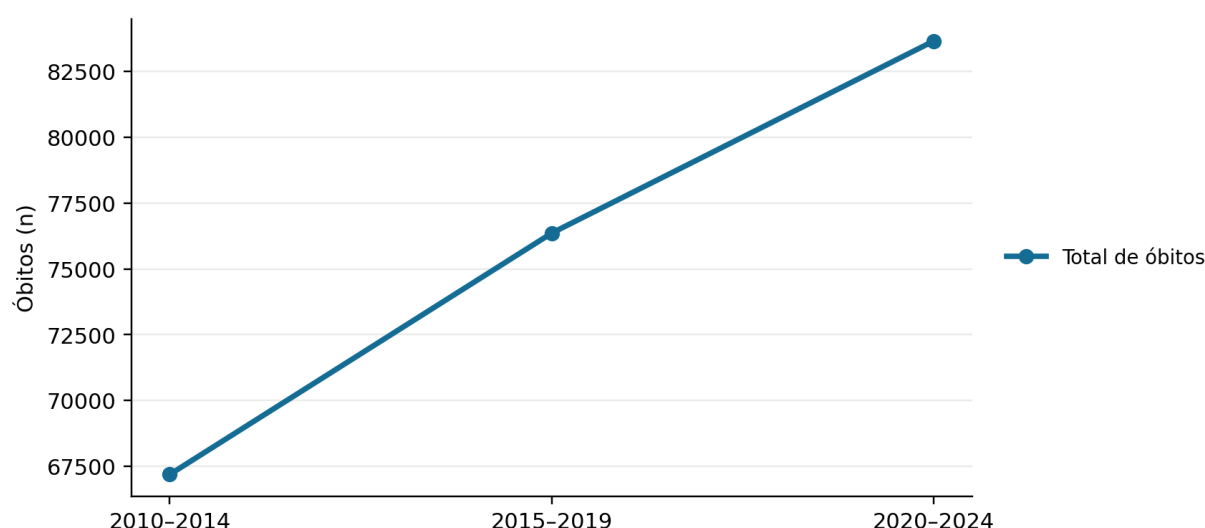


Por utilizar dados públicos, agregados e sem identificação individual, o estudo dispensou apreciação ética, nos termos da Resolução CNS nº 510/2016. A redação observou recomendações aplicáveis a estudos observacionais e ecológicos.

RESULTADOS

Foram identificados 227.209 óbitos no período. Entre o primeiro e o terceiro quinquênio, o número passou de 67.194 para 83.655, correspondendo a aumento de 24,50%. A mudança não foi linear: a variação entre os dois primeiros períodos foi de 13,64% e, entre o segundo e o terceiro, de 9,55%.

Figura 1 – Número de óbitos por câncer de próstata por quinquênio, Brasil, 2010–2024.



Fonte: Datasus, Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Na caracterização por raça/cor, a categoria de maior frequência foi Branca em 2010–2014 (53,19%), Branca em 2015–2019 (50,65%) e Branca em 2020–2024 (49,38%). Os registros ignorados representaram 5,31%, 3,19% e 1,88%, respectivamente, permitindo avaliar simultaneamente perfil e completude da informação.



Na caracterização por escolaridade, a categoria de maior frequência foi 1 a 3 anos em 2010–2014 (28,45%), 1 a 3 anos em 2015–2019 (26,72%) e 4 a 7 anos em 2020–2024 (23,29%). Os registros ignorados representaram 22,38%, 17,49% e 13,69%, respectivamente, permitindo avaliar simultaneamente perfil e completude da informação.

Na caracterização por estado civil, a categoria de maior frequência foi Casado em 2010–2014 (55,51%), Casado em 2015–2019 (54,05%) e Casado em 2020–2024 (51,19%). Os registros ignorados representaram 6,85%, 5,99% e 5,61%, respectivamente, permitindo avaliar simultaneamente perfil e completude da informação.

Na caracterização por local de ocorrência, a categoria de maior frequência foi Hospital em 2010–2014 (69,00%), Hospital em 2015–2019 (69,46%) e Hospital em 2020–2024 (65,11%). Os registros ignorados representaram 0,07%, 0,02% e 0,03%, respectivamente, permitindo avaliar simultaneamente perfil e completude da informação.

Tabela 1 – Caracterização dos óbitos por câncer de próstata, Brasil, 2010–2024

Variável	Categoria	2010–2014		2015–2019		2020–2024	
		n	%	n	%	n	%
Faixa etária	<1 a 14 anos	8	0,01	4	0,01	7	0,01
	15 a 29 anos	48	0,07	62	0,08	45	0,05
	30 a 39 anos	54	0,08	63	0,08	58	0,07
	40 a 59 anos	3.317	4,94	3.534	4,63	3.669	4,39
	60 anos e mais	63.761	94,89	72.691	95,20	79.873	95,48
	Idade ignorada	0	0,00	0	0,00	0	0,00
Raça/Cor	Branca	35.740	53,19	38.677	50,65	41.313	49,38
	Preta	6.347	9,45	7.777	10,18	9.729	11,63
	Amarela	410	0,61	484	0,63	511	0,61
	Parda	21.040	31,31	26.875	35,20	30.362	36,29
	Indígena	92	0,14	112	0,15	166	0,20
	Ignorado	3.565	5,31	2.435	3,19	1.574	1,88
Escolaridade	Nenhuma	12.992	19,34	14.814	19,40	15.135	18,09
	1 a 3 anos	19.118	28,45	20.400	26,72	18.739	22,40
	4 a 7 anos	10.757	16,01	14.565	19,07	19.484	23,29
	8 a 11 anos	5.729	8,53	8.677	11,36	13.067	15,62
	12 anos e mais	3.562	5,30	4.549	5,96	5.777	6,91
	Ignorado	15.036	22,38	13.355	17,49	11.453	13,69





Estado civil	Solteiro	7.438	11,07	8.748	11,46	10.613	12,69
	Casado	37.298	55,51	41.271	54,05	42.823	51,19
	Viúvo	13.195	19,64	14.767	19,34	16.135	19,29
	Separado judicialmente	3.243	4,83	4.484	5,87	6.130	7,33
	Outro	1.414	2,10	2.517	3,30	3.261	3,90
	Ignorado	4.606	6,85	4.573	5,99	4.693	5,61
	Hospital	46.363	69,00	53.040	69,46	54.468	65,11
	Outro estabelecimento	2.159	3,21	3.483	4,56	4.895	5,85
Local de ocorrência	de saúde						
	Domicílio	17.763	26,44	18.979	24,85	23.134	27,65
	Via pública	153	0,23	151	0,20	126	0,15
	Outros	710	1,06	688	0,90	1.008	1,20
	Ignorado	46	0,07	19	0,02	24	0,03

Fonte: Datasus, Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

A distribuição territorial foi concentrada na Região Sudeste, seguida pela Região Nordeste. A leitura conjunta dos três períodos mostrou que a participação regional não foi homogênea, indicando diferentes combinações de estrutura etária, exposição, diagnóstico, acesso e qualidade da certificação.

A distribuição territorial dos óbitos apresentou concentração persistente na Região Sudeste, que registrou 28.894 mortes em 2010–2014, 32.410 em 2015–2019 e 35.088 em 2020–2024. Embora tenha permanecido responsável pela maior parcela dos óbitos, sua participação relativa diminuiu de 43,00% para 41,94%, redução de 1,06 ponto percentual. A Região Nordeste ocupou a segunda posição em todos os quinquênios, com aumento de 18.293 para 23.257 óbitos e discreta ampliação de sua participação, de 27,22% para 27,80%.

A Região Sul manteve-se na terceira posição, passando de 11.861 para 14.461 mortes, com participação relativamente estável, entre 16,63% e 17,65%. O Centro-Oeste apresentou crescimento de 4.746 para 6.076 óbitos, acompanhado de aumento proporcional de 7,06% para 7,26%. A Região Norte concentrou as menores frequências, mas apresentou o maior crescimento relativo entre o primeiro e o último quinquênio: 40,38%, passando de 3.400 para



4.773 óbitos. No mesmo período, os aumentos foram de 28,03% no Centro-Oeste, 27,14% no Nordeste, 21,92% no Sul e 21,44% no Sudeste.

Em conjunto, todas as macrorregiões apresentaram crescimento do número absoluto de óbitos. Entretanto, as diferenças na intensidade desse aumento modificaram discretamente a composição regional da mortalidade, com redução da participação do Sudeste e maior crescimento proporcional nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste. Esses resultados evidenciam a persistência de desigualdades territoriais e devem ser interpretados considerando as diferenças regionais na estrutura etária masculina, no acesso ao diagnóstico e ao tratamento, na disponibilidade dos serviços de saúde e na qualidade do registro das causas de morte.

Tabela 2 – Distribuição dos óbitos por câncer de próstata, por macrorregião e quinquênio, Brasil, 2010–2024

Região	2010–2014		2015–2019		2020–2024	
	n	%	n	%	n	%
Norte	3.400	5,06	4.377	5,73	4.773	5,71
Nordeste	18.293	27,22	21.420	28,05	23.257	27,80
Sudeste	28.894	43,00	32.410	42,44	35.088	41,94
Sul	11.861	17,65	12.698	16,63	14.461	17,29
Centro-Oeste	4.746	7,06	5.455	7,14	6.076	7,26

Fonte: Datasus, Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

No recorte estadual, os óbitos por câncer de próstata aumentaram em todas as Unidades da Federação entre o primeiro e o terceiro quinquênios, embora com intensidades distintas. São Paulo manteve a maior frequência absoluta, passando de 13.887 óbitos (20,67% do total nacional) em 2010–2014 para 17.003 (20,33%) em 2020–2024. Apesar do crescimento de 22,44% no número de mortes, sua participação no país diminuiu discretamente em 0,34 ponto percentual. No último quinquênio, também apresentaram números elevados Minas Gerais, com 8.600 óbitos (10,28%); Rio de Janeiro, com 7.790





(9,31%); Bahia, com 7.517 (8,99%); e Rio Grande do Sul, com 6.259 (7,48%). Em conjunto, esses cinco estados concentraram 56,38% dos óbitos nacionais no período.

A Bahia apresentou uma das mudanças mais expressivas, pois combinou elevado volume de mortes com crescimento de 46,50%. Sua participação nacional aumentou de 7,64% para 8,99%, acréscimo de 1,35 ponto percentual, o maior entre as Unidades da Federação. Minas Gerais também ampliou sua participação, de 10,04% para 10,28%, acompanhada de crescimento de 27,54%. Em sentido contrário, o Rio de Janeiro, embora tenha registrado aumento absoluto de 13,86%, reduziu sua participação de 10,18% para 9,31%, queda de 0,87 ponto percentual. O Rio Grande do Sul passou de 7,98% para 7,48%, redução de 0,50 ponto percentual, mesmo com aumento de 16,79% nos óbitos.

Entre os estados com as maiores variações relativas, destacaram-se Amapá (78,38%), Roraima (66,67%), Rondônia (46,88%), Bahia (46,50%), Mato Grosso (44,88%), Pará (43,28%) e Santa Catarina (42,84%). Entretanto, os aumentos do Amapá e de Roraima partiram de números reduzidos e produziram pequenas mudanças na composição nacional: o Amapá passou de 0,17% para 0,24%, e Roraima, de 0,13% para 0,18%. Diferentemente, Bahia, Pará, Santa Catarina e Mato Grosso apresentaram, simultaneamente, crescimento expressivo e ampliação de sua participação no total do país. O Pará passou de 2,14% para 2,46%; Santa Catarina, de 2,94% para 3,38%; e Mato Grosso, de 1,41% para 1,64%.

Na Região Nordeste, observou-se importante heterogeneidade. Além do avanço da Bahia, Alagoas aumentou de 1,11% para 1,22%, com variação de 36,81%, e o Maranhão passou de 2,31% para 2,40%, com crescimento de 29,61%. Em contrapartida, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Sergipe perderam participação relativa, ainda que tenham apresentado crescimento absoluto. O Ceará passou de 4,48% para 4,12%; o Rio Grande do Norte, de 1,86% para 1,67%; e o Piauí, de 1,72% para 1,57%. No Rio Grande do Norte, o número de óbitos permaneceu em 1.401 nos dois últimos quinquênios, indicando estabilidade recente.

No Sul, Santa Catarina apresentou o crescimento mais intenso, passando de 1.977 (2,94%) para 2.824 óbitos (3,38%). Paraná e Rio Grande do Sul aumentaram em números





absolutos, mas perderam participação: o Paraná passou de 6,73% para 6,43%, e o Rio Grande do Sul, de 7,98% para 7,48%. No Centro-Oeste, Mato Grosso e Goiás ampliaram suas participações, respectivamente, de 1,41% para 1,64% e de 3,07% para 3,19%. O Distrito Federal manteve 1,08% do total nacional no primeiro e no terceiro quinquênios, enquanto Mato Grosso do Sul reduziu sua participação de 1,50% para 1,36% e apresentou discreta queda absoluta entre o segundo e o terceiro período, de 1.143 para 1.136 mortes.

Na Região Norte, todos os estados apresentaram aumento absoluto, mas as mudanças proporcionais foram distintas. Pará, Amapá e Roraima ampliaram suas participações nacionais; Amazonas e Rondônia encerraram o período com participação ligeiramente superior à inicial; o Acre reduziu de 0,26% para 0,23%; e o Tocantins variou de 0,76% para 0,78%. Esses resultados mostram que os maiores crescimentos percentuais nem sempre produziram grande impacto na distribuição nacional, devido às diferenças no volume inicial de óbitos.

Tabela 3 – Óbitos por câncer de próstata, segundo Unidade da Federação nos três quinquênios, Brasil, 2010–2024

UF	2010–2014		2015–2019		2020–2024		VP Q3/Q1 (%)
	n	%	n	%	n	%	
RO	384	0,57	545	0,71	564	0,67	46,88
AC	174	0,26	185	0,24	192	0,23	10,34
AM	691	1,03	904	1,18	957	1,14	38,49
RR	90	0,13	136	0,18	150	0,18	66,67
PA	1.437	2,14	1.792	2,35	2.059	2,46	43,28
AP	111	0,17	185	0,24	198	0,24	78,38
TO	513	0,76	630	0,83	653	0,78	27,29
MA	1.550	2,31	1.923	2,52	2.009	2,4	29,61
PI	1.156	1,72	1.234	1,62	1.317	1,57	13,93
CE	3.013	4,48	3.380	4,43	3.446	4,12	14,37





REVISTA OWL (*OWL Journal*)

www.revistaowl.com.br – ISSN: 2965-2634

RN	1.253	1,86	1.401	1,83	1.401	1,67	11,81
PB	1.417	2,11	1.660	2,17	1.697	2,03	19,76
PE	3.268	4,86	3.772	4,94	3.957	4,73	21,08
AL	747	1,11	900	1,18	1.022	1,22	36,81
SE	758	1,13	814	1,07	891	1,07	17,55
BA	5.131	7,64	6.336	8,3	7.517	8,99	46,5
MG	6.743	10,04	7.739	10,13	8.600	10,28	27,54
ES	1.422	2,12	1.525	2	1.695	2,03	19,2
RJ	6.842	10,18	7.499	9,82	7.790	9,31	13,86
SP	13.887	20,67	15.647	20,49	17.003	20,33	22,44
PR	4.525	6,73	4.743	6,21	5.378	6,43	18,85
SC	1.977	2,94	2.358	3,09	2.824	3,38	42,84
RS	5.359	7,98	5.597	7,33	6.259	7,48	16,79
MS	1.009	1,5	1.143	1,5	1.136	1,36	12,59
MT	947	1,41	1.140	1,49	1.372	1,64	44,88
GO	2.063	3,07	2.395	3,14	2.668	3,19	29,33
DF	727	1,08	777	1,02	900	1,08	23,8
Brasil	67.194	100	76.360	100	83.655	100	24,5

Fonte: Datasus, Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Nota: os percentuais representam a participação de cada Unidade da Federação no total nacional de óbitos em cada quinquênio. VP Q3/Q1 corresponde à variação percentual entre 2020–2024 e 2010–2014, calculada pela fórmula: $[(Q3-Q1)/Q1] \times 100$.

DISCUSSÃO

O estudo revelou crescimento de 24,50% entre os quinquênios extremos e importantes diferenças por idade, raça/cor, escolaridade, local e território. O aumento absoluto, combinado às diferenças territoriais, aponta desafios no acesso ao diagnóstico de doença clinicamente relevante e ao cuidado oncológico oportuno (Bray et al., 2024).

A interpretação dos números absolutos deve considerar o crescimento e, principalmente, o envelhecimento populacional. A ausência de denominadores nas planilhas

Revista *OWL Journal*, Campina Grande - PB, v. 4 n. 8 (2026) - ISSN 2965-2634

A Revista *OWL Journal* está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição (CC BY)





impede concluir que houve aumento ou redução das taxas de mortalidade. Ainda assim, a comparação de quinquênios descreve adequadamente a carga registrada nos serviços e no sistema de informação e identifica grupos que concentram mortes (Santos et al., 2023).

A trajetória não foi necessariamente constante entre os períodos. A variação de 13,64% entre o primeiro e o segundo quinquênio e de 9,55% entre o segundo e o terceiro demonstra que o resultado acumulado não deve ser resumido por uma única comparação entre extremos. Mudanças na exposição, no acesso ao diagnóstico, na organização dos serviços, na certificação da causa básica e na estrutura etária podem ter atuado em intensidades diferentes em cada intervalo (GBD, 2024).

As diferenças por raça/cor e escolaridade não devem ser atribuídas a características biológicas isoladas. Elas sintetizam exposições desiguais, condições materiais de vida, discriminação, acesso oportuno e continuidade do cuidado (AbouZahr et al., 2015).

A evolução da completude das variáveis é um resultado epidemiológico relevante. A redução dos registros ignorados amplia a capacidade de reconhecer desigualdades; contudo, também pode alterar a distribuição aparente das categorias ao longo do tempo. Por essa razão, foram apresentados os números originalmente registrados na caracterização e utilizadas estimativas redistribuídas apenas nas análises comparativas que exigiam categorias válidas (Mikkelsen et al., 2015).

A concentração hospitalar indica contato com a rede assistencial antes do óbito, mas não informa oportunidade ou qualidade do cuidado. Por outro lado, óbitos domiciliares ou em via pública podem ter significados diferentes conforme a causa: preferência e cuidado paliativo, barreira de acesso, evolução súbita ou violência no trânsito. Por isso, local de ocorrência não deve ser usado isoladamente como medida de qualidade (Phillips et al., 2015).

Mudanças no local de ocorrência entre os quinquênios podem refletir transformações na rede assistencial e no perfil clínico. Crescimento proporcional de mortes domiciliares pode estar associado à atenção domiciliar e ao cuidado paliativo, mas também à dificuldade de acesso. Aumento em hospitais pode indicar maior utilização dos serviços ou maior gravidade na admissão. A interpretação adequada requer articulação com informações sobre internações,





tempo até o atendimento, cobertura da atenção primária e disponibilidade de serviços especializados (Queiroz et al., 2017).

A predominância do Sudeste em números absolutos acompanha sua maior população e oferta diagnóstica. Participações elevadas no Norte ou Nordeste, contudo, podem sinalizar desigualdade quando combinadas com menor disponibilidade de serviços especializados e longas distâncias. Estudos posteriores devem calcular taxas brutas e padronizadas, tendência anual por regressão segmentada e indicadores espaciais, utilizando populações intercensitárias (Lima e Queiroz, 2014).

A análise estadual mostrou que unidades com grande população concentram parcela expressiva das mortes, mas o ranking absoluto não deve ser confundido com maior risco. Estados menos populosos podem apresentar taxas mais elevadas mesmo com números menores. Ainda assim, a carga absoluta é essencial ao planejamento, pois expressa demanda potencial por prevenção, diagnóstico, tratamento, reabilitação e cuidado no fim da vida (Szwarcwald et al., 2019).

O terceiro quinquênio inclui a emergência da COVID-19, que alterou padrões de utilização de serviços, diagnóstico, internação, circulação de pessoas e certificação de causas. O agrupamento em cinco anos reduz o peso de oscilações anuais, mas não elimina os efeitos diretos e indiretos da pandemia. A interpretação desse intervalo deve, portanto, considerar interrupções assistenciais, represamento diagnóstico e mudanças na exposição a fatores de risco (Bambra et al., 2020).

Entre as potencialidades deste estudo, estão a cobertura nacional, o período de 15 anos, a análise multidimensional e a auditoria de ignorados. As limitações incluem dependência da causa básica, sub-registro, erros de codificação, mudanças na qualidade diagnóstica e uso de dados agregados. Não foi possível controlar confundimento, estabelecer causalidade individual nem separar o efeito da pandemia de COVID-19 de mudanças seculares no último quinquênio.





CONCLUSÃO

A mortalidade por neoplasia maligna da próstata totalizou 227.209 óbitos no Brasil entre 2010 e 2024 e apresentou aumento de 24,50% entre o primeiro e o terceiro quinquênio. Prioridades devem ser definidas não apenas pelo volume nacional, mas também pela vulnerabilidade, evitabilidade, crescimento e concentração territorial observados.

Para neoplasia maligna da próstata, a tradução dos achados em política pública requer metas mensuráveis, definição de responsabilidades entre os níveis de atenção e monitoramento regular. A vigilância deve produzir devolutivas para estados e municípios, permitindo identificar mudanças precoces e avaliar se as ações alcançam os grupos que concentram maior número de mortes.

A leitura dos resultados requer ainda distinguir composição de magnitude. Uma categoria pode aumentar sua participação percentual mesmo quando o número de mortes diminui, caso as demais categorias apresentem queda mais intensa. O movimento inverso também é possível. Por isso, a interpretação articulou números absolutos, proporções e variações entre períodos, evitando conclusões baseadas em um único indicador. Essa precaução é especialmente importante em causas raras e em estratos com pequena frequência, nos quais poucas ocorrências produzem grandes variações relativas.

As mudanças etárias observadas podem decorrer de envelhecimento, maior sobrevivência com a doença, melhoria diagnóstica ou alteração na estrutura das causas concorrentes. A concentração em idosos não reduz a relevância de mortes em adultos jovens, pois estas geram elevada perda de anos potenciais de vida e repercussões familiares e econômicas. Políticas efetivas precisam reconhecer simultaneamente o volume entre idosos e o impacto social das mortes prematuras.

Estado civil foi utilizado como marcador descritivo de inserção relacional, sem pressupor efeito protetor uniforme do casamento ou maior vulnerabilidade automática entre solteiros e viúvos. As categorias refletem fortemente idade e composição populacional. Ainda assim, redes de apoio podem interferir no reconhecimento de sintomas, na procura por





atendimento, na adesão ao tratamento e no cuidado cotidiano, justificando sua permanência na caracterização epidemiológica.

A comparação regional deve considerar a organização das redes interestaduais de referência. Parte da população busca diagnóstico e tratamento fora do município ou estado de residência. Essa opção é adequada para análise territorial da população, mas não mensura diretamente a pressão sobre os serviços do local de ocorrência. Estudos sobre fluxos assistenciais podem complementar os achados e identificar vazios de oferta, dependência regional e deslocamentos prolongados.

A contribuição deste estudo reside na produção de uma linha de base comparável de quinze anos. Ao descrever os três quinquênios com o mesmo recorte diagnóstico e as mesmas dimensões analíticas, o trabalho permite reconhecer permanências, mudanças e desigualdades que seriam menos visíveis em análises pontuais. Essa base pode orientar avaliações futuras, inclusive após a incorporação de novos dados do SIM e de denominadores censitários atualizados.

REFERÊNCIAS

ABOUZAHR, C. *et al.* Civil registration and vital statistics: progress in the data revolution for counting and accountability. **The Lancet**, v. 386, n. 10001, p. 1373–1385, 2015. DOI: 10.1016/S0140-6736(15)60173-8.

BAMBRA, C. *et al.* The COVID-19 pandemic and health inequalities. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 74, n. 11, p. 964–968, 2020. DOI: 10.1136/jech-2020-214401.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Manual de instruções para o preenchimento da Declaração de Óbito**. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2022. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/svsa/vigilancia/declaracao-de-obito-manual-de-instrucoes-para-preenchimento.pdf>. Acesso em: 5 ago. 2026.





BRASIL. Ministério da Saúde. **Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM**. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2026. Disponível em: <https://datasus.saude.gov.br/transferecia-de-arquivos/>. Acesso em: 5 ago. 2026.

BRAY, F. *et al.* Global cancer statistics 2022: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. **CA: A Cancer Journal for Clinicians**, v. 74, p. 229–263, 2024. DOI: 10.3322/caac.21834.

GBD 2021 CAUSES OF DEATH COLLABORATORS. Global burden of 288 causes of death and life expectancy decomposition in 204 countries and territories and 811 subnational locations, 1990–2021. **The Lancet**, v. 403, p. 2100–2132, 2024. DOI: 10.1016/S0140-6736(24)00367-2.

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. **Estimativa 2023: incidência de câncer no Brasil**. Rio de Janeiro: INCA, 2022.

LIMA, E. E. C.; QUEIROZ, B. L. Evolution of the deaths registry system in Brazil: associations with changes in the mortality profile, under-registration of death counts, and ill-defined causes of death. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 30, n. 8, p. 1721–1730, 2014. DOI: 10.1590/0102-311X00131113.

MIKKELSEN, L. *et al.* A global assessment of civil registration and vital statistics systems: monitoring data quality and progress. **The Lancet**, v. 386, n. 10001, p. 1395–1406, 2015. DOI: 10.1016/S0140-6736(15)60171-4.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde: décima revisão**. Genebra: OMS, 2019. Disponível em: <https://icd.who.int/browse10/2019/en>. Acesso em: 5 ago. 2026.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **WHO methods and data sources for country-level causes of death 2000–2021**. Genebra: OMS, 2024. Disponível em: <https://www.who.int/publications/m/item/who-methods-and-data-sources-for-country-level-causes-of-death-2000-2021>. Acesso em: 5 ago. 2026.





PHILLIPS, D. E. *et al.* Are well functioning civil registration and vital statistics systems associated with better health outcomes? **The Lancet**, v. 386, n. 10001, p. 1386–1394, 2015. DOI: 10.1016/S0140-6736(15)60172-6.

QUEIROZ, B. L. *et al.* Completeness of death-count coverage and adult mortality (45q15) for Brazilian states from 1980 to 2010. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 20, supl. 1, p. 21–33, 2017. DOI: 10.1590/1980-5497201700050003.

SANTOS, M. O. *et al.* Estimativa de incidência de câncer no Brasil, 2023–2025. **Revista Brasileira de Cancerologia**, v. 69, n. 1, e-213700, 2023. DOI: 10.32635/2176-9745.RBC.2023v69n1.3700.

SZWARCWALD, C. L. *et al.* Evaluation of data from the Brazilian Information System on Live Births and the Mortality Information System. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 35, supl. 2, e00214918, 2019. DOI: 10.1590/0102-311X00214918.

Recebido em: 06/08/2026

Aprovado em: 15/08/2026

Publicado em: 24/08/2026

