

**11 - 2 | 2023**

---

***Análise de sobrevivência e fatores de riscos associados ao desmame precoce em Moçambique***

*Survival analysis and risk factors associated with early weaning in Mozambique*

**Miranda Albino Martins Muualo | Carmalino Sebastião  
José Ncuaze**

---

**Versão eletrónica**

URL: <https://revistas.rcaap.pt/uiips/> ISSN: 2182-9608

Data de publicação: 27-08-2023 Páginas: 16

**Editor**

Revista UI\_IPSantarém

**Referência eletrónica**

Muualo, M.; Ncuaze, C. (2023). Análise de sobrevivência e factores de riscos associados ao desmame precoce em Moçambique. *Revista da UI\_IPSantarém. Edição Temática Unificada*. Número Especial: III Simpósio de Economia e Gestão da Lusofonia. 11(2), 139-154. <https://doi.org/10.25746/ruiips.v11.i2.32792>

## **ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA E FACTORES DE RISCOS ASSOCIADOS AO DESMAME PRECOCE EM MOÇAMBIQUE**

**Survival analysis and risk factors associated with early weaning in Mozambique**

**Miranda Albino Martins Muualo**

Universidade Técnica Diogo Eugénio Guilande (UTDEG), Moçambique

[mirandam939@gmail.com](mailto:mirandam939@gmail.com)

**Carmalino Sebastião José Ncuaze**

Universidade Técnica Diogo Eugénio Guilande (UTDEG), Moçambique

[ncarmalino@gmail.com](mailto:ncarmalino@gmail.com)

### **RESUMO**

O desmame precoce continua presente na sociedade e caracteriza-se pela introdução de outros alimentos ou líquidos durante o período de amamentação exclusiva. Esse problema, interfere na situação económica da família do recém-nascido, com impacto na alimentação. O presente trabalho propôs-se analisar a sobrevivência e factores de risco associados à prevalência do desmame precoce em lactentes menores de seis meses de vida em Moçambique. Foram usados os dados do inquérito demográfico e de saúde IDS de 2011, realizado em Moçambique. A análise estatística foi feita mediante a aplicação de técnicas de análise de sobrevivência, aplicando os testes de Kaplan-Meier, log-rank e o modelo de regressão de Cox com uma abordagem quantitativa. Neste investigação, verificou-se que 26,3% das crianças estudadas deixaram de ser amamentadas exclusivamente antes dos seis meses de vida, e a taxa de sobrevivência global ao desmame precoce com um mês foi de 97,7% decaindo para 73,7% aos seis meses. Mostraram-se como factores de protecção ao desmame precoce as seguintes covariáveis: sexo da criança, local de residência e incidência de diarreia nas crianças, e como factor de risco: nível de educação da mãe. O estudo mostra que ainda são necessárias medidas de intervenção visando o aumento das taxas de aleitamento materno exclusivo direccionadas às mulheres de maior escolaridade, bem como, esclarecimentos sobre as formas lácteas, os mitos sobre a amamentação, os direitos conquistados em relação ao trabalho, devem ser temas prioritizados.

**Palavras-chave:** Desmame; Precoce; Factores de Risco; Análise de Sobrevivência; Regressão de Cox.

### **ABSTRACT**

Early weaning is still present in society and is characterized by the introduction of other foods or liquids during the period of exclusive breastfeeding. This problem interferes with the economic situation of the newborn's family, with an impact on food. The present study aimed to analyze survival and risk factors associated with the prevalence of early weaning in infants under six months of age

in Mozambique. Data from the 2011 demographic and health survey IDS conducted in Mozambique were used. A statistical analysis was performed with the application of survival analysis techniques, applying the Kaplan-Meier tests, log-rank and Cox regression model. It was found that 26,3% of the children studied stopped being exclusively breastfed before six months of life, and the overall survival rate for early weaning at one month was 97,7% decreasing to 73,7% at six months. The following covariables were shown as protective factors for early weaning: sex of the child, place of residence and incidence of diarrhea in children, and as a risk factor level of education of the mother. The study shows that, intervention measures are necessary to increase the rates of exclusive breastfeeding directed at women with higher education, as well as clarifications about milk forms, myths about breastfeeding, the rights conquered in relation to work, should be prioritized themes.

**Keywords:** Early Weaning; Risk Factors; Survival Analysis; Cox Regression.

## 1 INTRODUÇÃO

A preocupação com os efeitos deletérios do desmame precoce, têm-se transformado em linhas prioritárias de interesse da saúde pública para o Ministério da Saúde de Moçambique (MISAU), sendo enfatizadas no modelo assistencial dos programas e estratégias do Sistema Nacional de Saúde tais como: Programa Nacional Integrado de Saúde Materno-Infantil, Programa Alargado de Vacinações (PAV), Saúde Escolar e de Adolescente (SEA), entre outros.

Segundo o Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF, 2019), estima-se que, todos os anos, os países perdem cerca de 302 bilhões de dólares por causa de prejuízos cognitivos associados às lacunas no aleitamento materno exclusivo. O valor representa as perdas económicas em comparação com um cenário onde a amamentação exclusiva seria universal.

Apesar das inúmeras evidências científicas justificarem a importância do leite materno perante os demais tipos de leite, as taxas de aleitamento materno exclusivo ainda estão abaixo das recomendadas pela World Health Organization (WHO) e do Ministério da Saúde de Moçambique (WHO, 2002; MISAU et al. 2013; MISAU et al. 2015).

De acordo com o MISAU et al. (2015), cerca de 45% das mães em Moçambique não garantem aleitamento materno exclusivo aos seus bebês nos primeiros seis meses de vida, o que pode comprometer o desenvolvimento e a saúde da criança.

De acordo com a UNICEF (2014), em Moçambique pelo menos 13% das mortes em crianças com menos de cinco anos poderiam ser evitadas com práticas adequadas de aleitamento materno exclusivo, sendo o factor principal as doenças diarreicas, obesidade infantil, entre outros problemas de saúde pública.

Nesse contexto, o presente estudo propõe-se analisar a sobrevivência e factores de risco associados à prevalência do desmame precoce em lactentes menores de seis meses de vida em Moçambique, e deste modo, contribuir para o direccionamento das acções de promoção de práticas adequadas de amamentação nos primeiros seis meses de vida, ao mesmo tempo, promover maior grau de esclarecimentos e conscientização sobre os benefícios do leite materno, a fim de combater a desnutrição e fortalecer as actividades nutricionais dirigidas às crianças, reduzindo, desta forma, a mortalidade infantil.

Além da introdução, o presente artigo é composto por: Métodos, Resultados, Discussão de resultados, Conclusão e Referências.

## 2 MÉTODOS

O presente trabalho foi realizado com recurso à uma base de dados do Inquérito Demográfico e de Saúde IDS, realizado em Moçambique em 2011. A base de dados foi obtida no site *United States Agency for International Development USAID*, <https://www.dhsprogram.com>, mediante um pedido de autorização.

Na Tabela 1 são apresentadas as 23 covariáveis do estudo para utilizar as técnicas de Análise de Sobrevivência, a variável de interesse seleccionada no banco de dados foi o tempo de amamentação M5a que é o tempo desde o nascimento até a criança parar de mamar, ou seja, considerando como seguimento até 6 meses AME. Desta forma crianças que nunca mamaram

foram retiradas do banco de dados. Assim, o banco de dados utilizado corresponde a informações de 3862 mães e seus bebês, dos quais 2846 são censurados, ou seja, ainda mamavam quando terminou o estudo ou houve perda de acompanhamento, 1016 desmame precoce, e ainda houve no banco de dados 34174 casos com observações que apresentaram como resposta “Não Sabe”, foram consideradas como *missings*.

As covariáveis idade da criança, peso ao nascer e tamanho da criança ao nascer foram categorizadas conforme recomendado pela World Health Organization (WHO, 2008). Para a classificação das covariáveis nível de educação, idade gestacional, número de consultas pré-natal, intervalo entre nascimento (meses), paridade e número de filhos vivos foram utilizados os mesmos pontos de corte observados em outros estudos. Todas as demais covariáveis não mencionadas acima, foram utilizadas conforme estão descritas no banco de dados do IDS de 2011 (MISAU *et al.*, 2013).

**Tabela 1:** Descrição das Covariáveis Estudadas

<b>CÓDIGO</b>	<b>DESCRIÇÃO</b>	<b>CATEGORIA</b>
<b>B4</b>	Sexo da criança	1-Masculino, 2-Feminino
<b>V501a</b>	Estado civil da mãe	0-Solteira, 1-Casada ou em união marital, 2-Divorciada/Separada/Viúva
<b>Bord1a</b>	Paridade	1-Primípara, 2-Multípara
<b>V190</b>	Índice de Riqueza	1-Quintil mais baixo, 2-Segundo, 3-Terceiro, 4-Quarto, 5-Quintil mais alto
<b>V025</b>	Local de residência	1-Urbano, 2-Rural
<b>V106a</b>	Nível de educação da mãe	0-Sem educação, 1-Primaria 2-Secundaria+
<b>V457</b>	Nível de anemia da mãe	1-Severo, 2-Moderado, 3-Suave, 4-Não anêmica
<b>M18b</b>	Tamanho da criança	1-Muito grande, 2-Maior do que a media, 3-Médio 4-Menor do que a media, 5-Muto pequeno
<b>M15a</b>	Local de nascimento	1-Domicilio,2-Sector público 3-Sector privado, 4-Outro
<b>M14a</b>	Número de consultas pré-natal	0-Nunca,1 -3, 3 -5, ≥6, 98-Não sabe
<b>Hw1b</b>	Idade em meses	0 -3, 4 -5, ≥6
<b>B11a</b>	Intervalo entre Nascimentos	<24meses, 24 -47,> 48+
<b>M19a</b>	Peso ao Nascer	1-Abaixo do normal <2500 2-Normal 2500-4000 3-Acima do normal ≥ 4000
<b>H22a</b>	Incidência de Febres	0-Não, 1-Sim
<b>H11</b>	Incidência de Diarreia	0-Não, 1-Sim
<b>M17</b>	Tipo de Parto	0-Normal, 1-Cesário
<b>V463A</b>	Fuma Cigarro	0-Não, 1-Sim
<b>V218a</b>	Número de Filhos Vivos	1- Menos de 2 filhos 2-Mais de 2 filhos
<b>V212a</b>	Idade Gestacional	1- Menos de 20 anos 2-Mais de 20 anos
<b>V024</b>	Província de Residência	1-Niassa, 2-Cabo Delgado 3-Nampula, 4-Zambézia 5-Tete, 6-Manica,7-Sofala 8-Inhambane,9-Gaza 10-Maputo Província, 11-Maputo Cidade
<b>V013</b>	Idade em grupos de 5anos	15 -19, 20 -24, 25 -29, 30 -34, 35 -39, 40 -44, 45 -49

<b>M5a</b>	Tempo do AME (em meses)	Variável Dependente
<b>V404a</b>	Atualmente amamentando	0-Censura, 1-evento (Desmame)

(a)-Variáveis categorizadas de acordo com estudos anteriores de diversos autores

(b) -Variáveis categorizadas de acordo com WHO (2008)

A recolha de dados do IDS de 2011 compreendeu um desenho de amostragem complexo, isto é, os dados foram recolhidos através de uma amostragem probabilística, estratificada e multi-etápica. Entretanto, foi considerado elegibilidade ao seguimento, todas aquelas mães que amamentaram as suas crianças, pelo menos uma vez, desde o nascimento até aos 6 meses de vida, foram excluídas da análise cujas mães eram HIV positiva, por se tratarem de condições que restringiram a possibilidade de exposição ao aleitamento materno das crianças.

A análise de dados foi realizada com auxílio do *software* R versão 3.6.1, através do pacote *survival* disponível em <https://cran.r-project.org/web/packages/survival/index.htm> (R Core Team, 2019), *software* SPSS versão 20 e *software* STATA versão 15. Todas as análises foram feitas a um nível de significância de 5% e para efeitos de avaliação da regra de decisão, usou-se um *p-valor* associado à estatística do teste. Para o presente trabalho o desfecho final é o tempo até o desmame precoce, cujo aleitamento materno exclusivo (AME), até aos 6 meses de vida, conforme definido pela (WHO, 2002 e MISAU *et al.*, 2013). Para tal, foi considerado elegibilidade ao seguimento, todas aquelas mães que amamentaram as suas crianças, pelo menos uma vez, desde o nascimento até aos 6 meses de vida, foram excluídas da análise cuja as mães eram HIV positiva, por se tratarem de condições que restringiram a possibilidade de exposição ao aleitamento materno das crianças.

### 3 RESULTADOS

A Tabela 2 apresenta a relação das características socioeconómicas, demográficos, ambientais e relacionados à saúde materno-infantil das mães com as crianças participantes do estudo segundo a ocorrência do desmame precoce. Em geral eram mulheres com mais de 19 anos (8,7%). Menos que a metade das mães possuem um grau académico, ou seja, (13,9%) das mães tinham o ensino primário, e apenas (4,5%) tinham nível secundário e superior. A maioria das mães era não anémica (11,2%), as que usaram o sector público como local de nascimento (16,2%).

**Tabela 2:** Relação das características socioeconómicas, demográficos, ambientais e relacionados à saúde materno-infantil das mães e das crianças participantes do estudo segundo à ocorrência do desmame precoce

Covariáveis	Desmama Precoce		Total (N=3862)
	Sim (N=1016)	Não (N=2846)	
<b>Sexo da criança</b>			
Masculino	538(13,9%)	1372(35,5%)	1910(49,4%)
Feminino	478(12,4%)	1474(38,2%)	1952(50,6%)
<b>Local de residência</b>			
Urbana	337(8,7%)	755(19,5%)	1092(28,3%)
Rural	679(17,6%)	2091(54,1%)	2770(71,7%)
<b>Estado civil da mãe</b>			
Solteira	80(2,1%)	182(4,7%)	262(6,8%)
Casada ou em união marital	855(22,1%)	2383(61,7%)	3238(83,8%)
Divorciada/Separada/Viúva	81(2,1%)	281(7,3%)	362(9,4%)
<b>Incidência de Febres</b>			
Não	931(24,1%)	2378(61,6%)	3309(85,7%)
Sim	82(2,2%)	467(12,1%)	552(14,3%)
<b>Nível de educação da mãe</b>			
Sem educação	306(7,9%)	1084(28,1%)	1390(36,0%)
Primaria	535(13,9%)	1410(36,5%)	1945(50,4%)
Secundaria	175(4,5%)	352(9,1%)	527(13,6%)
<b>Nível de anemia da mãe</b>			
Severo	19(0,5%)	7(0,2%)	26(0,7%)
Moderado	152(4,0%)	270(7,1%)	422(11,1%)

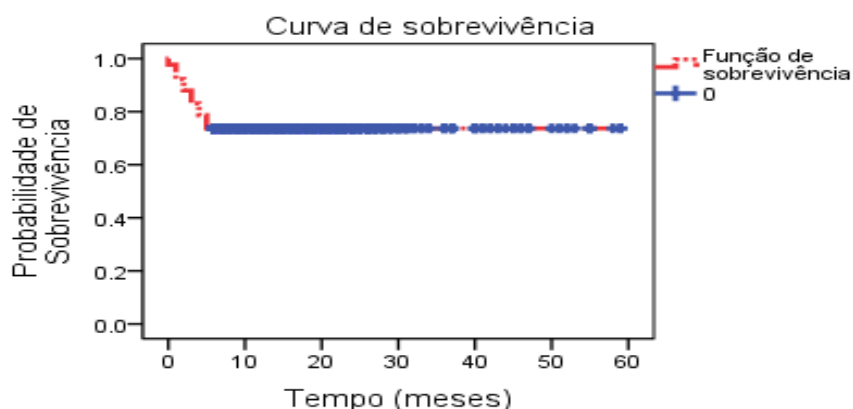
Suave	410(10,7%)	1091(28,6%)	1501(39,3%)
Não anémica	427(11,2%)	1442(37,8%)	1869(49,0%)
<b>Local de nascimento</b>			
Domicílio	361(9,5%)	1068(28,0%)	1429(37,5%)
Sector público	616(16,2%)	1657(43,4%)	2273(59,6%)
Sector privado	22(0,6%)	73(1,9%)	95(2,5%)
Outro	3(0,1%)	14(0,4%)	17(0,4%)
<b>Provincia de Residência</b>			
Niassa	97(9,1%)	772(8,8%)	869(8,8%)
Cabo Delgado	107(10,1%)	792(9,0%)	899(9,1%)
Nampula	87(8,2%)	707(8,1%)	794(8,1%)
Zambézia	125(11,7%)	1085(12,1%)	1183(12,0%)
Tete	119(11,2%)	828(9,4%)	947(9,6%)
Manica	113(10,6%)	857(9,8%)	970(9,9%)
Sofala	110(10,3%)	1092(12,5%)	1202(12,2%)
Inhambane	79(7,4%)	653(7,4%)	732(7,4%)
Gaza	83(7,4%)	749(8,5%)	832(8,5%)
Maputo Provincia	89(8,4%)	631(7,2%)	720(7,3%)
Maputo Cidade	55(5,2%)	627(7,2%)	682(6,9%)

Observou-se que (13,9%) das crianças eram de sexo masculino e (17,6%) viviam nas zonas rural e (22,1%) das mães eram casadas ou viviam em união marital.

Concernente às informações de saúde, verificou-se que menos de 5% das crianças (3,7%) foram acometidas por algum problema de saúde no período definido como seguimento. Dos que foram analisados segundo o relato das mães foram, febre (2,2%) e diarreia (1,5%). A província da Zambézia foi a que mais registou casos de desmame precoce (11,7%) seguida pela província de Tete com (11,2%), sendo que, à Cidade de Maputo com apenas (5,2%) e província de Gaza e Inhambane (7,4%).

### Estimação não Paramétrica

A função de sobrevivência foi estimada utilizando o método do estimador produto Kaplan-Meier. O tempo mediano de sobrevivência, ou seja, o tempo no qual metade dos casos teria desmame precoce, não pode ser estimado, uma vez que, mais da metade dos casos, apresentam-se como casos *censurados*, até os 6 meses de seguimento na análise. Entretanto utilizou-se um outro percentil. Assim, mediante a Figura 1 estima-se que a taxa de sobrevida global ao desmame precoce aos 6 meses de vida das crianças é de (73,7%) [IC95% = 72,3-75,1]. Com base na função de sobrevivência estimada por Kaplan-Meier e nas estimativas de Kaplan-Meier é possível observar que a sobrevida da criança ao risco do desmame precoce diminui com o tempo. Sendo que, a sobrevida ao desmame precoce no primeiro mês foi de (97,7%) [IC95% = 97,2-98,2].



**Figura 1:** Curva de sobrevivência global e respectivo intervalo de 95% de confiança para os dados do desmame precoce

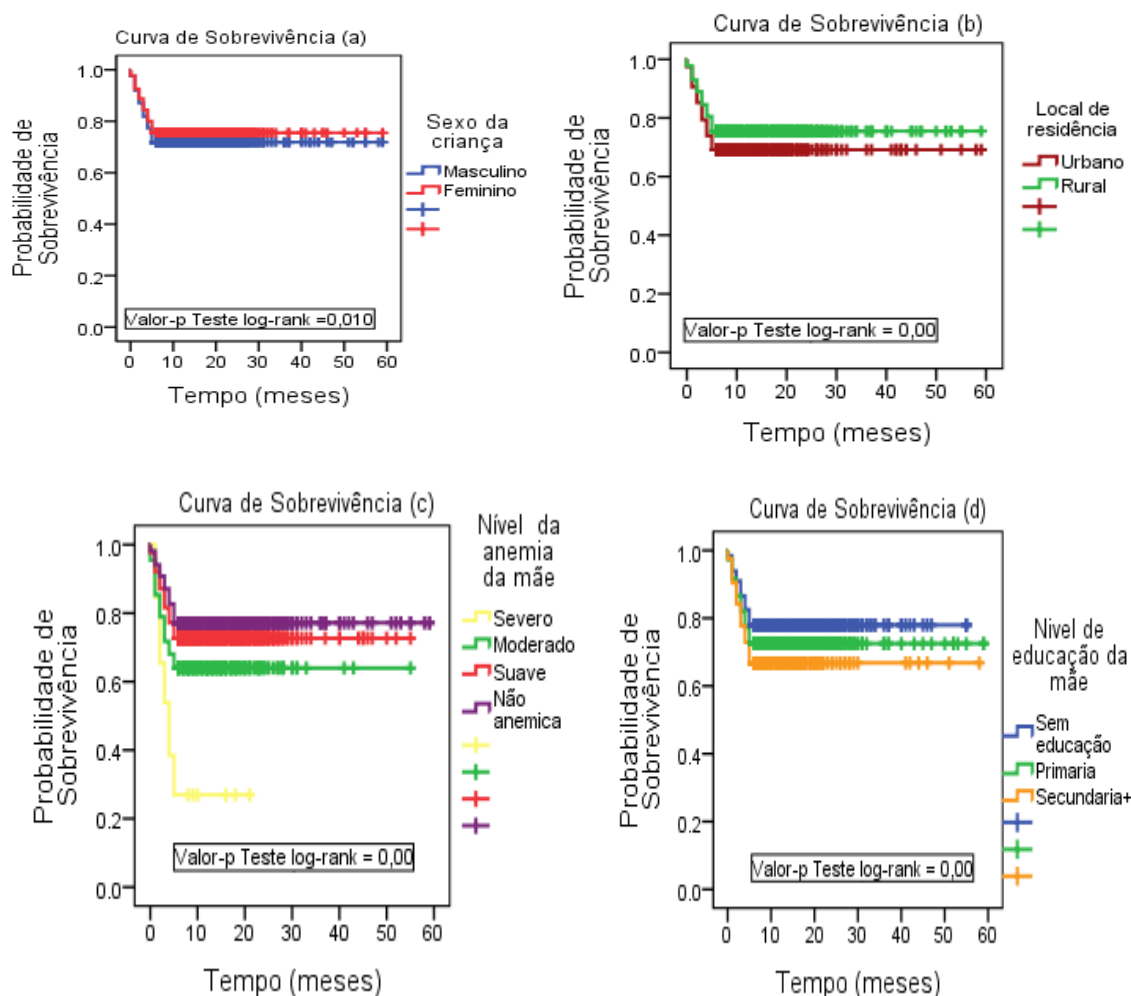
Foram usados os três testes o log-rank, Tarone-Ware e Wilcoxon, para avaliar se as curvas de sobrevivência apresentadas na Figura 2 são diferentes entre si, de forma estatisticamente significativa, o teste consiste na atribuição de pesos de forma a dar ênfase para diferenças no

começo, na fase intermediária e no final, respectivamente, do tempo de vida. Todos os testes têm por hipótese nula a inexistência de diferença. A partir da Tabela 3, é possível observar diferenças significativas, ao nível de significância de 1% e 5%, entre as curvas associadas a cada uma das covariáveis. Esse resultado sugere que essas covariáveis estariam influenciando no tempo de sobrevivência das crianças ao risco do desmame precoce, devendo portanto, serem consideradas na etapa de modelagem estatística.

**Tabela 3:** Estatísticas de comparação das curvas de sobrevivência

Covariáveis	Testes $\chi^2$ (valor de p)		
	(Log-rank)	(Tarone-Ware)	(Wilcoxon)
Sexo da criança	6,6(<0,001)	6,3(<0,001)	6,4(<0,001)
Local de residência	17,5(<0,001)	18,1(<0,001)	18(<0,001)
Estado civil da mãe	5,5(0,06)	5,7(0,06)	5,7(0,06)
Paridade	3,2(0,08)	2,9(0,09)	3(0,08)
Índice de Riqueza	24,1(<0,001)	24(<0,001)	24,1(<0,001)
Nível de educação da mãe	28,7(<0,001)	29,2(<0,001)	29,2(<0,001)
Nível de anemia da mãe	76,1(<0,001)	78,8(<0,001)	78,1(<0,001)
Tamanho da criança	7,5(0,1)	8,3(0,08)	8,1(0,09)
Local de nascimento	2,8(0,4)	3,1(0,4)	3(0,4)
Número de consultas pré-natal	11,4(0,02)	11,6(0,02)	11,6(0,02)
Idade em meses	6794(<0,001)	6100(<0,001)	6325(<0,001)
Intervalo entre Nascimento	5,2(0,08)	4,3(0,1)	4(0,1)
Peso ao Nascer	3,6(0,2)	3,3(0,2)	3,1(0,2)
Incidência de Diarreia	78,5(<0,001)	79,7(<0,001)	79,7(<0,001)
Incidência de Febres	41,6(<0,001)	45,6(<0,001)	47,7(<0,001)
Tipo de Parto	4(0,05)	3,4(0,06)	3,6(0,06)
Fuma Cigarro	1,8(0,2)	2,1(0,1)	2(0,2)
Número de Filhos Vivos	3,3(0,07)	3,1(0,08)	3,1(0,08)
Idade Gestacional	3,6(0,2)	3,3(0,2)	3,1(0,2)
Província de Residência	18,3(0,05)	19,3(0,04)	19(0,04)
Idade em grupos de 5anos	36,6(<0,001)	35(<0,001)	35,4(<0,001)

Pela Figura 2 observa-se que crianças de sexo feminino apresentam maior probabilidade de sobrevivência do que as do sexo masculino, ou seja, a probabilidade da criança do sexo feminino não desmamar no primeiro mês é de (97,8%) [IC95%=97,1-98,5], comparativamente a (97,6%) [IC95%=96,9-98,3] do sexo masculino, podemos ainda constatar que no sexto mês a probabilidade de sobrevivência da criança do sexo masculino é de (71,8%) [IC95%=69,8-73,9], e do sexo feminino é de (75,5%) [IC95%=73,6-77,4]. Entretanto, as crianças que vivem na zona rural, a probabilidade de sobrevivência no primeiro mês é de (97,8%) [IC95%=97,3-98,3] maior do que as da zona urbana com a probabilidade de (97,4%) [IC95%=96,5-98,4]. Ainda podemos verificar que a probabilidade de sobrevivência ao desmame precoce das mães sem nível de educação é maior do que as do nível secundário e superior, uma possível explicação é que o maior nível de escolaridade aumenta as chances das mães terem emprego fixo e o retorno ao trabalho prejudicando o processo de amamentação natural. Portanto há proporcionalidade bem evidente, entre as categorias, os testes estatísticos foi significativo evidenciado que existe diferenças entre as categorias, conforme a Tabela 3.



**Figura 2:** Curvas de sobrevivência  $S(t)$  estimadas por Kaplan-Meier para os factores: Sexo da criança (a), local de residência (b), Nível de anemia da mãe (c) e Nível de educação da mãe (d)

### Modelo Semiparamétrico de Sobrevivência

Foi utilizada a modelagem semiparamétrica de riscos proporcionais de Cox para avaliar o efeito das covariáveis no tempo de sobrevivência, portanto utilizou-se o processo de selecção das covariáveis, proposto por Collett (1994). Apenas os casos que não apresentavam valores omissos nas covariáveis explanatórias permaneceram na análise, pelo que, a base de dados passou a ser composta por 3857 observações.

Fizeram parte desta análise as covariáveis que se mostraram associadas ao desmame precoce.

Omitiu-se depois uma covariável explanatória de cada vez, verificando se havia um aumento significativo do valor da estatística  $-2\log L$ , não obstante, foi considerada a importância clínica de cada covariável, portanto, as seguintes covariáveis foram retiradas da análise, porque influenciavam no ajuste final do modelo, são elas: idade da mãe (V013), nível de anemia (V457), febres (H22a), índice de riqueza (V190), número de consultas pré-natal (M14a) e idade em meses (Hw1a). Assim, as quatro covariáveis explanatórias e um termo de interacção que se revelaram estatisticamente significativas foram incluídos no modelo de Cox final.

Entretanto, a partir da Tabela 4, pelas saídas do modelo de Cox, valores positivos dos coeficientes indicam que as covariáveis contribuem para um aumento do risco de ocorrência do desmame precoce e valores negativos indicam uma redução deste risco.

A probabilidade de concordância do modelo é de 60,2% revelando bom poder discriminatório, e acurácia preditiva do modelo.

**Tabela 4:** Resultado do ajuste do modelo de regressão de Cox



Covariáveis	Coefficientes de Estimativas	Hazard Ratio	Erro Padrão	P-value (Wald)	IC (HR,95%)
Sexo da criança (Feminino)	-0,1302	0,8778	0,0647	0,044	[0,77-0,99]
Local de residência (Rural)	-0,1716	0,8422	0,0741	0,0206	[0,72-0,97]
Nível de educação da mãe (Primário)	0,2779	1,3204	0,0729	0,0001	[1,14-1,52]
Nível de educação da mãe (Secundário+)	0,3949	1,4842	0,1053	0,0001	[1,20-1,82]
Incidência de diarreia (Não)	-0,8416	0,4309	0,1607	1,64e-07	[0,31-0,59]
Diarreia (Não) *Sexo (Feminino)	-0,7967	0,4508	0,2948	0,0068	[0,25-0,80]

**Concordance= 0,602 (se = 0,009)**  
**Likelihood ratio test= 150,6 on 6 df, p=<2e-16**  
**Wald test = 110,3 on 6 df, p=<2e-16**  
**Score (logrank) test = 124 on 6 df, p=<2e-16**

Hazard ratio (HR): Razão de risco

IC95%: intervalo de 95% de confiança

### Diagnósticos dos Resíduos

Para avaliar a existência de observações atípicas e também a forma funcional das covariáveis foram obtidos os gráficos dos resíduos martingal Figura 3, e deviance Figura 4. Nota-se que ambos os gráficos dos resíduos estão relativamente bem distribuídos acima e abaixo da linha que passa pelo zero e não tem nenhum padrão detectável. Desse modo, o modelo proposto é uma opção satisfatória para análise desses dados.

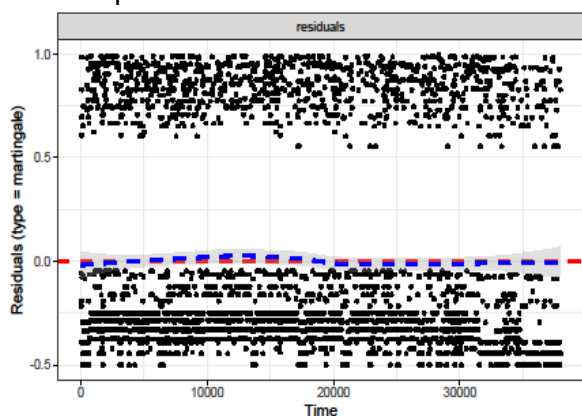


Figura 3: Resíduos Martigale do Modelo

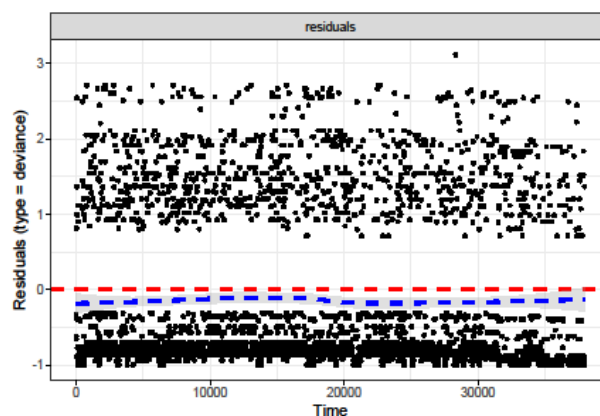
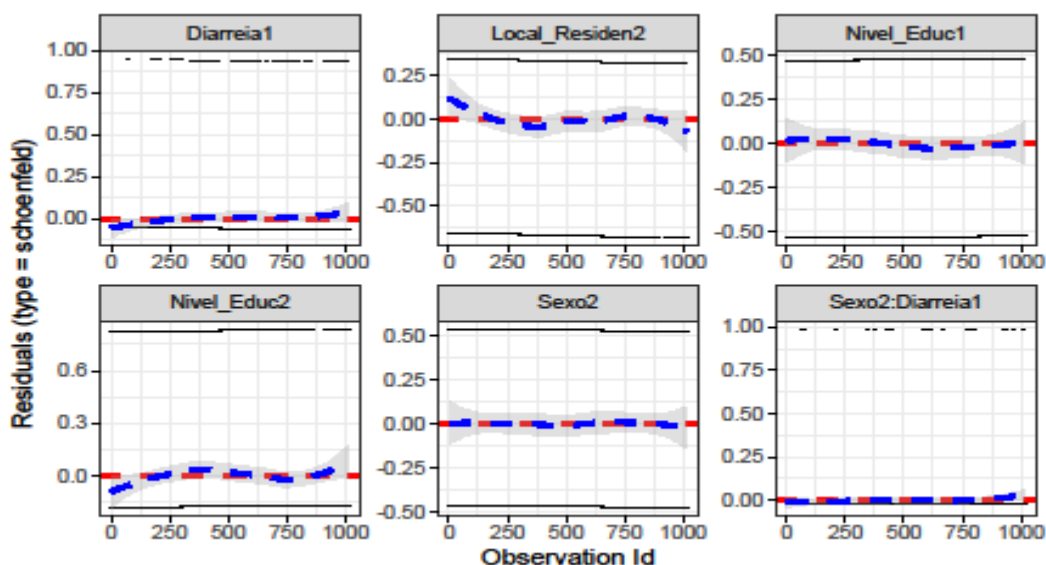


Figura 4: Resíduos Deviance do Modelo

Podemos também constatar a partir dos resíduos deviance que são resíduos mais simétricos, não sugerem a existência de pontos que possam ser considerados atípicos (*outliers*), tendo em vista que grande parte das observações está distribuída em torno de zero, o que é esperado quando o modelo for bem ajustado. Entretanto, o comportamento não aleatório dos resíduos abaixo do valor zero são em sua maioria observações censuradas que possuem o mesmo tempo de sobrevivência.



**Figura 5:** Resíduos de Schoenfeld das covariáveis

Os resíduos padronizados de Schoenfeld Figura 5 foram utilizados para verificar a suposição de riscos proporcionais das covariáveis e que aceita-se a suposição de proporcionalidade quando o gráfico não apresentar tendência, e a função *cox.zph*, nos permite testar as violações da suposição de riscos proporcionais globalmente e para cada covariável individual. Como a taxa de censura é acima de 40% considerando o uso da transformação KM, sugerido por Park e Hendry (2015), pode-se observar na Tabela 5, que os valores do coeficiente de correlação de Pearson (*rho*) são todos próximos de zero. Além disso, observa-se que tanto o teste global quanto os testes para cada covariável não apresentam evidências para rejeitar a hipótese nula de riscos proporcionais ao nível de 5%, confirma-se deste modo, o que foi exposto na Figura 5, onde não se consegue visualizar tendências evidentes ao longo do tempo.

**Tabela 5:** Testes da proporcionalidade das taxas de falhas no modelo de Cox

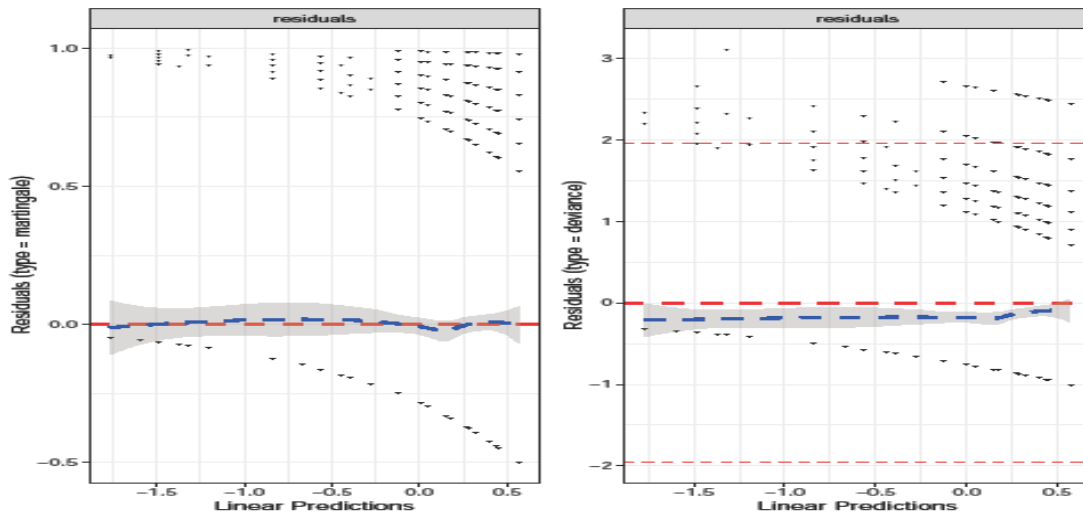
Covariáveis	Rho ( $\rho$ )	Chisq ( $\chi^2$ )	P-Valor
Sexo da criança (Feminino)	-0,00763	0,0596	0,807
Local de residência (Rural)	0,02180	0,4923	0,483
Nível de educação da mãe (Primário)	-0,03628	1,3374	0,247
Nível de educação da mãe (Secundário+)	-0,00353	0,0129	0,909
Incidência de diarreia (Não)	0,03568	1,2941	0,255
Diarreia (Não) *Sexo (Feminino)	0,01444	0,2124	0,645
<b>GLOBAL</b>	<b>NA</b>	<b>5,1508</b>	<b>0,525</b>

Rho – coeficiente de correlação linear

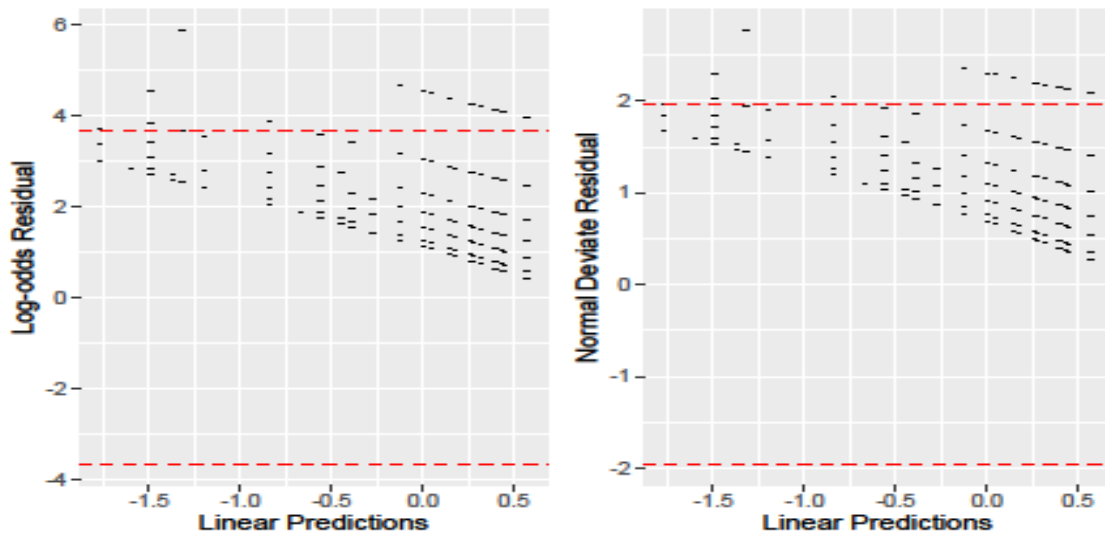
Chisq – estatística qui-quadrado

### Outliers

Conforme sugerido por Therneau *et al.* (1990), os resíduos de martingale e deviance são úteis para identificar observações externas, mas o resíduo deviance é menos inclinado e, portanto, mais útil. Utilizando  $\pm 1,96$  desvio padrão como limites, os resíduos de deviance apresentados na Figura 6 identificam 31 possíveis outliers. Porém, devido à alta taxa de censura, os limites baseados na aproximação normal podem não ser apropriados, para identificar os possíveis valores extremos. Os mesmos autores sugeriram o uso dos quantis da distribuição normal,  $\pm 1,64$  e  $\pm 1,96$ , e da distribuição logística  $\pm 2,94$  e  $\pm 3,66$ , para ajudar a identificar possíveis valores extremos.



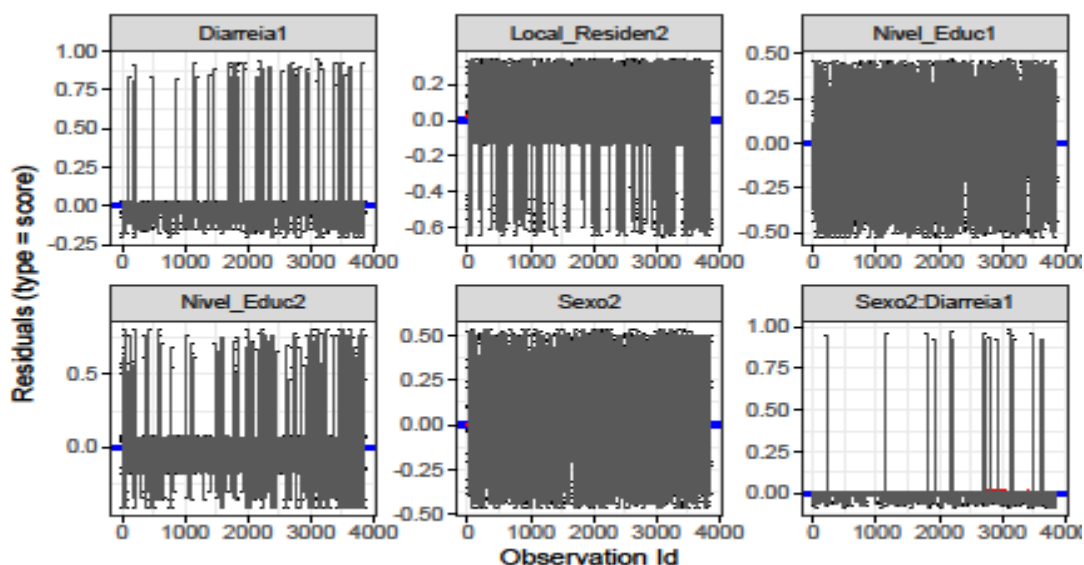
**Figura 6:** Resíduos Martingale e Deviance em relação as previsões lineares do Modelo. Podemos concluir pela Figura 7, que o desempenho desses dois resíduos são melhores que os do desvio residual apresentado na Figura 6, uma vez que ambos são unimodais, e a distribuição empírica do desvio residual muitas vezes se torna bimodal por causa da censura.



**Figura 7:** Log-odds e resíduos de desvio normais em relação as previsões lineares do Modelo

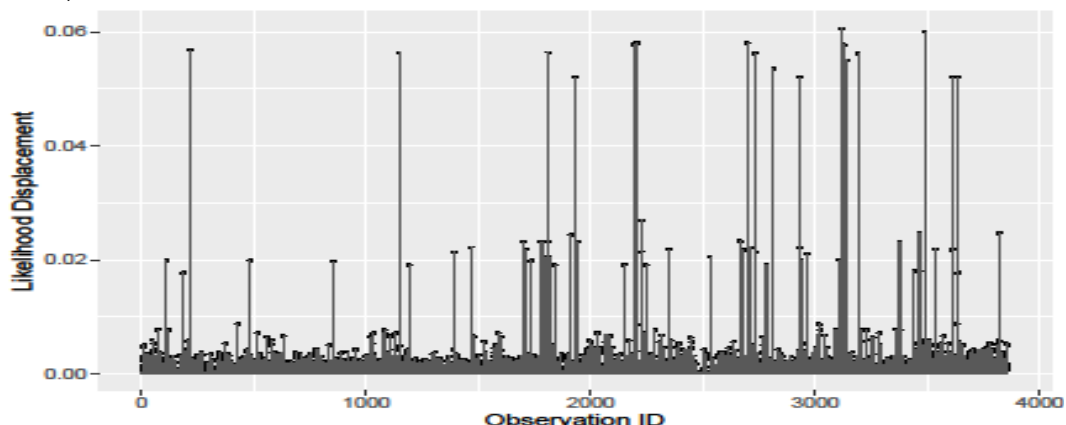
### Observações Influentes

Os resíduos escorem obtidos para todas as covariáveis do modelo mostraram uma escala de variação muito reduzida, não apresentando evidências de pontos influentes Figura 8. Ademais, os indivíduos identificados pelo resíduo *deviance* Figura 6, são os que tem a maior chance do risco de ocorrência do desmame, e essas observações não estão fora do intervalo  $[-2; +2]$  para um nível de significância de 5% (ou 95% de confiança), considerando que existem 3857 observações, podemos concluir que, não há observações significativamente influentes.



**Figura 8:** Resíduo escore das covariáveis do Modelo.

Outra metodologia importante para verificar se há observações influentes nos dados foi sugerido por Pettitt e Daud (1989), que é similar a distância de Cook (1977), cujo objectivo é medir a influência de cada observação nos parâmetros do modelo. A partir da Figura 9, foi possível verificar que as observações identificadas pelo resíduo *deviance* Figura 6, também têm o maior deslocamento de probabilidade,



**Figura 9:** Deslocamento de probabilidade causado pela queda de cada observação.

Entretanto, com a retirada dessas observações verificou-se que não altera, de forma substancial, algumas propriedades do modelo ajustado (estimativas dos coeficientes de verossimilhança parcial e seus respectivos erros-padrões e a estatística de Wald), pelo que, nesse trabalho optou-se por mantê-las.

#### Interpretação dos Parâmetros Estimados

De modo geral, pode-se dizer com base nos resultados obtidos que o modelo de Cox apresentou ajuste global e qualidade de predição bastante aceitáveis. Pela Tabela 4, todas as covariáveis apresentaram efeito significativo ( $p < 0,05$ ). Substituindo-se os parâmetros de acordo com a expressão (4), pelas respectivas estimativas encontradas pelo método de máxima verossimilhança parcial, temos:

$$\lambda(t|x) = \lambda_0(t) \exp[-0,1302B4(2) - 0,1716V025(2) + 0,2779V106a(2) + 0,3949V106a(3) - 0,8416H11(0) - 0,7967H11(0)B4(2)]$$

Assim, dados os coeficientes calculados e apresentados na Tabela 4, cujos efeitos são ajustados entre todas as covariáveis e o cumprimento do pressuposto da proporcionalidade das taxas do desmame precoce, estamos em condições de afirmar com 95% de confiança que:

Sendo o coeficiente da covariável sexo (feminino)  $\hat{\beta}_1 = -0,1302$ , podemos esperar que a taxa de risco do desmame precoce diminua cerca 0,8778 vezes para o sexo feminino em relação ao sexo masculino, podendo tal risco variar entre [0,77-0,99] com 95% de confiança.

Sendo o coeficiente da covariável local de residência (rural)  $\hat{\beta}_2 = -0,1716$ , podemos esperar que a taxa de risco do desmame precoce diminua cerca 0,8422 vezes para a criança que vive na zona rural em relação a criança que vive na zona urbana, podendo tal risco variar entre [0,72-0,97], com 95% de confiança.

Sendo os coeficientes das covariáveis nível de educação da mãe (primária)  $\hat{\beta}_3 = 0,2779$  e nível de educação da mãe (secundária e superior)  $\hat{\beta}_4 = 0,3949$ , podemos esperar que as taxas de risco do desmame precoce do nível de educação primário, secundário e superior aumentem, respectivamente 1,34 vezes, podendo tal risco variar entre [1,14-1,52] com 95% de confiança e 1,48 vezes, podendo tal risco variar entre [1,20-1,82] com 95% de confiança, em relação a mãe sem nenhum nível de educação.

Sendo o coeficiente da covariável incidência de diarreia na criança (não)  $\hat{\beta}_5 = -0,8416$ , podemos esperar que a taxa de risco de desmame precoce diminua cerca 0,4309 vezes para criança que não tem diarreia em relação a criança que tem diarreia, podendo tal risco variar entre [0,31-0,59], com 95% de confiança.

Sendo o coeficiente da covariável do termo de interação não diarreia\*sexo feminino  $\hat{\beta}_6 = -0,7967$ , podemos esperar que a taxa de risco do desmame precoce diminua cerca 0,4509 vezes, para a criança do sexo feminino que não tem diarreia em relação a criança do sexo masculino que tem diarreia, podendo tal risco variar entre [0,25-0,80], com 95% de confiança.

#### 4 DISCUSSÃO DE RESULTADOS

A maioria dos trabalhos demonstrou que o aleitamento materno é efectivo nas mulheres de maior escolaridade. Entretanto, alguns estudos, como o realizado por Caldeira e Goulart (2000), Caetano et al. (2010), não referem essa associação. Mostraram maior prevalência de interrupção do aleitamento materno exclusivo entre as mulheres de maior escolaridade, este resultado foi o mesmo encontrado neste estudo, onde verificou-se que as mães com nível secundário e superior tem 1,48 vezes o risco de desmamar, comparado com uma mãe sem nenhum nível de educação, uma possível explicação para esse resultado é que o maior nível de escolaridade aumenta as chances das mães terem emprego fixo e o retorno ao trabalho nos primeiros meses de vida da criança, podendo prejudicar o processo de amamentação natural.

O local de nascimento, também foi mencionado por Afonso (2007), no seu estudo, como factor que predispõe ao desmame. Ele mostra que a criança que nasceu em um hospital privado teve 2,57 vezes a chance de amamentar exclusivamente do que a nascida em hospital público ou público-privado, entretanto no presente estudo não encontrou-se nenhuma relação entre o local de nascimento com o desmame precoce.

Neste estudo, ao contrário do que sugerem diversos autores, a paridade materna não se associou com a duração do AME. Venâncio *et al.* (2002) e Bezera *et al.* (2012), indicam que mães primíparas têm risco mais elevado de desmame precoce. Segundo Meyerink e Marquis (2002), sugerem que, quanto maior o número de gestações, maior a experiência das mães e, por conseguinte, maior seria a duração da amamentação para os próximos filhos. Entretanto, o resultado desse estudo permite concluir que, a mulher não pode ser rotulada de experiente ou inexperiente pelo facto de ter ou não vivenciado a amamentação, pois cada vivência inclui aspectos subjectivos que são únicos a cada filho amamentado. Na abordagem do profissional de saúde com a mulher, independente do número de filhos, é necessário incentivá-la a reflectir sobre a vivência da amamentação nos diferentes momentos de sua existência.

Ainda quanto aos factores associados ao desmame precoce, verificou-se que o local de residência mostrou-se sendo um factor de protecção estatisticamente significativo, ou seja, a taxa de desmame precoce em crianças que vivem nas zonas rural é aproximadamente 0,8422 vezes menos comparadas com as que vivem em zonas urbanas, este resultado foi o mesmo encontrado por Lima e Osório (2003), MISAU *et al.* (2015) e UNICEF (2019) onde revelaram que crianças em áreas rurais têm mais probabilidade do que os nascidos em zonas urbanas de ter uma dieta composta exclusivamente por leite materno no início da vida.

As crianças que não apresentaram incidência de diarreia no presente estudo mostraram ser um grande factor de protecção ao desmame precoce, sendo que a taxa de risco é cerca de 0,4309 vezes menor, comparada com criança que tem diarreia, entretanto este resultado corrobora com Mosqueira (2018), que conclui que a incidência de diarreia é um factor de risco, sendo que a taxa de desmame precoce foi de 1,35 vezes maior.

Em relação ao tipo de parto, normal ou cesário, houve concordância com estudos realizados em Campinas por Carrascoza *et al.* (2005), evidenciando que não há relação entre o tipo de parto e a duração da amamentação exclusiva, levando-se em consideração à disposição da mãe que enfrenta dores e desconfortos do acto cirúrgico, além de dificultar o posicionamento do bebé, em razão do repouso obrigatório da mãe no leito.

De acordo com MISAU *et al.* (2015), a duração de qualquer tipo de amamentação diminui consoante o quintil de riqueza, esse resultado também foi encontrado neste estudo, comparando a probabilidade de desmame no primeiro mês, sendo 97,7% no quintil mais alto, decaindo para 97,6% no quintil mais baixo, porém o mesmo não se verifica no sexto mês 67% e 75,2%, do quintil mais alto e mais baixo respectivamente

O sexo do recém-nascido, mostrou ter uma relação de associação estatisticamente significativo com o desmame precoce, este resultado foi o mesmo alcançado por Pérez-Escamilla *et al.* (1995) e Tabai *et al.* (1998), porém a motivação dos resultados encontrados por estes autores estava ligada a questões culturais, contexto que não foi objectivo deste estudo. Ainda assim, segundo MISAU *et al.* (2013) e MISAU *et al.* (2015), a duração da amamentação exclusiva é mais longa no sexo feminino, este é o mesmo resultado alcançado neste estudo, ou seja, a taxa de risco é cerca de 0,8778 vezes menor para o sexo feminino em relação ao sexo masculino.

Para Chaves *et al.* (2007), o recém-nascidos de baixo peso praticam o AME por menos tempo que aqueles com peso maior ou igual a 2500g. Segundo os autores da referida investigação, a justificativa para esse resultado, encontra-se na maior dificuldade que esses bebés apresentam para efectuar a sucção, bem como, pela prescrição equivocada de fórmulas artificiais realizada por alguns profissionais de saúde, visando como benefício o ganho ponderal mais acelerado para crianças nascidas com baixo peso. Porém, no presente estudo não foi encontrado nenhuma associação com o desmame precoce, entretanto, o resultado encontrado por esses autores, corrobora com esse estudo quando comparamos a probabilidade de sobrevivência ao desmame precoce.

## 5 CONCLUSÃO

A utilização dos métodos estatísticos para analisar a sobrevida e factores de riscos associados ao desmame precoce em Moçambique subsidia a tomada de decisões no contexto dessa problemática. Os testes não paramétricos e modelo semiparamétrico da análise de sobrevivência apontaram relevantes factores que influênciam na ocorrência do desmame precoce, e possibilitaram uma discussão enriquecedora englobando vários aspectos intrínsecos aos cuidados da saúde das crianças e das mães.

Entretanto, tendo em conta os objectivos estabelecidos e de acordo com o desempenho do modelo estimado, foram encontrados os seguintes resultados:

Verificou-se que 26,3% das crianças estudadas deixaram de ser amamentadas exclusivamente antes dos seis meses, e a taxa de sobrevida global ao desmame precoce com um mês foi de 97,7% decaindo para 73,7% aos seis meses de vida das crianças;

O estudo revelou como factores de protecção ao desmame precoce as seguintes covariáveis: o sexo da criança, local de residência e incidência de diarreia nas crianças e como factor de risco: nível de educação da mãe;

Concluiu-se, ainda que, são necessárias medidas de intervenção visando o aumento das taxas de aleitamento materno exclusivo direccionadas às mulheres de maior escolaridade, bem como, esclarecimentos sobre as formas lácteas, os mitos sobre a amamentação, os direitos conquistados em relação ao trabalho, devem ser temas prioritários.

Como trabalhos futuros, propomos a realização de estudos semelhantes, usando modelos paramétricos para melhor se explorar a probabilidade de sobrevida dos factores associados ao desmame precoce a nível nacional, regional e provincial.

E para os Órgão da Saúde é conveniente ressaltar a importância da equipe de saúde, em especial a participação do enfermeiro, na tentativa de minimizar o problema do desmame precoce. Além de focar nos factores biológicos que condicionam a interrupção da amamentação, o enfermeiro deve estar apto a perceber questões psicológicas e sociais, e desta forma tentar ajudar a mulher a prosseguir com essa prática.

## 6 REFERÊNCIAS

- Afonso, V. (2007). *Factores associados ao aleitamento materno exclusivo em Juiz de Fora*. Tese de Doutorado-Universidade do Estado do Rio de Janeiro.
- Barlow, W. E. e Prentice, R. L. (1988). *Residuals for relative risk regression*. *Biometrika*.
- Bezerra, V. L. V. A., Nisiyama, A. L., Jorge, A. L., Cardoso, R. M., Silva, E. F. e Tristão, R. M. (2012). *Aleitamento materno exclusivo e factores associados a sua interrupção: estudo comparativo entre 1999 a 2008*: Revista Paulista de Pediatria. Sociedade de Pediatria São Paulo.
- Caldeira, A. P. e Goulart, E. M. (2000). *Breastfeeding in Montes Claros, Minas Gerais: a representative amplestudy*. *J Pediatr-Rio J*.
- Carrascoza, K. C., Júnior, A. L. e Moraes, A. B. (2005). *A. The early weaning and extended breastfeeding influent factors*. *Estud Psicol*.
- Carvalho, M. S., Andreozzi, V. L., Codeço, C. T., Campos, D. P., Barbosa, M. T. S. e Shimakura, S. E. (2011). *Análise de sobrevivência: teoria e aplicações em saúde*. SciELO-Editora FIOCRUZ.
- Chaves, R. G., Lamounier, J. A. e César, C. (2007). *Factors associated with duration of breastfeeding*. *J Pediatr*.
- Colosimo, E. A. e Giolo, S. R. (2006). *Análise de sobrevivência aplicada*: Edgard Blucher.
- Collett, D. (2003). *Modelling Survival Data in Medical Research*. Chapman & Hall/CRC, London.
- Collett, D. (1994). *Modeling survival Data in Medical Research*. Chapman & Hall, London.
- Cox, P. R. (1972). *Life Tables*. Wiley Online Library.
- Kaplain, E. L. e Meier, P. (1958). *Nonparametric Estimation from Incomplete Observations*. *Journal of the American Statistics Association*.
- Kalbfleisch, J. D. e Prentice, R. L. (2011). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. John Wiley & Sons.
- Klein, J. P. e Moeschberger, M. L. (1997). *Survival analysis: techniques for censored and truncated data*. Springer Science & Business Media.
- Lee, E. T. e Wang, J. (2003). *Statistical models and methods for survival data analysis*: John Wiley & Sons.
- Lima, T. M. e Osório, M. M. (2003). *Perfil e factores associados ao aleitamento materno em crianças menores de 25 meses da Região Nordeste do Brasil*. *Rev Bras Saúde Matern Infant*.
- Marques, E. S., Cotta, R. M. M. e Araújo, R. M. A. (2010). *A influência da rede social na nutriz no aleitamento materno: o papel estratégico das famílias e dos profissionais de saúde*. Ciências e Saúde Colectiva, Rio de Janeiro.
- Massango, E. T. (2018). *Análise dos Factores Associados à Desnutrição Infantil em Moçambique*. Trabalho de Conclusão do Curso - Universidade Eduardo Mondlane, Maputo. 2018.
- Meyerink, R. O. e Marquis, G. S. (2002). *Breastfeeding initiation and duration among low-income women in Alabama: the importance of personal and familial experiences in making infant-feeding choices*. *J Hum Lact*.
- MISAU, INE e ICFI. (2011). *Moçambique Inquérito Demográfico e de Saúde*. Calverton, Maryland, USA. 2013. INE, MISAU e ICFI.
- MISAU, INE e ICF. (2015). *Inquérito de Indicadores de Imunização, Malária e HIV/SIDA em Moçambique 2015*. Maputo, Moçambique. Rockville, Maryland, EUA: INS, INE, e ICF.
- Mosqueira, P. S. (2018). *Prevalência e factores associados ao aleitamento materno exclusivo no primeiro mês de vida em Cruzeiro do Sul, Acre*. Dissertação de mestrado--Faculdade de Saúde Publica da Universidade de São Paulo.
- Moteiro, L. S. (2017). *Razões maternas para o desmame precoce em uma unidade básica de saúde no município de São Bernado-Ma*. Trabalho de conclusão de curso-Universidade Federal do Maranhão-São Luis.
- Pérez-Escamilla, R., Lutter, C., Segall, A. M., Rivera, A., Trevino-Siller, S. e Sanghvi, T. (1995). *Exclusive Breast-feeding duration is associated with attitudinal, socioeconomic and biocultural determinants in three Latin American countries*. *J Nutr*.

- Pettitt, A. N. e Daud, I. B. (1989). *Case-weighted measures of influence for proportional hazards regression*. Journal of the Royal Statistical Society Series C (Applied Statistics).
- Putter, H., Fiocco, M. e Geskus, R. B. (2007). *Tutorial in biostatistics: Competing risks and multi-state models*. Statistics in Medicine.
- Rocha, J. B. (2015). *Factores que influenciam na proporção de indivíduos imunes as reações hanseníacas em pacientes diagnosticados com hanseníase no RN*- Trabalho de Conclusão do Curso-Universidade Federal do Rio Grande do Norte-NATAL.
- Rocha, C. e Papoila, A. L. (2009). *Análise de Sobrevivência*. XVII Congresso da Sociedade Portuguesa de Estatística (SPE). Lisboa.
- Santo, I. P. (2016). *Introdução à análise de Confiabilidade. Uma aplicação ao sector de Transportes*. Trabalho de Licenciatura- Universidade Estadual da Paraíba-PB.
- Santos, C. M. L. (2009). *Duração do aleitamento materno exclusivo em mães adolescentes atendidas em uma unidade de referência de Belo Horizonte-MG*.
- UNICEF. (2019). *Reduções na Mortalidade Infantil e Taxas Reduzidas de Cancro da Mama e dos Ovários em Mulheres que Amamentam*. Revist. The Lancet. Nova Iorque.
- UNICEF. (2014). *Situação das Crianças em Moçambique*.
- USAID. The Demographic and Health Surveys (DHS) Program; 2011. Base de dados: Disponível em <https://www.dhsprogram.com> . Acesso em 09/Setembro/2019, às 18h e 30 min.
- Venâncio, S. I., Escuder, M. M. L., Kitoko, P., REA, M. F. e Monteiro, C. A. (2002). *Frequência e determinantes do aleitamento materno em municípios do Estado de São Paulo*. Revista de Saúde Pública.
- WHO. (2002). *The Optimal Duration of Exclusive Breastfeeding: report of an expert consultation*.