PRIMEIRA PATERNIDADE NO BRASIL: UMA ANÁLISE COMPARATIVA DOS DETERMINANTES SOCIODEMOGRÁFICOS ENTRE HOMENS DA CIDADE E DO CAMPO

FIRST FATHERHOOD IN BRAZIL: A COMPARATIVE ANALYSIS OF SOCIODEMOGRAPHIC DETERMINANTS BETWEEN CITY AND COUNTRY MEN

Fábio Lúcio Rodrigues
Programa de Pós-Graduação em Economia (PPE) – UERN
prof.fabiolucio@gmail.com

Lauro César Bezerra Nogueira
Programa de Pós-Graduação em Economia (PPE) – UERN
lauro.nogueira@ufersa.edu.br

José de Paiva Rebouças
Programa de Pós-Graduação em Demografia (PPGDEM) – UFRN
paiva.reboucas@ufrn.br

Jonilson de Souza Figueiredo
Programa de Pós-Graduação em Demografia (PPGDEM) – UFRN
jonilson23f@gmail.com

Grupo de Trabalho (GT): GT5 – Agricultura familiar, ruralidades e relações de gênero

Resumo
Este estudo analisa as influências sociodemográficas, de saúde e acesso às redes sociais na decisão de primeira paternidade entre homens da cidade e do campo no Brasil. Utilizando dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019, modelos de análise de sobrevivência foram aplicados para comparar homens em áreas urbanas e rurais. Os resultados indicam uma diminuição progressiva na probabilidade de primeira paternidade com o avanço da idade em ambas as áreas. Entretanto, em zonas rurais, a transição para a paternidade ocorre mais cedo e de maneira mais acentuada. A escolaridade superior em homens urbanos está associada a uma postergação da paternidade, enquanto que, em áreas rurais, a escolaridade menor sugere uma tendência à paternidade antecipada. Raça e região de residência também apresentam influências significativas, com diferenças significativas entre homens urbanos e rurais.

Palavras-chave: Paternidade. Dinâmicas Familiares. Planejamento Familiar. Diferenças Urbanas e Rurais. Análise de Sobrevivência.

Abstract
This study looks at the sociodemographic, health, and social media access influences on the decision to become a father for the first time among men in urban and rural areas in Brazil. Using data from the National Health Survey (PNS) of 2019, survival analysis models were applied to compare men in urban and rural areas. The results show a progressive decrease in the probability of first-time fatherhood with age in both areas. However, in rural areas, the transition to fatherhood happens earlier and more sharply. Higher education in urban men is linked to a delay in fatherhood, while in rural areas, lower education suggests a tendency for earlier fatherhood. Race and region of residence also have significant influences, with noticeable differences between urban and rural men.

Keywords: Fatherhood. Family Dynamics. Family Planning. Urban and Rural Differences. Survival Analysis.

1. Introdução

Os resultados do Censo Demográfico de 2022 confirmaram que, apesar de manter uma trajetória de crescimento, a população brasileira segue a taxas decrescentes. Essa dinâmica reflete o processo histórico de passagem do equilíbrio entre taxas de mortalidade e natalidade elevadas e instáveis nas sociedades "tradicionais" para um padrão supostamente moderno de níveis baixos e mais estáveis de ambas as componentes (Coale, 1989; Lee, 2003).

Como resultado dessa transição, observa-se uma alteração significativa na estrutura etária da população brasileira, caracterizada principalmente pela diminuição proporcional do grupo de 0 a 14 anos, evidenciando um estreitamento na base da pirâmide etária. Consequentemente, apesar de ainda ser predominantemente adulta, a população brasileira experimenta um acelerado processo de envelhecimento. Este fenômeno implica diretamente na formulação de políticas públicas, com especial atenção à previdência social, à saúde dos idosos e às políticas de cuidado. Este fenômeno é conhecido como processo de transição demográfica (Travassos; Coelho; Arends-Kuenning, 2020).

Este processo é experimentado de maneira distinta entre países e regiões, especialmente no que concerne à dinâmica da natalidade. No Brasil, a taxa de natalidade declinou de 20,86 para 12,62 nascimentos por mil habitantes no período de 2000 a 2022. Em 2022, observou-se uma variação regional significativa: enquanto a região Norte apresentou uma taxa de 16,66 nascimentos por mil habitantes, o Sudeste registrou 11,55 (IBGE, 2023).

O contexto dessa tendência é caracterizado por uma inversão na nupcialidade, evidenciada pela redução na proporção de casamentos e nas taxas de recasamento após separação. Além disso, observa-se uma inversão no período de fecundidade, atribuída ao acesso a métodos contraceptivos modernos e eficazes, à maior incidência de fecundidade não conjugal e ao aumento da idade média para a paternidade. O contexto social também influencia essa tendência, com ênfase nas necessidades pós-materialistas, como autonomia e autorrealização, no aumento da autonomia feminina e na diversidade dos arranjos familiares (Lesthaeghe, 2014).

Essa análise conduz ao investimento sentimental e financeiro na criança, que passa a ser vista como um elemento da realização pessoal. Esse aspecto contrasta com a concepção prevalente em sociedades tipicamente rurais, onde os filhos eram vistos como um fator produtivo, com a premissa de que um maior número de filhos implicava em maior disponibilidade de mão de obra. Nesse sentido, Lesthaeghe e Surkyn (1988) argumentam que a dinâmica cultural e a teoria econômica são fundamentais para compreender as mudanças nas decisões de ter filhos. Do ponto de vista sociológico, destacam-se as teorias das necessidades, valores e objetivos ideacionais, bem como teorias adicionais relativas à mobilidade cultural, secularização e individualização.

Tradicionalmente, a literatura sobre a natalidade tem se concentrado predominantemente nas mulheres, uma vez que apenas elas são capazes de confirmar, com exatidão, o número de filhos que tiveram, já que é delas a obrigação biológica do parto. No entanto, isso tem gerado uma lacuna no entendimento dos fatores que influenciam os homens nesse processo. Recentemente, contudo, tem-se observado um crescente interesse nos fatores sociodemográficos que afetam o tempo até o nascimento do primeiro filho do ponto de vista paternal. O nascimento do primeiro filho é um marco significativo na vida de um indivíduo, marcando uma transição fundamental na identidade e responsabilidades sociais (Bakermans-Kranenburg et al., 2019).

A influência de fatores socioculturais, como as expectativas sociais em relação aos pais e as oportunidades para o cuidado paterno, é crucial para entender a dinâmica da paternidade moderna (Bakermans-Kranenburg et al., 2019). Assim como observado no comportamento das mulheres, aspectos como idade no casamento, satisfação conjugal, apoio social, status

econômico e qualidade de vida são determinantes significativos na decisão dos homens de ter filhos. Esses fatores não apenas moldam a decisão de ter filhos, mas também influenciam o momento dessa decisão (Kariman et al., 2016; Clementino, 2021).

O aumento da idade masculina pode impactar o potencial de fertilidade do esperma e afetar os resultados da gravidez (Humm; Sakkas, 2013). Além disso, o status socioeconômico da família tem sido associado ao primeiro nascimento precoce e ao casamento precoce entre os homens, sugerindo uma inter-relação complexa entre a economia, a cultura e as decisões reprodutivas (Xu et al., 2018).

A idade paterna avançada tem sido associada a redução na fertilidade e um aumento nas complicações associadas à gravidez, tanto para o pai quanto para a mãe (Sartorius; Nieschlag, 2010). Além disso, homens mais velhos que se tornam pais pela primeira vez podem enfrentar maiores riscos de saúde e adotar comportamentos de saúde mais arriscados, como o consumo de álcool e tabagismo (Nilsen et al., 2013). Essas evidências ressaltam a importância de considerar a idade paterna como um fator preponderante no estudo da paternidade e suas implicações para a saúde familiar.

No contexto brasileiro, a dinâmica sociodemográfica e econômica apresenta características únicas, especialmente quando se considera a divisão entre zonas urbanas e rurais. Estudos empíricos nacionais têm demonstrado que fatores como educação, renda, acesso a serviços de saúde, e hábitos relacionados à saúde, como a presença de plano de saúde, consumo de álcool, tabagismo, e doenças crônicas (câncer, doenças cardíacas, renais, depressão, colesterol, diabetes, hipertensão), desempenham um papel significativo nas decisões reprodutivas dos homens (Muniz, 2009; Tejada et al, 2017). Além disso, o acesso e uso de redes sociais podem influenciar as percepções e decisões sobre paternidade, refletindo um aspecto moderno da interação social e da disseminação de informações.

Com o intuito de aprofundar a compreensão sobre as interações entre fatores sociodemográficos, de saúde e de acesso às redes sociais que influenciam a decisão dos homens de iniciar uma família, este estudo se dedica à aplicação de modelos de análise de sobrevivência aos dados obtidos pela Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019. O foco central deste artigo é realizar uma análise comparativa dos determinantes sociodemográficos, econômicos, de saúde e de acesso às redes sociais, enfatizando as diferenças observadas entre as zonas urbanas e rurais do Brasil. O objetivo é identificar padrões distintos nas decisões relativas à primeira paternidade, proporcionando assim uma visão mais aprofundada e contextualizada das diferentes dinâmicas entre as famílias urbanas e rurais.

2. Procedimentos Metodológicos

Este estudo analisa como fatores sociodemográficos, de saúde e uso de redes sociais influenciam a decisão paterna de iniciar uma família no Brasil, utilizando modelos de análise de sobrevivência para comparar diferenças entre zonas urbanas e rurais.

O banco de dados utilizado neste trabalho provém da Pesquisa Nacional de Saúde de 2019, uma parceria entre a Fundação Oswaldo Cruz (FIOCRUZ) e o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNS foi escolhida não apenas por apresentar dados em âmbito nacional sobre a saúde, mas também por trazer informações acerca de estilos de vida, moradia, doenças crônicas e violências na população brasileira. Adicionalmente, a pesquisa incluiu medidas antropométricas de uma subamostra específica. A estrutura da PNS é composta por três questionários. Dois são respondidos por um membro residente do domicílio. Um terceiro questionário, de natureza individual, deve ser preenchido por um residente com 15 anos ou mais, escolhido entre os adultos da residência. Esse questionário fornece dados sobre

morbidade e estilos de vida dos residentes daquela unidade habitacional (Stopa et al., 2020). A amostra total da PNS 2019 possui 293.725 indivíduos, dos quais 134.442 são homens.

Na obtenção das estimativas é fundamental considerar que a PNS é uma pesquisa em que o plano amostral tem caráter complexo. Neste sentido, neste trabalho, os pesos amostrais são aplicados e ponderados, de forma que as estimativas obtidas possam ser extrapoladas para a população, que abrange 53.439.556 de homens, sendo 45.491.415 nas zonas urbanas e 7.948.141 nas zonas rurais do país.

A análise concentra-se nos dados obtidos no módulo "Paternidade e Pré-natal do Parceiro" da PNS de 2019, com foco na idade em que esses indivíduos se tornaram pais pela primeira vez. Este módulo fornece informações detalhadas sobre a paternidade, incluindo dados sobre homens que se tornaram pais pela primeira vez. Dentro da amostra analisada, um total de 30.579 homens reportaram a idade na qual se tornaram pais pela primeira vez. Para assegurar a precisão e minimizar potenciais vieses decorrentes da alta variabilidade dos dados, estabeleceu-se um critério de inclusão, limitando a faixa etária reprodutiva dos homens ao intervalo de 15 a 49 anos (Harris et al, 2011; Martinez; Daniels; Chandra, 2012).

A idade limite estabelecida para o tempo de monitoramento é de 70 anos. Homens mais velhos são passíveis de declínio significativo na fertilidade, principalmente a partir dos 35-39 anos, devido à redução da fertilidade e da qualidade do esperma, e uma continuação dessa tendência com o avançar da idade. Adicionalmente, a idade avançada dos homens está associada a menores taxas de fertilização e gravidez em ciclos de doação de óvulos (Matorras et al., 2010; Cito et al., 2019). Além desses fatores, este limite de idade inclui, aproximadamente, 94,5% da amostra total de homens, proporcionando uma cobertura abrangente da representação masculina em idade reprodutiva.

As variáveis relacionadas ao tempo de monitoramento, status do evento e demais covariáveis explicativas são definidas conforme Quadro 1.

Quadro 1 – Descrições das variáveis

Tipo	Variável	Descrição
tempo de monitoramento	idade em que o homem se tornou pai pela primeira vez	Idade do homem no momento do nascimento do primeiro filho, ou idade no final do período de monitoramento se o homem não se tornou pai durante o período do estudo
variável de evento	status	Indica se o evento de interesse (tornar-se pai) ocorreu durante o período de monitoramento. Assume valor 1 se o homem se tornou pai e 0, caso contrário (censura).
variável de estratificação	idade	Idade do homem em anos completos. Agrupa os indivíduos em diferentes faixas etárias para ajustar o modelo de riscos proporcionais de Cox, permitindo que a taxa de risco basal varie entre esses grupos etários.
covariáveis	controles de escolaridade	Assume valor 1 se o indivíduo estiver enquadrado na faixa de escolaridade específica (analfabeto, alfabetizado, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior) e 0, caso contrário.
	controles de raça	Assume valor 1 se o indivíduo estiver enquadrado na raça específica (branca, preta, amarela, parda e indígena) e 0, caso contrário.
	controles de macrorregiões	Assume valor 1 se o indivíduo é residente em uma macrorregião específica (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro Oeste) e 0, caso contrário.
	rural	Assume valor 1 se o indivíduo tem residência na zona rural e 0, caso contrário.

	casado	Assume valor 1 se o indivíduo for casado e 0, caso contrário.
	responsável pelo domicílio	Assume valor 1 se o indivíduo é o responsável pelo domicílio e 0, caso contrário.
	salário mensal	Salário mensal médio dos indivíduos em Reais.
	plano de saúde	Assume valor 1 se o indivíduo possui plano de saúde privado e 0, caso contrário.
	acesso as redes sociais	Assume valor 1 se o indivíduo acessa redes sociais, pelo menos, uma vez por dia e 0, caso contrário.
	álcool	Assume valor 1 se o indivíduo ingere bebida alcoólica pelo menos uma vez por mês e 0, caso contrário.
	fumante	Assume valor 1 se o indivíduo é fumante e 0, caso contrário.
	câncer	Assume valor 1 se o indivíduo recebeu diagnóstico de qualquer tipo de câncer e 0, caso contrário.
	coração	Assume valor 1 se o indivíduo recebeu diagnóstico de doença no coração e 0, caso contrário.
	renal	Assume valor 1 se o indivíduo recebeu diagnóstico de doença renal e 0, caso contrário.
	depressão	Assume valor 1 se o indivíduo recebeu diagnóstico de depressão e 0, caso contrário.
	colesterol alto	Assume valor 1 se o indivíduo recebeu diagnóstico de colesterol alto e 0, caso contrário.
	diabetes	Assume valor 1 se o indivíduo recebeu diagnóstico de diabetes e 0, caso contrário.
	hipertensão	Assume valor 1 se o indivíduo recebeu diagnóstico de hipertensão e 0, caso contrário.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

Para as covariáveis associadas aos controles de escolaridade, raça e região de residência as variáveis-base são, respectivamente, aquelas relacionadas aos indivíduos analfabetos, autodeclarados brancos e que residem na região Sudeste. A inclusão de variáveis relacionadas a doenças na pesquisa é justificada pela necessidade de compreender como condições de saúde impactam a decisão de paternidade e o tempo até o nascimento do primeiro filho. Diagnósticos formais de doenças crônicas podem influenciar significativamente a saúde reprodutiva e a qualidade de vida dos homens, afetando assim suas decisões familiares e reprodutivas (De Jonge; Barratt, 2019). Evidencias também apontam que as redes sociais podem influenciar as decisões reprodutivas e a saúde reprodutiva dos homens, por isso a inclusão desta covariável (Bernardi; Klärner, 2014; Langendorf; Padoin; De Suza, 2020).

Foi selecionada a classe de modelos de regressão para dados de sobrevivência baseados nos trabalhos seminais de Kaplan e Meier (1958) e de Cox (1972). Conforme destacam Fávero e Belfiore (2017), esses modelos têm como finalidade analisar a probabilidade de ocorrência de um evento em determinado período de monitoramento em função de uma ou mais variáveis preditoras. Em outras palavras, a análise se concentrará no comportamento da função de sobrevivência e da taxa de risco de ocorrência da paternidade em cada período de monitoramento.

A análise de sobrevivência tem início com a aplicação do procedimento de Kaplan-Meyer, cujo objetivo é estudar o comportamento da curva da função de sobrevivência ao evento em questão, considerando-se os tempos de monitoramento das observações da amostra,

inclusive a presença de dados censurados. Dessa forma, os valores presentes na função de sobrevivência representam as probabilidades de sobrevivência ao evento para tempos de monitoramento maiores do que *t*, sendo calculados da seguinte maneira:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j=t_0}^{t} \left(\frac{n_j - e_j}{n_j} \right) \qquad (1)$$

em que n_t representa o número de observações que não apresentaram evento ou censura até o início do tempo de monitoramento *t* e e_t representa o número de eventos que ocorrem para estas observações com tempo de monitoramento exatamente igual a *t*. Além disso, podemos definir c_t como o número de censuras que ocorrem para estas observações com tempo de monitoramento também exatamente igual a *t*. Por fim, t_0 corresponde ao menor tempo de monitoramento entre todos os monitoramentos realizados na amostra (Favero; Belfiore, 2017). Desta forma, temos que:

$$n_{t+1} = n_t - e_j - c_j \qquad (2)$$

Logo, a quantidade de censuras que ocorrem para um determinado tempo de monitoramento *t* não interfere no cálculo da probabilidade de sobrevivência para o tempo de monitoramento maior do que *t*. Entretanto, caso ocorram censuras em *t*, este fato influenciará no cálculo das probabilidades de sobrevivência ao evento para tempos de monitoramento maiores do que *t + 1*.

Com base nos cálculos das probabilidades de sobrevivência ao evento para os diferentes tempos de monitoramento, pode-se elaborar a curva da função de sobrevivência ao evento, também conhecida por curva de probabilidades de sobrevivência de Kaplan-Meier. As curvas de probabilidades de sobrevivência de Kaplan-Meier tipicamente apresentam a forma de degraus descendentes, visto que as probabilidades de sobrevivência ao evento para tempos de monitoramento maiores tendem a ser mais baixas. Por meio desta curva, é possível elaborar a curva de probabilidades de ocorrência do evento para os diferentes tempos de monitoramento, também conhecida por curva de probabilidades de falha de Kaplan-Meier, cujos valores são calculados com base na seguinte expressão:

$$\hat{F}(t) = 1 - \hat{S}(t) \qquad (3)$$

As curvas de probabilidades de falha de Kaplan-Meier tipicamente também apresentam a forma de degraus, porém agora ascendentes, já que as probabilidades de ocorrência do evento para tempos de monitoramento maiores tendem a ser mais elevadas. Além das funções de sobrevivência ao evento $\hat{S}(t)$ e de ocorrência do evento $\hat{F}(t)$, é importante que seja definida, a função da taxa de risco de ocorrência do evento, conhecida por função da taxa de falha e representada por $\hat{h}(t)$. Assim, a taxa de risco de ocorrência do evento (taxa de falha) para um tempo de monitoramento *t* pode ser definida da seguinte forma:

$$\hat{h}(t) = \frac{\textit{probabilidade de ocorrência do evento (falha) entre os tempos } t - \Delta t \textit{ e } t}{(\Delta t)(\textit{ probabilidade de ocorrência do evento (falha) após o tempo } t - \Delta t)} \qquad (4)$$

Logo, fazendo uso da expressão (3), temos que:

$$\hat{h}(t) = \frac{\hat{S}(t-\Delta t) - \hat{S}(t)}{(\Delta t)\hat{S}(t-\Delta t)} \qquad (5)$$

Mais do que simplesmente definir a função da taxa de risco (taxa de falha) de ocorrência do evento, é necessário estudar como esta pode sofrer influência do comportamento de variáveis explicativas estimando o modelo semiparamétrico de riscos proporcionais de Cox, que é uma extensão natural do procedimento Kaplan-Meier, porém com características de regressão. Seguindo Fávero e Belfiore (2017), a expressão da taxa de falha em função de variáveis preditoras é definida da seguinte forma:

$$\hat{h}(t) = \hat{h}_{0i}(t)e^{(\beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki})} \qquad (6)$$

em que $\hat{h}_0(t)$ representa o risco basal para um tempo de monitoramento *t*, e corresponde ao risco de ocorrência do evento em *t* para determinada observação *i*, quando todas as suas variáveis explicativas apresentarem valores iguais a zero. Além disso, β_j *(j = 1, 2, ..., k)* são os parâmetros estimados de cada variável explicativa, X_j são as variáveis explicativas (métricas ou *dummies*) e o subscrito *í* representa cada observação da amostra (*i = 1, 2, ..., n*, em que *n* é o tamanho da amostra). A expressão (6), que estima o risco de ocorrência do evento para determinada observação *i* monitorada por um período de tempo *t* com base no comportamento de suas variáveis explicativas *X*, também pode ser escrita da seguinte forma:

$$ln\left[\hat{h}(t)\right] = ln\left[\hat{h}_{0i}(t)\right] + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki} \qquad (7)$$

em que cada parâmetro β_j pode ser interpretado como o incremento estimado no logaritmo da taxa de risco quando a respectiva variável *X* aumenta em uma unidade, mantidas as demais condições constantes. Logo, cada $e^{\beta j}$ representa o incremento na taxa de risco de ocorrência do evento, relativamente à taxa de risco basal, quando a respectiva variável X_j aumenta em unidade, mantidas as demais condições constantes.

Com base na expressão (6) e considerando a relação entre a função da taxa de risco de ocorrência do evento e a função de sobrevivência ao evento, dada por meio da expressão (5), podemos escrever que:

$$\hat{S}(t) = \hat{S}_{0i}(t)e^{(\beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki})} \qquad (8)$$

em que $\hat{S}_0(t)$ representa a função de sobrevivência basal para um tempo de monitoramento *t*, e corresponde à probabilidade de sobrevivência ao evento em *t* para determinada observação *i*, quando todas as suas variáveis explicativas apresentarem valores iguais a zero.

O modelo de riscos proporcionais de Cox tem este nome uma vez que assume o princípio da proporcionalidade, ou seja, parte do princípio de que nenhuma variável explicativa X_j seja dependente do tempo de monitoramento. Além disso, a regressão de Cox é considerada semiparamétrica, uma vez que, enquanto estima as funções de sobrevivência basal $\hat{S}_0(t)$ e de risco basal $\hat{h}_0(t)$ de forma não paramétrica, dado que estas funções apresentam distribuições desconhecidas, estima os parâmetros β_j de forma paramétrica, por meio de máxima

verossimilhança parcial.

Na análise de sobrevivência, especialmente ao lidar com microdados complexos, é comum identificar problemas relacionados à heterogeneidade das variáveis. Uma dessas questões centrais é a violação do pressuposto de riscos proporcionais, que é fundamental no modelo de Cox. Este pressuposto implica que a razão de riscos entre dois indivíduos é constante ao longo do tempo, o que nem sempre é viável em conjuntos de dados complexos.

Para contornar essa limitação e melhorar a precisão do modelo, é utilizado um modelo estratificado por idade. A estratificação considera cada valor único na variável relacionada a idade como um estrato separado, de forma que cada estrato terá sua própria função de risco basal na análise de Cox. Isso significa que o modelo não assume que a função de risco basal é a mesma para todas as idades e, portanto, cada coeficiente representará o efeito médio da variável em todas as categorias de idade. A analise estratificada consiste em dividir os dados de sobrevivência em *m* estratos, de acordo com uma indicação de violação da suposição (Samuelsen; Anestad; Skrondal, 2007). O modelo estratificado é expresso por:

$$S_{ij}(t) = \hat{S}_{0j}(t) e^{\left(\beta X'_{ij}\right)} \qquad (9)$$

para $j = 1, ..., m$ e $i = 1, ..., n_j$, sendo n_j o número de observações no j-ésimo estrato. As funções basais $\lambda_{01}, ..., \lambda_{0m}$, são arbitrárias e completamente não relacionadas. A estratificação não cria complicações na estimação do vetor de parâmetros β. Uma função de verossimilhança parcial é construída para cada estrato e a estimação dos β's e baseada na soma dos logaritmos das funções de verossimilhanças parciais, da forma:

$$\ell(\beta) = \left[\ell_1(\beta) + \ldots + \ell_m(\beta)\right] \qquad (10)$$

com $\ell_j(\beta) = log\left[L_j(\beta)\right]$ obtida usando somente os dados dos indivíduos no j-ésimo estrato. As derivadas são encontradas por meio da soma das derivadas obtidas para cada estrato e, então, $\ell(\beta)$ é maximizada em relação a β.

3. Apresentação e Discussão dos Resultados

Este trabalho busca examinar o impacto de fatores sociodemográficos, de saúde e de acesso às redes sociais na decisão dos homens de se tornarem pais, considerando as diferenças entre zonas urbanas e rurais. Com este foco, são estimados dois modelos distintos: um para homens residentes em áreas urbanas e outro para aqueles em áreas rurais. Esta abordagem permite uma análise comparativa detalhada, destacando as particularidades que diferenciam as experiências de paternidade nos dois contextos. A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas tanto para a amostra quanto para a população estimada.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variáveis	Amostra				População Estimada	
	média	desvio padrão	mínimo	máximo	média	erro padrão
idade em que o homem se tornou pai pela primeira vez	25,47	5,74	15	49	25,75	0,0606
idade	31,65	19,08	0	70	39,85	0,1299

status	0,2115	0,4084	0	1	0,6769	0,0051
analfabeto	0,1012	0,2743	0	1	0,0300	0,0014
alfabetizado	0,3897	0,4797	0	1	0,2574	0,0045
ensino fundamental	0,1535	0,3546	0	1	0,1689	0,0041
ensino médio	0,2589	0,4331	0	1	0,3790	0,0055
ensino superior	0,0967	0,2871	0	1	0,1647	0,0046
raça branca	0,3428	0,4746	0	1	0,4253	0,0055
raça preta	0,1057	0,3075	0	1	0,1189	0,0033
raça amarela	0,0054	0,0735	0	1	0,0087	0,0010
raça parda	0,5384	0,4985	0	1	0,4405	0,0052
raça indígena	0,0076	0,0869	0	1	0,0065	0,0011
região norte	0,2293	0,4204	0	1	0,0822	0,0019
região nordeste	0,3528	0,4778	0	1	0,2434	0,0038
região sul	0,1110	0,3142	0	1	0,1526	0,0031
região sudeste	0,1967	0,3975	0	1	0,4389	0,0060
região centro oeste	0,1101	0,3130	0	1	0,0829	0,0022
rural	0,2565	0,4367	0	1	0,1488	0,0038
casado	0,2869	0,4523	0	1	0,4780	0,0055
responsável pelo domicílio	0,3332	0,4714	0	1	0,6324	0,0056
salário mensal	2205,86	3451,25	6	150000	2531,27	60,8935
plano de saúde	0,1969	0,3976	0	1	0,2831	0,0056
acesso as redes sociais	0,2077	0,4056	0	1	0,8007	0,0039
álcool	0,1613	0,3679	0	1	0,5892	0,0058
fumante	0,0507	0,2194	0	1	0,1582	0,0039
câncer	0,0044	0,0662	0	1	0,0108	0,0010
coração	0,0115	0,1064	0	1	0,0287	0,0017
renal	0,0036	0,0601	0	1	0,0085	0,0010
depressão	0,0138	0,1166	0	1	0,0397	0,0022
colesterol alto	0,0314	0,1744	0	1	0,0960	0,0031
diabetes	0,0173	0,1303	0	1	0,0422	0,0020
hipertensão	0,0574	0,2325	0	1	0,1573	0,0039

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

A partir das estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 1 observa-se que a idade média em que os homens se tornam pais é consistentemente em torno dos 25 anos, tanto na amostra quanto na população estimada, refletindo um padrão comum de paternidade no Brasil.

As discrepâncias observadas entre a amostra e a população estimada em variáveis como escolaridade, raça, região de residência e acesso às redes sociais podem ser atribuídas a diferenças na composição demográfica e socioeconômica da amostra em relação à população geral. Por exemplo, a maior prevalência de acesso às redes sociais na população estimada pode refletir a crescente digitalização e conectividade na sociedade brasileira, um fator que pode influenciar as percepções e decisões sobre paternidade. Além disso, as diferenças nas variáveis

de saúde, como o consumo de álcool e a prevalência de doenças crônicas, sugerem variações no estilo de vida e nos desafios de saúde enfrentados por diferentes segmentos da população masculina (Rehman; Ahmad; Alshahrani. 2018). A Tabela 2 apresenta a distribuição de frequências da variável *status* relacionada ao evento "primeira paternidade".

Tabela 2 - Distribuição de frequências da variável *status*

Status	Frequência absoluta	Frequência percentual	Frequência acumulada
Censura	103.863	77,34	77,34
Evento (primeira paternidade)	30.438	22,66	100,00
Total	134.301	100,00	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNS 2019.

De acordo com os dados da Tabela 2, 103.863 indivíduos, ou 77,34% da amostra total, estão na categoria de censura, indicando que a maioria dos indivíduos na amostra não se tornou pai durante o período de observação. Por outro lado, 30.438 indivíduos, correspondendo a 22,66% da amostra, estão na categoria de evento, indicando que experimentaram a paternidade pela primeira vez.

A Tabela 3 apresenta os resultados das estimativas da função de sobrevivência para a primeira paternidade relativas à amostra de homens da zona urbana e obtidas através do procedimento de Kaplan-Meier.

Tabela 3 - Probabilidades de sobrevivência ao evento "primeira paternidade" para cada tempo de monitoramento dos homens da zona urbana do Brasil

Tempo (idade)	Total inicial	Falhas	Função de sobrevivência	Erro padrão	Intervalo de confiança (95%)	
					lim. inferior	lim. superior
15	21535	94	0,9956	0,0004	0,9947	0,9964
16	21441	253	0,9839	0,0009	0,9821	0,9855
17	21188	503	0,9605	0,0013	0,9578	0,9630
18	20685	907	0,9184	0,0019	0,9147	0,9220
19	19778	1057	0,8693	0,0023	0,8648	0,8738
20	18721	1339	0,8072	0,0027	0,8018	0,8124
21	17382	1342	0,7448	0,0030	0,7390	0,7506
22	16040	1578	0,6716	0,0032	0,6652	0,6778
23	14462	1568	0,5987	0,0033	0,5922	0,6053
24	12894	1386	0,5344	0,0034	0,5277	0,5410
25	11508	1738	0,4537	0,0034	0,4470	0,4603
26	9770	1407	0,3883	0,0033	0,3818	0,3949
27	8363	1184	0,3334	0,0032	0,3271	0,3397
28	7179	1172	0,2789	0,0031	0,2730	0,2849
29	6007	841	0,2399	0,0029	0,2342	0,2456
30	5166	1071	0,1902	0,0027	0,1849	0,1954
31	4095	647	0,1601	0,0025	0,1552	0,1650
32	3448	658	0,1296	0,0023	0,1251	0,1341
33	2790	535	0,1047	0,0021	0,1007	0,1088
34	2255	431	0,0847	0,0019	0,0810	0,0885

35	1824	402	0,0660	0,0017	0,0628	0,0694
36	1422	291	0,0525	0,0015	0,0496	0,0556
37	1131	230	0,0418	0,0014	0,0392	0,0446
38	901	220	0,0316	0,0012	0,0293	0,0340
39	681	134	0,0254	0,0011	0,0234	0,0276
40	547	165	0,0177	0,0009	0,0160	0,0196
41	382	90	0,0136	0,0008	0,0121	0,0152
42	292	76	0,0100	0,0007	0,0088	0,0114
43	216	61	0,0072	0,0006	0,0061	0,0084
44	155	38	0,0054	0,0005	0,0045	0,0065
45	117	46	0,0033	0,0004	0,0026	0,0041
46	71	19	0,0024	0,0003	0,0018	0,0031
47	52	19	0,0015	0,0003	0,0011	0,0021
48	33	22	0,0005	0,0002	0,0003	0,0009
49	11	11	0,0000	- -	- -	- -

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

A função de sobrevivência relacionada ao evento de "se tornar pai pela primeira vez" para os homens urbanos mostrada na Tabela 3 indica uma diminuição progressiva com o aumento da idade. Inicialmente, aos 15 anos, a probabilidade de um homem ainda não ter se tornado pai é extremamente alta, em torno de 99,56%. No entanto, essa probabilidade cai de forma acentuada com o passar dos anos, Por exemplo, aos 30 anos, apenas cerca de 19% dos homens da amostra ainda não tinham experimentado a paternidade,

Essa tendência decrescente é consistente e contínua ao longo do tempo de monitoramento, com quedas acentuadas em idades específicas, como aos 18, 20, 25 e 30 anos, Estes pontos podem ser considerados como idades críticas na transição para a primeira paternidade dos homens urbanos. Os resultados sugerem que, na zona urbana, a decisão ou a oportunidade de se tornar pai é influenciada pela idade, com uma probabilidade significativamente menor de paternidade à medida que os homens envelhecem, especialmente após os 20 anos (Tejada et al, 2017).

A Tabela 4, por sua vez, apresenta os resultados das estimativas da função de sobrevivência para a primeira paternidade relativas à amostra de homens da zona rural via procedimento de Kaplan-Meier.

Tabela 4 - Probabilidades de sobrevivência ao evento "primeira paternidade" para cada tempo de monitoramento dos homens da zona rural do Brasil

Tempo (idade)	Total inicial	Falhas	Função de sobrevivência	Erro padrão	Intervalo de confiança (95%)	
					lim. inferior	lim. superior
15	8903	40	0,9955	0,0007	0,9939	0,9967
16	8863	107	0,9835	0,0014	0,9806	0,9859
17	8756	222	0,9586	0,0021	0,9542	0,9625
18	8534	382	0,9156	0,0029	0,9097	0,9212
19	8152	467	0,8632	0,0036	0,8559	0,8702
20	7685	695	0,7851	0,0044	0,7765	0,7935
21	6990	626	0,7148	0,0048	0,7053	0,7241
22	6364	815	0,6233	0,0051	0,6131	0,6332
23	5549	797	0,5338	0,0053	0,5233	0,5441

24	4752	663	0,4593	0,0053	0,4489	0,4696
25	4089	760	0,3739	0,0051	0,3639	0,3840
26	3329	609	0,3055	0,0049	0,2960	0,3151
27	2720	472	0,2525	0,0046	0,2435	0,2616
28	2248	422	0,2051	0,0043	0,1968	0,2135
29	1826	300	0,1714	0,0040	0,1637	0,1793
30	1526	338	0,1334	0,0036	0,1265	0,1406
31	1188	190	0,1121	0,0033	0,1056	0,1188
32	998	186	0,0912	0,0031	0,0853	0,0973
33	812	136	0,0759	0,0028	0,0705	0,0816
34	676	124	0,0620	0,0026	0,0571	0,0671
35	552	103	0,0504	0,0023	0,0460	0,0551
36	449	88	0,0405	0,0021	0,0366	0,0448
37	361	65	0,0332	0,0019	0,0297	0,0371
38	296	78	0,0245	0,0016	0,0214	0,0279
39	218	37	0,0203	0,0015	0,0176	0,0234
40	181	47	0,0151	0,0013	0,0127	0,0177
41	134	28	0,0119	0,0011	0,0098	0,0143
42	106	31	0,0084	0,0010	0,0067	0,0105
43	75	18	0,0064	0,0008	0,0049	0,0082
44	57	10	0,0053	0,0008	0,0039	0,0070
45	47	18	0,0033	0,0006	0,0022	0,0046
46	29	10	0,0021	0,0005	0,0013	0,0033
47	19	9	0,0011	0,0004	0,0006	0,0020
48	10	6	0,0004	0,0002	0,0002	0,0011
49	4	4	0,0000	- -	- -	- -

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Os resultados da Tabela 4 também indicam tendência de diminuição na probabilidade de se tornar pai pela primeira vez com o avanço da idade dos homens rurais. Inicialmente, aos 15 anos, a probabilidade de um homem da amostra rural ainda não ter se tornado pai é muito alta, aproximadamente 99,55%. No entanto, essa probabilidade diminui progressivamente com o passar dos anos. Aos 20 anos, a probabilidade cai para cerca de 78,51%, e aos 30 anos, reduz-se ainda mais para aproximadamente 13,34%. Essa tendência decrescente é contínua ao longo das idades analisadas, com quedas acentuadas na probabilidade de não ter se tornado pai, especialmente entre as idades de 18 e 22 anos, sugerindo que esse é o período crítico para a transição para a paternidade na zona rural.

Em uma análise comparativa, a partir do procedimento de Kaplan-Meier, é possível perceber que, tanto na zona urbana quanto na zona rural, a probabilidade de se tornar pai pela primeira vez diminui com a idade. No entanto, a taxa de declínio e os pontos de inflexão variam. Na zona urbana, a diminuição na função de sobrevivência parece ser mais gradual, enquanto na zona rural, observa-se um declínio mais acentuado em idades específicas. Os resultados sugerem que na zona rural a transição para a paternidade parece ocorrer em uma faixa etária mais jovem em comparação com a zona urbana.

As diferenças observadas podem ser atribuídas a fatores socioeconômicos e culturais distintos que prevalecem nas zonas urbana e rural. Na zona rural, fatores como tradições familiares, acesso limitado a educação e serviços de saúde e a economia baseada na agricultura podem influenciar a decisão de se tornar pai mais cedo. Por outro lado, na zona urbana, fatores

como maior acesso à educação, diferentes oportunidades de carreira e tendências culturais podem levar a um adiamento da paternidade (Anderson; Schneider, 2014).

A Tabela 5 apresenta as estimativas para o modelo de riscos proporcionais de Cox para a população, tanto para os homens da cidade, quanto para os homens do campo.

Tabela 5 – Razões de risco comparativas na decisão de paternidade entre homens urbanos e rurais no Brasil

Variáveis	Modelo padrão		Modelo estratificado	
	urbano	rural	urbano	rural
alfabetizado	1,1110 (0,0774)	0,8475** (0,0663)	1,1629** (0,0814)	0,8897* (0,0628)
ensino fundamental	0,9495 (0,0710)	0,6936*** (0,0660)	1,1968** (0,0887)	0,8081** (0,0684)
ensino médio	0,7224*** (0,0520)	0,5856*** (0,0528)	0,8806* (0,0636)	0,6465*** (0,0538)
ensino superior	0,5352*** (0,0412)	0,4656*** (0,0550)	0,5894*** (0,0445)	0,4444*** (0,0516)
raça preta	1,1597*** (0,0537)	1,0218 (0,0710)	1,1860*** (0,0519)	1,0079 (0,0902)
raça amarela	0,9190 (0,1323)	0,8214 (0,1247)	0,8143 (0,1214)	0,7390** (0,1127)
raça parda	1,1718*** (0,0396)	1,0525 (0,0498)	1,1852*** (0,0354)	1,1022** (0,0468)
raça indígena	1,1588 (0,2927)	1,0330 (0,2054)	1,3006 (0,2810)	1,1123 (0,2208)
região norte	1,3679*** (0,0542)	1,3798*** (0,0870)	1,3113*** (0,0517)	1,3856*** (0,0823)
região nordeste	1,1876*** (0,0395)	1,1400** (0,0679)	1,1627*** (0,0385)	1,1088* (0,0595)
região sul	1,0646* (0,0389)	1,0418 (0,0670)	1,0640* (0,0379)	1,0536 (0,0638)
região centro oeste	1,2144*** (0,0470)	1,1083 (0,0896)	1,2095*** (0,0458)	1,0777 (0,0770)
casado	2,1249*** (0,0644)	1,9664*** (0,0959)	1,6060*** (0,0447)	1,6783*** (0,0721)
responsável pelo domicílio	1,4978*** (0,0492)	1,9146*** (0,1207)	1,1117*** (0,0332)	1,3224*** (0,0679)
salário mensal	1,0000*** (0,0001)	1,0000*** (0,0001)	1,0000 (0,0001)	1,0000** (0,0001)
plano de saúde	0,9568 (0,0338)	1,1013 (0,724)	0,9241** (0,0291)	1,0923 (0,0693)
acesso as redes sociais	0,9087*** (0,0302)	0,9654 (0,0459)	1,0883** (0,0382)	1,0308 (0,0444)
álcool	1,1572*** (0,0323)	1,0847* (0,0468)	1,1311*** (0,0294)	1,0340 (0,0393)
fumante	1,1023** (0,0432)	1,0629 (0,0620)	1,0989** (0,0430)	1,0669 (0,0535)
câncer	1,2357** (0,1020)	1,1692 (0,1373)	1,0700 (0,0958)	1,2822** (0,1591)
coração	1,0582 (0,0821)	1,0574 (0,1094)	1,0456 (0,0723)	1,0824 (0,1133)

renal	1,0271 (0,1745)	1,2048 (0,3097)	1,1913 (0,1332)	1,0774 (0,2726)
depressão	1,0906 (0,0715)	1,0244 (0,0868)	1,0771 (0,0691)	1,0133 (0,0975)
colesterol alto	1,0532 (0,0402)	1,1369** (0,0700)	0,9884 (0,0377)	1,0729 (0,0657)
diabetes	1,0882 (0,0598)	1,0225 (0,0990)	1,0481 (0,0583)	1,0834 (0,1001)
hipertensão	1,1343*** (0,0366)	1,0823 (0,0557)	0,9577 (0,0313)	1,0735 (0,0544)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.
Notas: Significância (***) = 1%; (**) = 5%; (*) = 10%. Erros-padrão das estimativas entre parênteses.

A escolha do modelo estratificado por idade na análise de sobrevivência justifica-se pela necessidade de controlar variáveis de confusão, especialmente a idade, que exerce influência significativa na decisão de paternidade. Esta abordagem permite uma análise mais precisa ao considerar a heterogeneidade entre os subgrupos de homens urbanos e rurais (Samuelsen; Anestad; Skrondal, 2007). Na Tabela 5 observa-se que os desvios-padrão nos modelos estratificados tendem a ser menores, indicando estimativas mais precisas. A apresentação das estimativas do modelo tradicional (sem estratificação) serve como análise de robustez, além de permitir comparações para confirmar a consistência dos resultados.

Na Tabela 5, observa-se uma distinção na influência da escolaridade na decisão de paternidade entre homens urbanos e rurais. Para os homens urbanos, o nível de escolaridade superior apresenta uma razão de risco de 0,5894, indicando menor probabilidade de se tornarem pais, o que reflete uma decisão mais planejada ou adiada. Por outro lado, nos homens rurais, a escolaridade fundamental e média, com razões de risco de 0,8081 e 0,6465, respectivamente, sugerem menor tendência à paternidade comparada aos menos educados, possivelmente devido a diferentes oportunidades e tradições culturais nas áreas rurais (Anderson; Schneider, 2014).

Em relação às variáveis relacionadas a raça dos indivíduos, os resultados indicam diferenças na paternidade entre homens urbanos e rurais. Para homens urbanos, a raça preta (razão de risco de 1,1860) e parda (razão de risco de 1,1852) mostram maior probabilidade de paternidade em comparação com a raça branca, sugerindo influências culturais e socioeconômicas na decisão de paternidade. Em contraste, para homens rurais, as diferenças são menos acentuadas, com a raça preta tendo uma razão de risco de 1,0079 e a raça parda uma razão de risco de 1,1022, indicando menor variação na probabilidade de paternidade entre diferentes raças nesse contexto. As raças amarela e indígena não parecem ter grande influências na decisão de paternidade dos homens, tanto urbanos quanto rurais.

Em áreas urbanas, a região Norte (razão de risco de 1,3113) e Nordeste (1,1627) exibem maiores probabilidades de paternidade comparadas à região Sudeste. Já em áreas rurais, essas diferenças são mais acentuadas: a região Norte tem uma razão de risco de 1,3856, e a região Nordeste, 1,1088, indicando uma tendência mais forte à paternidade em comparação com o Sudeste. Nos homens urbanos, a região Centro-Oeste apresenta uma razão de risco de 1,2095, indicando uma probabilidade ligeiramente maior de paternidade em comparação com o Sudeste, enquanto o Sul mostra uma razão de risco de 1,0640, sugerindo uma diferença menos pronunciada. Os resultados sugerem que, tanto em áreas urbanas quanto rurais, as regiões Centro-Oeste e Sul têm tendências à paternidade ligeiramente maiores que o Sudeste, mas as diferenças são mais sutis do que nas regiões Norte e Nordeste. Isso sugere que as influências regionais na decisão de paternidade podem ser menos acentuadas no Centro-Oeste e Sul.

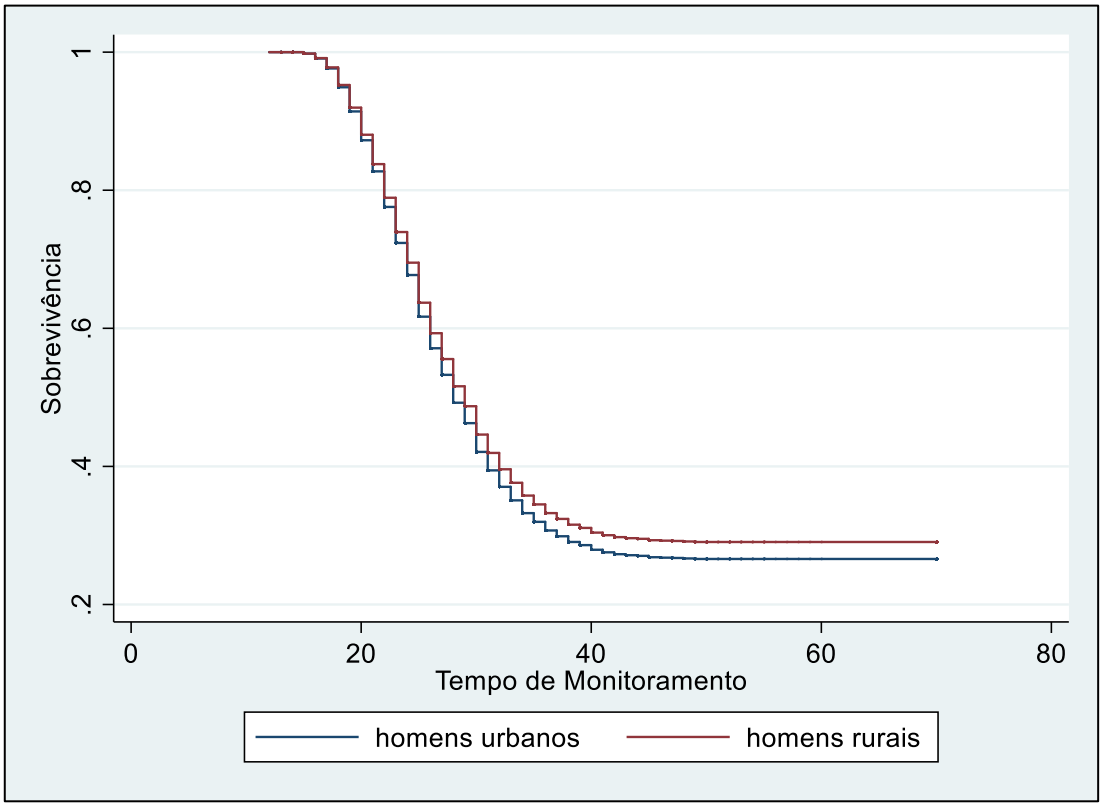
Ainda da Tabela 5, é possível observar que homens urbanos casados apresentam uma probabilidade significativamente maior de paternidade, assim como aqueles que são

responsáveis pelo domicílio. Entretanto, a influência do salário e do acesso às redes sociais é menos significativa. Por outro lado, em áreas rurais, estar casado e ser o responsável pelo domicílio também aumentam a probabilidade de paternidade. Contudo, o salário e o acesso às redes sociais não demonstram impacto estatisticamente significativo. Os resultados sugerem que, em zonas rurais, aspectos econômicos e de conectividade digital têm menos influência nas decisões sobre paternidade, destacando a relevância de fatores sociais e familiares (Rose, 2011).

Em relação às morbidades e aos comportamentos relacionados à saúde, é possível observar diferenças entre homens urbanos e rurais. Entre os urbanos, possuir plano de saúde (razão de risco de 0,9241), consumo de álcool (1,1311) e ser fumante (1,0989) têm influência significativa na paternidade. Já em áreas rurais, possuir plano de saúde e ser fumante mostram efeitos não estatisticamente significativos, assim como o consumo de álcool. A falta de significância estatística para algumas dessas variáveis em áreas rurais sugere que questões de saúde e comportamentos de risco podem ter um papel menos determinante na decisão de paternidade nesse contexto, em comparação com áreas urbanas.

A Figura 1 apresenta as curvas de probabilidades de sobrevivência à primeira paternidade para homens urbanos e do campo.

Figura 1 – Curvas de probabilidades de sobrevivência à primeira paternidade para homens urbanos e rurais no Brasil



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

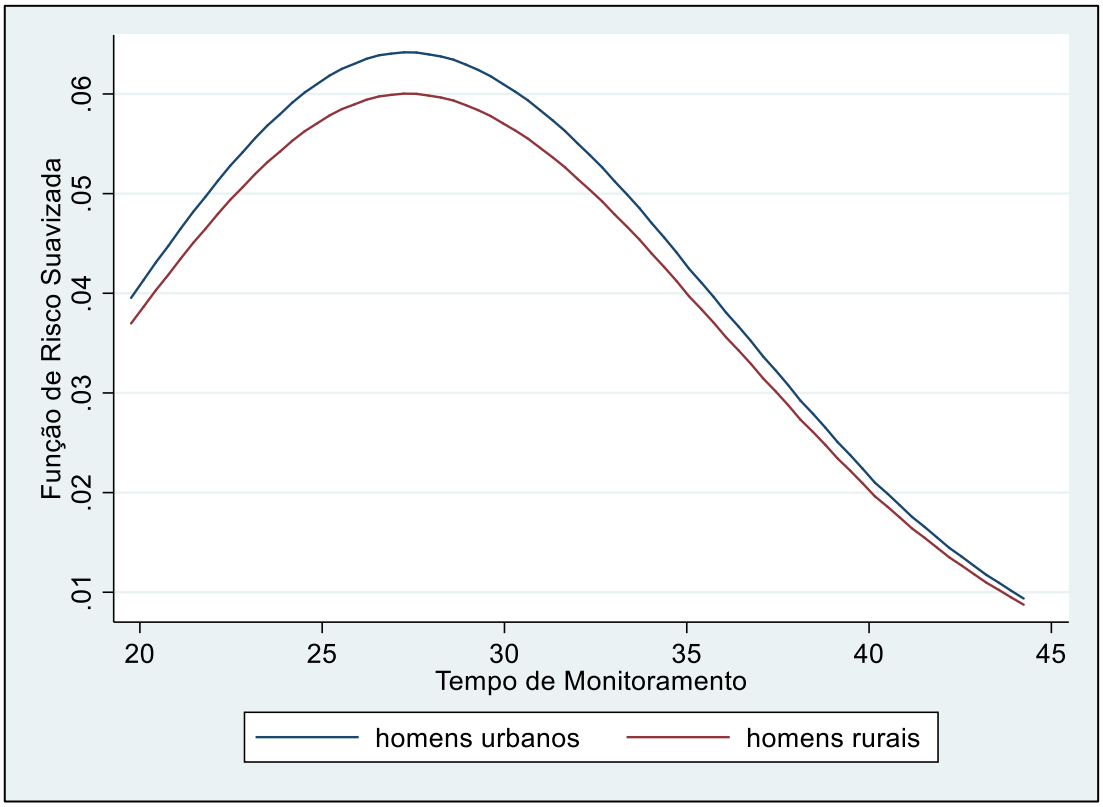
Analisando as curvas de sobrevivência por idade entre homens urbanos e rurais da Figura 1, observa-se uma diferença nas trajetórias de sobrevivência. Homens em áreas urbanas tendem a se tornar pais em idades mais jovens, como indicado pela declividade mais acentuada de sua curva de sobrevivência. Por outro lado, a curva para homens rurais mostra uma sobrevivência mais prolongada sem paternidade em idades mais jovens, sugerindo que eles se tornam pais mais tarde na vida.

A partir dos 40 anos, as curvas de sobrevivência para homens urbanos e rurais mostram uma diferença constante. Isso indica que, embora a probabilidade de se tornar pai diminua com a idade para ambos os grupos, a disparidade na taxa de paternidade entre áreas urbanas e rurais se mantém estável após os 40 anos. Isso sugere que os fatores que influenciam a decisão de se tornar pai em idades mais jovens nas áreas rurais, como tradições culturais ou pressões econômicas, podem ter menos impacto a partir desta idade, resultando em padrões similares de paternidade tardia em ambas as zonas (Instituto Promundo, 2019).

A Figura 2 apresenta as curvas da taxa de risco de ocorrência de primeira paternidade, em que são separados os comportamentos dos homens urbanos daqueles que residem no campo. A Figura 2 mostra que ambas as curvas partem de um ponto semelhante em torno dos 20 anos, indicando que a propensão para se tornar pai pela primeira vez começa a aumentar nessa idade para ambos os grupos. No entanto, a taxa de risco para homens urbanos começa ligeiramente mais alta do que para os rurais, o que pode sugerir uma inclinação marginalmente maior para a paternidade precoce nas áreas urbanas nessa faixa etária específica.

À medida que as curvas crescem até aproximadamente os 28 anos, observa-se um aumento contínuo na probabilidade de se tornar pai, atingindo o pico nessa idade. Este padrão sugere que os anos finais da juventude são um período crítico para a transição para a paternidade em ambos os contextos. Notavelmente, a curva para homens urbanos atinge uma taxa de risco mais alta no pico (0,065) em comparação com os homens rurais (0,060), sugerindo uma probabilidade ligeiramente maior de paternidade nessa idade nas áreas urbanas.

Figura 2 – Curvas das taxas de risco de ocorrência da primeira paternidade para homens urbanos e rurais no Brasil



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Após o pico aos 28 anos, as taxas de risco começam a declinar para ambos os grupos, refletindo uma redução na probabilidade de se tornar pai pela primeira vez à medida que os

homens envelhecem. Esta tendência de declínio é consistente com o que se esperaria, dado que os homens geralmente começam famílias mais cedo na vida (Instituto Promundo, 2019).

A partir dos 30 anos, as curvas começam a convergir e a diferença nas taxas de risco entre homens urbanos e rurais diminui. Esta convergência sugere que, embora haja diferenças nas taxas de paternidade inicial entre áreas urbanas e rurais, essas diferenças se tornam menos pronunciadas à medida que os homens entram em seus 30 e 40 anos. Aos 44 anos, as taxas de risco são quase idênticas entre os grupos, indicando que a probabilidade de se tornar pai pela primeira vez é aproximadamente semelhante em ambas as áreas para homens nessa faixa etária. Em síntese, as diferenças de probabilidade de se tornar pai pela primeira vez se atenuam com a idade, resultando em padrões de paternidade mais similares em idades mais avançadas (Kaltsas et al., 2023).

As Figuras 1 e 2 mostram a existência de comportamentos discrepantes entre os homens urbanos e rurais, no que diz respeito ao risco de se tornarem pais pela primeira vez. Sendo assim, é aplicado o teste *Log-rank* para verificar a existência de diferenças estatisticamente significantes entre as curvas das funções de sobrevivência ao evento (ou de risco de ocorrência do evento) para os grupos de homens urbanos e rurais. A Tabela 6 apresenta os resultados para o teste *Log-rank* aplicado aos dados amostrais.

Tabela 6 – Resultados do teste *Log-rank* para igualdade de funções de sobrevivência

Subamostra	Eventos Observados	Eventos Esperados
Homens urbanos	21535	22760,23
Homens rurais	8903	7677,77
Total	30438	30438,00
Estatística χ^2	265,08	
p-value	0,0000	

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

A hipótese nula do teste *Log-rank* estabelece que as duas curvas de sobrevivência ao evento sejam estatisticamente iguais. Logo, os resultados expostos na Tabela 6 apontam que as curvas das probabilidades de sobrevivência à primeira paternidade são diferentes para os grupos de homens urbanos e rurais, corroborando as evidências anteriores de que a probabilidade de se tornar pai pela primeira vez ao longo do tempo varia significativamente entre homens da cidade e do campo.

5. Considerações Finais

Ao aplicar modelos de análise de sobrevivência aos dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019, este estudo obtém resultados relevantes sobre as dinâmicas familiares entre famílias urbanas e rurais no Brasil. Explorando os determinantes sociodemográficos, econômicos, de saúde e de acesso às redes sociais, o estudo revela tendências distintas na decisão de paternidade em ambientes urbanos e rurais. A análise comparativa das funções de sobrevivência e das taxas de risco para a primeira paternidade mostrou que a probabilidade de se tornar pai pela primeira vez diminui com a idade, com diferenças entre as zonas urbanas e rurais.

Homens urbanos tendem a se tornar pais mais tarde, enquanto na zona rural, a paternidade ocorre mais cedo. Essas diferenças podem ser atribuídas a variações socioeconômicas e

culturais. Fatores como tradições familiares, acesso à educação e saúde e a economia agrícola nas áreas rurais influenciam a paternidade precoce. Enquanto isso, nas áreas urbanas, a educação e oportunidades de carreira contribuem para o adiamento da paternidade.

Políticas públicas focadas em educação sexual e reprodutiva, acesso a serviços de saúde reprodutiva e programas de conscientização sobre paternidade responsável poderiam ser implementadas e direcionadas aos homens na pós-adolescência e nos adultos jovens. Iniciativas que promovam igualdade de gênero e oportunidades econômicas nas áreas rurais também são essenciais. Além disso, campanhas nas redes sociais podem ser usadas para disseminar informações e quebrar estigmas associados à paternidade tardia. Estas medidas podem auxiliar na formação de famílias mais planejadas e conscientes, adaptando-se às realidades tanto urbanas quanto rurais.

Referências

ANDERSON, J. S. N.; SCHNEIDER, S. Brazilian demographic transition and the strategic role of youth. **Space Populations Societies**, n. 2014/2-3, 2014.

BAKERMAN-KRANENBURG, M.; LOTZ, A.; ALYOUSEFI-VAN DIJK, K.; VAN IJZENDOORN, M. H. Birth of a Father: Fathering in the First 1,000 Days. **Child Development Perspectives**, v. 13, p. 247-253, 2019.

BERNARDI, L.; KLÄRNER, A. Social networks and fertility. **Demographic Research**. v. 30, p. 641-670, 2014.

CITO, G.; COCCIA, M.; PICONE, R.; COCCI, A.; RUSSO, G.; GARAFFA, G.; FUCCI, R.; BERTOCCI, F.; BORRANI, E.; BASILE, V.; MICELLI, E.; CRISCUOLI, L.; SERNI, S.; CARINI, M.; NATALI, A. Impact of advanced paternal age on the intracytoplasmic sperm injection (ICSI) outcomes in donor egg cycles. **Translational andrology and urology**, v. 8 Suppl 1, p. S22-S30, 2019.

CLEMENTINO, C. R. S. **Eu não quero ser mãe, assim como muitas mulheres**. Dissertação (Mestrado em Demografia). Programa de Pós-Graduação em Demografia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, p. 50, 2021.

COALE, A. J. Demographic Transition. *In*: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (org.). **Social Economics**. London: Palgrave Macmillan UK, 1989. (The New Palgrave). p. 16–23.

COX, D. R. Regression models and life tables. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 34, n. 2, p. 187-220, 1972.

DE JONGE, C.; BARRATT, C. L. R. The present crisis in male reproductive health: an urgent need for a political, social, and research roadmap. **Andrology**, v. 7, n. 6, p. 762-768, 2019.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados**: Estatística e modelagem multivariada com Excel, SPSS e Stata. Rio de Janeiro: Elsevier Brasil, 2017.

KAPLAN, E. L.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observations. **Journal of the American Statistical Association**, v. 53, n. 282, p. 457-481, 1958.

KARIMAN, N.; AMERIAN, M.; JANNATI, P.; SALMANI, F. Factors influencing first childbearing timing decisions among men: Path analysis. **International Journal of Reproductive Biomedicine**, v. 14, p. 589-596, 2016.

HARRIS, I.; FRONCZAK, C.; ROTH, L.; MEACHAM, R. Fertility and the aging male. **Reviews in Urology**, v. 13, n. 4, p. e184-190, 2011.

HUMM, K.; SAKKAS, D. Role of increased male age in IVF and egg donation: is sperm DNA fragmentation responsible? **Fertility and Sterility**, v. 99, n. 1, p. 30-36, 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Tabela 1209**: População, por grupos de idade. [S. l.], 2023. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1209>. Acesso em: 23 jan. 2024.

INSTITUTO PROMUNDO. **A situação da paternidade no Brasil (2019):** Tempo de agir. Rio de Janeiro: Instituto Promundo, 2019. Disponível em: https://promundointernational.org.br/wp-content/uploads/2019/08/relatorio_paternidade_promundo_06-3-1.pdf. Acesso em: 16 jan. 2023.

KALTSAS, A.; MOUSTAKLI, E.; ZIKOPOULOS, A.; GEORGIOU, I.; DIMITRIADIS, F.; SYMEONIDIS, E. N.; ...; ZACHARIOU, A. Impact of advanced paternal age on fertility and risks of genetic disorders in offspring. **Genes**, v. 14, n. 2, p. 486, 2023.

LANGENDORF, T. F.; PADOIN, S. M. M.; DE SUZA, I. E. J. Men's sexual and reproductive health in the situation of HIV-serodiscordance. **Revista Brasileira de Enfermagem**, v. 73, n. 6, e20180904, 2020.

LEE, R. The Demographic Transition: Three Centuries of Fundamental Change. **Journal of Economic Perspectives**, [*s. l.*], v. 17, n. 4, p. 167-190, 2003.

LESTHAEGHE, R. The second demographic transition: A concise overview of its development. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, [*s. l.*], v. 111, n. 51, p. 18112–18115, 2014.
LESTHAEGHE, R.; SURKYN, J. Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change. **Population and Development Review**, [*s. l.*], v. 14, n. 1, p. 1, 1988.

MARTINEZ, G.; DANIELS, K.; CHANDRA, A. Fertility of men and women aged 15-44 years in the United States: National Survey of Family Growth, 2006-2010. **National Health Statistics Reports,** n. 51, 2012.

MATORRAS, R.; MATORRAS, F.; EXPOSITO, A.; MARTÍNEZ, L.; CRISOL, L. Decline in human fertility rates with male age: A consequence of a decrease in male fecundity with aging? **Gynecologic and Obstetric Investigation**, v. 71, p. 229-235, 2010.

MUNIZ, J. Spatial dependence and heterogeneity in ten years of fertility decline in Brazil. **Population Review**, v. 48, 2009.

NILSEN, A. B.; WALDENSTRÖM, U.; RASMUSSEN, S.; HJELMSTEDT, A.; SCHYTT, E. Characteristics of first-time fathers of advanced age: a Norwegian population-based study. **BMC Pregnancy and Childbirth**, v. 13, p. 29, 2013.

REHMAN, I.; AHMAD, G.; ALSHAHRANI, S. Lifestyle, environment, and male reproductive health: A lesson to learn. In: **Bioenvironmental issues affecting men's reproductive and sexual health**, Academic Press, 2018, p. 157-171.

ROSE, M. The Influence of marital satisfaction on father involvement and child development. The Family Institute, 2011. Disponível em: https://www.family-institute.org/sites/default/files/pdfs/csi_rose_father_involvement.pdf. Acesso em: 16 jan 2023.

SAMUELSEN, S.; ANESTAD, H.; SKRONDAL, A. Stratified case-cohort analysis of general cohort sampling designs. **Scandinavian Journal of Statistics**, v. 34, n. 1, p. 103-119, 2007.

SARTORIUS, G.; NIESCHLAG, E. Paternal age and reproduction. **Human Reproduction Update**, v. 16, n. 1, p. 65-79, 2010.

STOPA, S. R.; SZWARCWALD, C. L.; OLIVEIRA, M. D.; GOUVEA, E. C. D. P.; VIEIRA, M. L. F. P.; FREITAS, M. D. Pesquisa Nacional de Saúde 2019: Histórico, métodos e perspectivas. **Epidemiol, Serv, Saude**, v. 29, n. 5, p. 1-12, 2020.

TEJADA, C. O.; TRIACA, L. M.; DA COSTA, F. K.; HELLWIG, F. The sociodemographic, behavioral, reproductive, and health factors associated with fertility in Brazil. **PLoS ONE**, v. 12, 2017.

TRAVASSOS, G. F.; COELHO, A. B.; ARENDS-KUENNING, M. P. The elderly in Brazil: demographic transition, profile, and socioeconomic condition. **Revista brasileira de estudos de população**, v. 37, 2020.

XU, Y.; NORTON, S.; RAHMAN, Q. Early life conditions, reproductive and sexuality-related life history outcomes among human males: A systematic review and meta-analysis. **Evolution and Human Behavior**, v. 39, p. 40-51, 2018.