



INSTITUTO SUPERIOR DE CIÊNCIAS POLICIAIS E SEGURANÇA INTERNA

A Antropologia Forense como Ciência Forense: O potencial da patela para a estimativa do sexo e da idade à morte numa amostra portuguesa

Catarina Sofia Saraiva Gordo

Dissertação de Mestrado em Ciências Policiais

Área de especialização em Criminologia e Investigação Criminal

Orientação científica:

Prof.^a Doutora Susana Garcia
Instituto Superior de Ciências Sociais e Políticas

Prof. Doutor Francisco Curate
Universidade de Coimbra

Abril, 2025



INSTITUTO SUPERIOR DE CIÊNCIAS POLICIAIS E SEGURANÇA INTERNA

A Antropologia Forense como Ciência Forense: O potencial da patela para a estimativa do sexo e da idade à morte numa amostra portuguesa

Catarina Sofia Saraiva Gordo

Dissertação de Mestrado em Ciências Policiais

Área de especialização em Criminologia e Investigação Criminal

Dissertação apresentada no Instituto Superior de Ciências Policiais e Segurança Interna, para cumprimento dos requisitos necessários à obtenção do grau de mestre em Ciências Policiais na especialização em Criminologia e Investigação Criminal elaborada sob a orientação científica da Professora Doutora Susana Garcia e do Professor Doutor Francisco Curate.

Abril, 2025

Agradecimentos

Queria começar por agradecer a todos os que fizeram parte deste meu percurso académico.

Não poderia deixar de expressar a minha profunda gratidão à Professora Doutora Susana Garcia e ao Professor Doutor Francisco Curate, pela confiança demonstrada ao aceitarem orientar o meu trabalho e pelo constante apoio que me prestaram ao longo da realização desta dissertação.

Agradeço também ao Professor Doutor Pedro Borrego por sugerir alguns dos testes estatísticos e ao Doutor Kazuhiro Sakaue por disponibilizar do seu tempo a responder as minhas dúvidas sobre a presença de borda dupla na patela.

Estendo também o meu agradecimento ao Intendente Nuno Poiares, Coordenador Científico do CMCP, pelo suporte durante o mestrado e pelo incentivo contínuo para ultrapassar as minhas dificuldades.

Um agradecimento especial é igualmente devido ao Professor António Pimentel, pelo apoio durante a unidade curricular de Polícia Científica e por me ter inspirado a explorar a ligação entre o trabalho policial e a Antropologia Forense.

E por fim, mas não menos importante quero agradecer as minhas amigas, em especial a Soraia por me acompanhar novamente nesta jornada, e a minha família por sempre me ter apoiado.

Resumo

A Antropologia Forense desempenha um papel central na identificação de remanescentes humanos, sendo a estimativa do perfil biológico — particularmente do sexo e da idade à morte — essencial para o processo de identificação em contextos forenses. Esta dissertação investiga o potencial da patela como ferramenta métrica e morfológica na estimativa do sexo e da idade à morte numa amostra portuguesa. A amostra foi composta por 313 indivíduos da Coleção Luís Lopes, depositada no Museu Nacional de História Natural e da Ciência em Lisboa. Para a estimativa do sexo, aplicou-se o método de Peckmann et al. (2016), baseado em seis medições da patela. Para a estimativa da idade à morte, foi utilizado e adaptado o método de Kaledzera et al. (2023), que se baseia em alterações morfológicas degenerativas da patela. Os resultados indicam dimorfismo sexual significativo e boa exatidão na estimativa do sexo com uma percentagem de exatidão de 80,5% , bem como associações relevantes entre características morfológicas da patela e a idade à morte, especialmente em indivíduos mais velhos. A investigação demonstra que a patela pode ser uma ferramenta complementar viável para a estimativa do perfil biológico em Antropologia Forense, principalmente quando outros ossos mais robustos não estão disponíveis.

Palavras-Chave: Patela; Estimativa do Sexo; Estimativa da Idade à Morte; Antropologia Forense;

Abstrat

Forensic Anthropology plays a vital role in the identification of human remains, with the estimation of the biological profile — particularly sex and age at death — being a critical step in forensic investigations. This study explores the potential of the patella as a reliable metric and morphological indicator for estimating sex and age at death within a Portuguese skeletal sample. The sample includes 313 individuals from the Luís Lopes Collection, curated at the National Museum of Natural History and Science in Lisbon. For sex estimation, the method developed by Peckmann et al. (2016) was applied, utilizing six standard patellar measurements. For age-at-death estimation, an adapted version of the method by Kaledzera et al. (2023) was used, which scores degenerative morphological changes such as bone lipping and auricular marginal osteophytes. Statistical analyses confirmed significant sexual dimorphism and demonstrated the patella's utility in both sex and age estimation, particularly in older individuals. The findings suggest that the patella is a valuable and often underutilized tool in forensic contexts, especially when preservation conditions limit the availability of more commonly used skeletal elements.

Keywords: Patella; Sex Estimation; Age-at-Death Estimation; Forensic Anthropology

Índice

| | |
|--|-----|
| Resumo..... | IV |
| Abstrat | V |
| Índice de tabelas | VII |
| Índice de figuras | IX |
| Lista de siglas e abreviaturas..... | xi |
| 1. Introdução..... | 1 |
| 2. Amostra e Métodos..... | 16 |
| 3. Resultados | 33 |
| 3.1 Estimativa do Sexo..... | 33 |
| 3.1.1 Erro Inter e Intra-Observador..... | 33 |
| 3.1.4 Análise descritiva | 34 |
| 3.1.2 Lateralidade..... | 36 |
| 3.1.3 Dimorfismo Sexual | 36 |
| 3.1.5 Regressão Logística..... | 37 |
| 3.2 Estimativa da idade à morte | 40 |
| 3.2.1 Erro Intra e Interobservador | 40 |
| 3.2.3 Morfológicas | 42 |
| 3.2.3.1 BL (<i>Bone lipping</i>)..... | 42 |
| 3.2.3.2 AMO (<i>Auricular marginal osteophytes</i>)..... | 43 |
| 3.2.3.3 SMA (Superfície da margem articular)..... | 45 |
| 3.2.3.4 BD (Borda dupla) /DE (<i>Dual edge</i>) | 47 |
| 3.2.4. Qui Quadrado | 48 |
| 3.2.6. Teste de correlação de Spearman (ρ)..... | 50 |
| 3.2.7. Regressão linear múltipla..... | 53 |
| 4. Discussão de Resultados | 59 |
| 5. Conclusões | 65 |
| Referências bibliográficas | 67 |
| Apêndice..... | 74 |

Índice de tabelas

| | |
|---|----|
| Tabela 1. Perfil demográfico da amostra | 18 |
| Tabela 2. Distribuição dos indivíduos por sexo e grupo etário. | 19 |
| Tabela 3. Descrição das medidas usadas na estimativa do sexo. Método Peckmann et al. (2016). | 20 |
| Tabela 4. Adaptação do método de Kaledzera et al (2023). | 22 |
| Tabela 5. Pontuação para a análise da superfície articular..... | 24 |
| Tabela 6. Pontuação para a análise da borda dupla da faceta articular | 25 |
| Tabela 7. Intrepretação do teste K de Cohen. | 27 |
| Tabela 8. Erro intra-observador variáveis métricas. | 33 |
| Tabela 9. Erro interobservador variáveis métricas..... | 34 |
| Tabela 10. Estatística descritiva (sexos combinados) | 34 |
| Tabela 11. Estatística descritiva (sexos separados)..... | 35 |
| Tabela 12. Estatística descritiva - IC..... | 35 |
| Tabela 13. Teste T para amostras emparelhadas..... | 36 |
| Tabela 14. Teste T para amostras independentes (médias das medidas femininas e masculinas). 37 | |
| Tabela 15. Resultados Regressão Logística. | 38 |
| Tabela 16. Tabela de classificação | 39 |
| Tabela 17. Funções Logit | 39 |
| Tabela 18. Teste Kappa de Cohen..... | 40 |

| | |
|--|----|
| Tabela 19. Teste McNemar-Bowker e de McNemar | 42 |
| Tabela 20. Resultados do Bone Lipping. - Lado esquerdo* | 43 |
| Tabela 21. Resultados Bone Lipping - Lado direito e esquerdo. | 43 |
| Tabela 22. Resultados AMO - lado esquerdo* | 44 |
| Tabela 23. Resultados AMO - lado esquerdo e direito. | 45 |
| Tabela 24. Resultados SMA - lado esquerdo* | 46 |
| Tabela 25. Resultados SMA - lado direito e esquerdo. | 46 |
| Tabela 26. Resultados BD - lado esquerdo* | 47 |
| Tabela 27. Resultados BD - lado direito e esquerdo. | 48 |
| Tabela 28. Teste Qui-Quadrado | 50 |
| Tabela 29. Correlação de Spearman..... | 52 |
| Tabela 30. Testes de normalidade | 53 |
| Tabela 31. Resumo do modelo..... | 54 |
| Tabela 32. Regressão linear. | 55 |
| Tabela 33. Resultados da ANOVA | 56 |
| Tabela 34. Estatística de resíduos. | 57 |
| Tabela 35. Diagnóstico de colineariedade..... | 58 |

Índice de figuras

| | |
|--|----|
| Figura 1. Morfologia da patela esquerda: 1 - Base; 2 - Apêndice; 3 - Faceta articular lateral; 4 - Faceta articular medial. Norma anterior e posterior..... | 12 |
| Figura 2. Esquema de medidas da patela, (fotografias por C. Gordo, cortesia Universidade de Lisboa)..... | 20 |
| Figura 3. Medida MAXT. Fotografia de A. Rozendaal em Peckmann et al., 2017..... | 20 |
| Figura 4. Esquemas com os graus relativos à pontuação (0-2) do Labiamento. Grau 0 (não apresenta labiamento) - patela direita, MNHNC:MB61:000073, feminino, 67 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 1 (fraco labiamento com uma aparência irregular) – patela direita, MNHNC:MB61:000109, masculino, 54 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 2 (distinto labiamento com mais de 1 milímetro.– patela direita, MNHNC:MB61:000190, feminino, 85 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa. Fotografias por C. Gordo, cortesia da Universidade de Lisboa. | 22 |
| Figura 5. Esquemas com os graus relativos a pontuação (0-2) dos osteófitos. Grau 0 (não apresenta crescimento de osteófitos) - patela direita, MNHNC:MB61:001143, feminino, 25 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 1 (apresenta início de crescimento de osteofitos) - patela direita, MNHNC:MB61:000324, masculino, 43 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 2 (clara evidência de desenvolvimento de osteófitos) - patela direita, MNHNC:MB61:000372, feminino, 59 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa. Fotografias por C. Gordo, cortesia da Universidade de Lisboa. | 23 |
| Figura 6. Esquema com os graus relativos a pontuação (0-2) da superfície da face articular. Grau 0 (superfície articular lisa) - patela esquerda, MNHNC:MB61:001143, feminino, 25 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 1 (superfície articular com porosidade) - patela esquerda, MNHNC:MB61:000352, masculino, 72 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 2 (superfície articular com eburnação)- patela esquerda, | |

MNHNC:MB61:000457, masculina, 66 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa.
Fotografias por C. Gordo, cortesia da Universidade de Lisboa.24

Figura 7. Esquemas com os graus relativos a pontuação (0-1) da borda dupla. Grau 0 (não apresenta borda dupla) - patela direita, MNHNC:MB61:000450, feminino, 42 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 1 (apresenta borda dupla) - patela direita, MNHNC:MB61:000440, masculino 50 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa.
Fotografias por C. Gordo, cortesia da Universidade de Lisboa.25

Lista de siglas e abreviaturas

| | |
|----------|-------------------------------------|
| %ETM | Erro técnico de medição relativo |
| PM | Post mortem |
| AM | Ante mortem |
| MAXH | Altura máxima da patela |
| MAXB | Largura máxima da patela |
| MAXT | Espessura máxima da patela |
| LAFB | Largura da faceta articular lateral |
| HAF | Altura da faceta articular |
| MAFB | Largura da faceta articular medial |
| DP | Desvio padrão |
| DF | Graus de liberdade |
| χ^2 | Valor qui-quadrado |
| ETM | Erro técnico de medição |
| IC 95 | Intervalo de Confiança |
| IDS | Índice de dimorfismo sexual |
| K/S | Kolmogorov-Smirnov |
| M | Margem |
| N | Número de casos |

| | |
|------|---|
| S/W | Shapiro-Wilk |
| Sig | Significância |
| SPSS | Statistical Package for Social Sciences |
| VIF | Variance Inflation Factor |

1. Introdução

A Antropologia sempre teve um grande impacto na Criminologia, desde a corrente do positivismo antropológico de Cesare Lombroso (1835-1909) e da sua obra *O homem delinquente* (1876) que veio mudar o rumo da pesquisa da criminologia. Lombroso baseou-se (fazendo uma interpretação equivocada) na teoria da evolução de Darwin em que considerava criminosos como “antepassados” na árvore filogenética, pois atribuía características antropológicas e fisiológicas primitivas aos criminosos – atavismo – sendo que cada tipo de crime apresentava diferentes características, sendo assim possível não só identificar criminosos, mas sim também o crime que teriam cometido (Mazarrello, 2011). A sua teoria presente tanto na obra *O homem delinquente* como na obra *Génios e Insanidade* (1872), embora baseada em premissas erradas e desacreditada, contribuiu para a criminologia ao fundar a antropologia criminal, integrar abordagens biológicas e sociais, influenciar a psiquiatria e a justiça moderna, e deixar um legado internacional ainda debatido na atualidade. As aplicações modernas das teorias de Lombroso incluem contribuições à genética comportamental, psicologia evolutiva e abordagens holísticas da criminologia, mas suas limitações envolvem metodologias falhas, reducionismo biológico e desconsideração de fatores sociais e ambientais (Mazarrello, 2011). O método antropométrico de Alphonse Bertillon (1853-1914) também fez uso da antropometria ao desenvolver um sistema de identificação humana por papilares digitais que mais tarde vai inspirar Locard para a criação do princípio da troca (Pereira, 2020). Atualmente, a Antropologia Forense faz parte das Ciências Forenses que são usadas na Investigação Criminal e contribui para a identificação de vítimas. Outras valências da Antropologia Forense incluem a determinação das circunstâncias e da causa da morte e a análise de evidências biológicas em uma variedade de cenários criminais (Cunha & Cattaneo, 2006; Ubelaker, 2017). A Antropologia Forense tem como principal objetivo a identificação positiva de indivíduos desconhecidos e para isso tem que necessariamente, estimar o perfil biológico (fase reconstrutiva) e comparar os dados com informação *ante mortem* de possíveis indivíduos compatíveis (fase comparativa). O perfil biológico consiste na estimativa do sexo, idade à morte, estatura e afinidades populacionais. Na fase comparativa recorre-se a indicadores individualizantes, como fraturas *ante mortem*, ortopantomografias, sobreposição de imagens, entre outros.

O tema escolhido para este projeto é averiguar o potencial da análise da patela como uma ferramenta eficaz na estimativa do perfil biológico, mais especificamente da idade à morte e do sexo em contextos forenses em Portugal, com ênfase em indivíduos mais velhos. Desse modo, esta investigação tem como objeto de estudo as características da patela para estimativa do sexo e da idade à morte a partir de uma amostra identificada de indivíduos adultos. A escolha deste tema deve-se ao facto de a estimativa da idade à morte a partir de novos métodos, com ênfase em indivíduos mais velhos ser um tema bastante relevante, pois não há muitos métodos disponíveis e os que existem nem sempre são muito assertivos, possibilitando apenas estimativas com intervalos muito alargados. Outra vantagem advém do facto de a patela ser um osso bastante resistente a fatores tafonómicos, sendo muitas vezes recuperadas intactas (Peckmann et al., 2016; Kaledzera et al., 2023). Quantos mais métodos existirem e que consigam estimar algumas das características do perfil biológico de forma precisa, como é o caso da estimativa da idade à morte e do sexo, mais provável é conseguir-se uma identidade positiva. Contudo, a estimativa da idade à morte torna-se mais difícil à medida que o indivíduo envelhece. A maioria dos métodos tem como base o desenvolvimento, como é o caso do método do desenvolvimento dentário de Ubelaker (1989) e o da fusão óssea de McKern e Stewart (1957). Já os métodos baseados no desgaste e na degeneração apenas permitem estimativas fiáveis até aos 50 anos, como acontece com o desgaste dentário de Brothwell (1981) e com a metamorfose da sínfise púbica de Todd (1920) que foi testado e ampliado por Brooks and Suchey (1990). O desgaste dentário não deve ser aplicado em populações modernas. Outros métodos, tais como a degeneração da superfície auricular (Lovejoy, 1985; Chamberlain, 2002), superfície esternal da 4.^a costela (İşcan, 1985), superfície esternal da clavícula (Falys & Prangle, 2015) e a fusão das epífises da clavícula (Shirley, 2009) também são usados na estimativa da idade à morte, mas mais uma vez dependem da preservação de estruturas ósseas frágeis. Mais recente surgiram outras abordagens denominadas por *transitional analysis* (Boldsen & Milner, 2012; Navega et al., 2022), mas ainda requerem ser testadas em diferentes populações.

1.2. CONTEXTO DA INVESTIGAÇÃO

Esta investigação enquadra-se no contexto da Antropologia Forense. O principal objetivo visa avaliar o potencial da análise da patela como uma ferramenta eficaz na estimativa do perfil biológico, mais especificamente da idade à morte e do sexo em contextos forenses em Portugal, com ênfase em indivíduos mais velhos. Este projeto visa o teste de dois métodos o de Peckmann, et al. (2016) para a estimativa do sexo e o de Kaledzera, et al. (2023) para estimar a idade à morte. Os dados foram recolhidos no Museu Nacional de História Natural e da Ciência entre 15 de janeiro de 2024 e 17 de abril de 2024.

1.2.1 As Ciências Forenses

As ciências forenses englobam um conjunto de disciplinas científicas que usam o conhecimento e a tecnologia ao serviço da lei com o objetivo de associar pessoas, lugares e coisas envolvidas em atividades criminais (Harris & Lee, 2019; Houck & Siegel, 2015; Caddy & Cobb, 2004). Incluem a patologia, a toxicologia, a odontologia, a biologia, a geologia, a psiquiatria, a criminalística e também a Antropologia Forense (Eckert, 1997).

Os principais objetivos das ciências forenses são: ajudar na investigação de incidentes de interesse legal; ajudar a estabelecer os elementos básicos legais de um crime como por exemplo demonstrar que um elemento faz parte do crime a ser investigado (ex. marijuana num caso de droga ou penetração num caso de violação); confirmar ou negar declarações das testemunhas, vítimas ou suspeitos de um caso; identificar substâncias e materiais usados em casos de controlo de substâncias e casos de falsificação, mas também casos de incêndio posto, por exemplo, quando há existência de líquidos inflamáveis; e, por fim, a identificação de pessoas tanto vivas como mortas (Houck, & Siegel, 2015).

Ao longo dos tempos o propósito e uso da Antropologia Forense tem evoluído e com isso também a sua definição. Segundo Evison et al. (2012) e Kranioti e Paine (2011), tradicionalmente a Antropologia Forense definia-se como a área da antropologia biológica que apenas analisava os

esqueletos de interesse para o sistema judicial e forense. Contudo, atualmente essa definição tornou-se mais abrangente. A Antropologia Forense não analisa apenas esqueletos, mas também remanescentes mortais em estados diversos de decomposição, assim como realiza a identificação de indivíduos vivos. Assim sendo, a definição mais adequada atualmente é: a aplicação de métodos e teorias da antropologia, da antropologia biológica e da arqueologia, especialmente para a recuperação e análise de restos humanos para processos médico-legais praticada por antropólogos biológicos ou físicos especializados em forense (Kranioti & Paine, 2011; Evison, Francisco, & Guimarães, 2012; Ubelaker, 2017, Rosário, 2023).

A Antropologia Forense é exercida em múltiplos contextos, abrangendo uma variedade de situações e cenários. Estes incluem a atuação em cenas de crime, contextos suspeitos, situações de morte violenta ou inexplicada, bem como em desastres em massa, valas comuns e crimes de guerra. Para além disso, o trabalho do antropólogo forense pode estender-se ao estudo de indivíduos vivos, nomeadamente em casos em que seja necessário estimar a idade para efeitos legais ou de imputabilidade penal, como sucede com refugiados sem documentação ou em investigações de pornografia infantil. Outro contexto relevante prende-se com a análise de imagens de videovigilância, frequentemente usadas para identificar suspeitos em casos de roubo ou assalto (Cunha & Cattaneo, 2006; Ubelaker, 2017).

As tarefas desempenhadas pelos profissionais desta área são igualmente diversas. Incluem a descoberta e recolha de restos humanos, quer estejam à superfície ou enterrados; a identificação da espécie (humana ou não); a estimativa do intervalo *post mortem*; e a descrição de fatores tafonómicos. O antropólogo forense procede também à construção do perfil biológico — estimando características como a idade, sexo, estatura e afinidades biológicas —, à aproximação craniofacial e à descrição de características morfológicas específicas. Entre outras competências, destacam-se ainda a identificação positiva de remanescentes humanos, a análise de traumatismos com vista à determinação da causa da morte, e a estimativa da idade em indivíduos vivos, quer a partir de exames diretos, quer através da análise de imagens ou documentação visual (Cunha & Cattaneo, 2006; Ubelaker, 2017).

Para a Antropologia Forense em Portugal só são apenas considerados casos forenses os remanescentes mortais até 15 anos, sendo que os casos com mais de 15 anos são considerados casos de bioarqueologia. Isto está fortemente ligado com os arts. 118º e 131º do Código Penal onde diz

que o procedimento criminal acaba, por efeito de prescrição, assim que tiverem passados 15 anos desde a prática do crime, quando os crimes são puníveis com pena de prisão que o limite máximo for superior a 10 anos (Coelho, 2020). Contudo, em países como Espanha e Itália, são considerados os casos até 25 anos e pós segunda guerra mundial, respetivamente (Cunha & Cattaneo, 2006).

1.2.2. Os benefícios da Antropologia forense

Cada vez mais o governo tem mais expectativas na utilidade das ciências forenses no sistema judicial e como a maioria das informações que podem ser registadas através de análises de Antropologia Forense a material osteológico tanto em termos de quantidade como de qualidade apenas podem ser encontradas e decodificadas por antropólogos forenses com experiência, demonstra a crescente importância de antropólogos forenses nas equipas de investigação não apenas no laboratório, mas também em campo. Segundo Cunha e Cattaneo (2006) muitos polícias, o ministério público e patologistas forense ficam surpreendidos com a quantidade de informação que se pode extrair dos ossos.

Segundo Evison, Francisco e Guimarães (2012) os avanços nos estudos sobre o impacto da Antropologia Forense no sistema judicial, nos avanços dos direitos humanos pode servir como instrumento para a prevenção de homicídios, suicídios e outras mortes.

1.2.5. Os desafios presentes no uso de Antropologia Forense

Podemos dividir os diferentes desafios da Antropologia Forense e do seu uso em três tipos: os de formação, em tribunal e os de identificação/métodos.

Os que correspondem ao primeiro tipo, os problemas de formação foram demonstrados por Cunha e Cattaneo (2006) onde abordam as diferenças entre os níveis de formação como áreas de formação ou especialização necessárias para se exercer a Antropologia Forense na Europa mostrando assim um treino pobre e heterogéneo pondo em causa a qualidade da formação. Ubelaker (2010) mostra as diferenças de formação e habilitações de antropólogos forenses em diferentes partes do globo com base nas associações de antropologia forense nos EUA, na América

Latina e na Europa concluindo que deviam ser estabelecidos mecanismos para reconhecer a experiência, treinamento, educação, como também testes e processos de qualificação para demonstrar quem esta ou não apto a exercer antropologia forense.

Entre os problemas possíveis em tribunal encontram-se a falta de conhecimento especializado por parte dos juízes (Cunha & Cattaneo, 2006) e as mudanças nos critérios de admissão de testemunhos de peritos (Steadman et al., 2006). No passado os peritos debatiam em tribunal se o método e as técnicas usadas eram aceites nos seus campos de estudo, e a avaliação do peso da evidencia era deixada para o júri determinar, sendo então a principal critério de admissão o da aceitação da técnica, mas atualmente é o juiz que determina a admissão dependendo se é relevante e confiável, se o método científico pode ser testado e se as taxas de erro foram determinadas, se o método foi revisto por outros além do perito em específico, e se a técnica foi aceite pela maioria dentro da área. Além disto o juiz também pode negar o testemunho do perito em causa se o relatório não estiver bem escrito, o método não for conhecido, ou não incluir a taxa de erro, mostrando assim menos relevância e confiabilidade da perícia (Steadman et al., 2006).

A última categoria dos desafios enfrentados pela Antropologia Forense são os problemas ligados à identificação de indivíduos. Quando existem problemas na identificação do individuo, o antropólogo tem de definir os termos técnicos, discutir quaisquer limitações metodológicas sentidas (que veremos de seguida), incluir as taxas de erro das estimativas como apresentar um resumo estatístico para demonstrar ao juiz a força da sua perícia para a identificação do individuo (Steadman et al., 2006). Os problemas em relação à identificação de um individuo estão presentes em três dos quatro parâmetros do perfil biológico (idade à morte, sexo e afinidades populacionais). Começando pela estimativa do sexo podemos testemunhar a quase impossibilidade de estimativa em não-adultos devido ao reduzido dimorfismo sexual do esqueleto em indivíduos pré-púberes (Lewis & Rutty, 2003; White & Folkens, 2005). No parâmetro da idade a morte podemos observar para dificuldade em determinar idades mais avançadas (Appleby, 2017; Cave & Oxenham, 2016). O principal problema associado à estimativa das afinidades populacionais em Antropologia Forense é o risco de generalização e simplificação excessiva da diversidade biológica humana, o que pode levar a erros de interpretação e reforço de estereótipos. As categorias usadas (como “africano”, “europeu”, “asiático”) são construções socioculturais que nem sempre refletem a complexa variação biológica dentro e entre populações humanas. Há ainda uma sobreposição

significativa de características esqueléticas entre grupos, o que torna difícil e muitas vezes impreciso atribuir uma origem populacional com alta confiança.

Por fim, outro desafio que envolve a estimativa do perfil biológico é nos casos de mortes em massa, especialmente em casos de desastres naturais em grande escala, conflitos armados, e as atuais crises de migrações internacionais. Nestes casos torna-se muito difícil identificar os indivíduos não apenas pela quantidade de casos, mas também pela possível conservação do esqueleto e pela falta de dados para comparar para se obter a informação biológica necessária. O problema de identificação também pode ser visto em pequena escala como é o caso de sem-abrigos e pessoas com problemas socioeconómicos que não tenham família conhecida (Boer, et al., 2020; Lewis & Rutty, 2003; Spradley et al., 2008).

Outro problema é a falta de acordo em relação a um número mínimo de pontos para se determinar a identificação e quais são as características morfológicas que podem ser consideradas como elementos identificativos como se verifica nas perícias lofoscópicas sem ser as patologias identificadas (Cattaneo, 2006).

Podemos considerar que um dos problemas maiores numa análise osteológica é o estado de conservação do esqueleto/restos mortais, pois se houver ossos em falta, ou danificados, põem em causa a identificação, pois os possíveis métodos a utilizar seriam reduzidos e, eventualmente, não serão os mais exatos. A falta de métodos específicos para cada população também é problemática, sendo que quando se usa um método para outra população pode ser menos exato (Spradley et al., 2008).

1.2.2 A identificação de remanescentes mortais

O principal foco da Antropologia Forense é a identificação de remanescentes humanos podendo eles serem originários de cenas de crimes como os desastres em massa. Para tal na presença de ossos o antropólogo forense tem de responder às seguintes questões: É osso? É humano? É recente? Que ossos estão presentes? Existe mais do que um indivíduo presente? Qual é a afinidade populacional do indivíduo? Qual é o sexo? Qual é a idade à morte? Qual é a estatura?

E quais são as características individualizantes daqueles restos mortais? Para assim estabelecer a identificação positiva do indivíduo (White e Folkens, 2005).

Sendo osso humano, o antropólogo forense começa por traçar o perfil biológico: o sexo, a idade à morte, a estatura e as afinidades populacionais. Todavia, para a identificação do indivíduo estas características podem permitir uma exclusão, mas podem não ser suficientes para a identificação, por isso características singulares do indivíduo, como traumas *ante mortem*, patologias, ou o tempo desde que morreu e pistas para a circunstância ou a causa da morte têm também de ser consideradas.

Explorando mais profundamente o perfil biológico, que é a área de maior especialização dos antropólogos forenses, passo agora a descrever sucintamente cada um desses parâmetros.

Estimar o **sexo biológico** em populações humanas é possível, porque existe dimorfismo sexual na nossa espécie. O dimorfismo sexual é uma das principais formas de expressão das características sexuais secundárias que ocorrem depois da puberdade e durante a adolescência (Ursi et al., 1993; Ferreira, 2021). Frayer e Wolpoff (1985) e Ferreira (2021) nos seus trabalhos sobre o dimorfismo sexual referem que o dimorfismo é apresentado através das diferenças de tamanho, forma e comportamento entre o sexo feminino e masculino, como por exemplo a diferença na estatura, crânio, dentes, musculatura, entre outras, que são causados pelas hormonas na adolescência como também pela nutrição, stress e outros fatores ecológicos, sociais e económicos. Tornando-se assim mais fácil estimar o sexo em adultos, mas extremamente difícil em não-adultos, pois as características sexuais secundárias ainda não se terem desenvolvido. Apenas se podem usar métodos com base no tamanho dos dentes, crânio, mandíbula e coxais, mas não se têm revelado muito exatos (Lewis & Ruttly, 2003; White & Folkens, 2005). O uso de ADN pode ser uma alternativa, mas implica destruir uma porção do osso (Pajnič et al., 2023). Recentemente também se começou a utilizar a digitalização geométrica morfométrica (Gaudio et al., 2017)

Alguns dos métodos morfológicos clássicos usados na estimativa do sexo são o método de Bruzek (2002) que analisa cinco características morfológicas nos coxais: o sulco pré-auricular, a grande chafradura ciática, o arco composto, a pélvis inferior (ramo) e a proporção isquiopúbica. O método de Walker (2005) atribui graus de 1 a 5 a seis características (grande chanfradura ciática, sulco pré-auricular, eminência iliopectínea, a junção da crista auricular e a superfície pélvica, a

cavidade acetabular e o sulco subpúbico). Já o método de Walker (2008) analisa cinco características morfológicas do crânio e mandíbula que podemos analisar comparando a ilustração do autor para determinar a pontuação de cada característica de 1 (híper feminino) a 5 (híper masculino). Nas últimas décadas têm sido também desenvolvidos muitos estudos com recurso a variáveis métricas. Destaca-se o estudo de Murail et al. (2017) com base no coxal, mas existem métodos com base no fémur (Curate et al., 2016), no úmero (Ferreira, 2021), rádio (Curate et al., 2021), tibia e fibula (Garcia, 2012; Marques et al., 2025). Segundo Spradley e Jantz (2011) os métodos mais eficazes para a estimativa do sexo são os baseados no coxal, seguidos dos ossos longos e só depois o crânio.

Estimar a **idade à morte** é possível pois desde a vida intrauterina até a morte, o nosso esqueleto vai sofrendo alterações fisiológicas (Falys & Lewis, 2010; Corron et al., 2018). A estimativa da idade à morte é bastante complexa pois envolve dividir o crescimento contínuo em classes etárias e indivíduos com a mesma idade cronológica podem apresentar um desenvolvimento ósseo diferente (Falys & Lewis, 2010; Corron et al., 2018). Existem diversas divisões para as faixas etárias umas com espaços de tempo maiores e outras mais pequenos, mas segundo Falys e Lewis (2010) a divisão mais comum para a idade é nas seguintes 7 classes: feto (antes do nascimento), bebé (dos 0 aos 3 anos), criança (dos 3 aos 12 anos), adolescente (dos 12 aos 20 anos), jovem adulto (dos 20 aos 35 anos), adulto (dos 35 aos 50 anos) e adulto idoso (mais de 50 anos).

Ao contrário da estimativa do sexo, que é menos exata em indivíduos não-adultos, a estimativa da idade apresenta uma maior exatidão nessa faixa etária. Os métodos mais confiáveis são aqueles que analisam o desenvolvimento dentário, pois este está diretamente associado à idade cronológica do que qualquer outra parte do esqueleto (Corron et al., 2018). Um dos métodos mais precisos é o de Ubelaker, baseado no desenvolvimento dentário, que permite estimar a idade desde os 5 meses de vida intrauterina até os 18 anos. (Falys & Lewis, 2010; White & Folkens, 2005; Lewis & Rutty, 2003).

Em adultos, dependendo dos métodos, há diferentes níveis de complexidade como por exemplo o método da fusão óssea de McKern e Stewart que é apenas adequado dos 17 anos aos 23 anos com a exceção da clavícula que pode fundir até aos 30 anos (Cunningham et al., 2016). Outros métodos usados em adultos são o de Suchey & Brooks (1990) baseia-se na análise da sínfise púbica, dividindo as alterações morfológicas em seis etapas que variam de acordo com a idade do

indivíduo. Cada etapa é caracterizada por mudanças na forma e no desgaste da sínfise, proporcionando uma estimativa mais precisa da idade biológica em adultos, o de Lovejoy et al. (1985) que consiste na análise morfológica das mudanças na superfície auricular através de descrições que dividem as idades em oito fases (Falys & Lewis, 2010; White & Folkens, 2005). Um dos maiores problemas na estimativa da idade nos adultos está relacionado com a dificuldade em estimar de forma correta a idade em idosos e muitos idosos. Um dos métodos existentes, baseado na clavícula, começa nos 40 anos (Falys & Prangle, 2015) e analisa três características degenerativas da clavícula, a porosidade, a topografia e a formação de osteófitos. As abordagens de *transitional analysis* também são promissoras, avaliando as mudanças contínuas nos ossos ao longo do tempo, e considerando a variabilidade entre indivíduos e populações. Esta abordagem é útil para superar as limitações dos métodos tradicionais, como aqueles baseados em estágios discretos (por exemplo, a análise da sínfise púbica), oferecendo uma estimativa mais exata e flexível da idade, especialmente em indivíduos mais velhos ou em populações diversificadas. A transição de uma condição para outra é modelada através de métodos matemáticos, com o objetivo de melhorar a precisão das estimativas. (Milner et al., 2012).

A **estatura** do corpo humano está correlacionada com o comprimento dos ossos longos em todas as idades (White & Folkens, 2005). Existem dois tipos de métodos para a estimativa da estatura, os métodos anatómicos, onde diferentes ossos são medidos desde os pés ao crânio e depois essas medidas são somadas e é adicionado um fator de correção para a falta de tecidos moles, e os métodos matemáticos onde são realizadas equações regressão usando as medidas de um osso específico (Nikita, 2016). Como método anatómico temos por exemplo o método de Bidmos e Manger (2012) e o método de Raxter et al. (2007) e para os métodos matemáticos temos como exemplo os métodos de regressões lineares de Mendonça (2000) e as regressões lineares de Pearson (1899).

Para a estimativa da estatura na população portuguesa os métodos mais comuns são o de Mendonça (2000) que utiliza o comprimento máximo e fisiológico do fêmur e o comprimento máximo do úmero e o método de Cordeiro et al., (2009) com base no 1.º e no 2.º metatársicos. Ambos os métodos foram desenvolvidos com base em amostras cadavéricas de origem portuguesa.

No campo da Antropologia Forense, a estimativa da **afinidade populacional** é um aspeto adicional no auxílio à identificação de restos humanos desconhecidos. A estimativa da afinidade

populacional é baseada na análise de características cranianas (métricas e morfológicas) (Coelho, 2012). É talvez o parâmetro do perfil biológico mais problemático. É um processo complexo que requer uma compreensão da variação do esqueleto humano e da história populacional. Envolve o uso de métodos estatísticos para comparar as características esqueléticas de um indivíduo desconhecido com as de populações de referência conhecidas. A precisão da estimativa da afinidade populacional depende da qualidade e representatividade das amostras de referência utilizadas na análise (Coelho, 2012).

Tal como a estimativa do sexo, a estimativa da afinidade populacional em não-adultos é complexa pois as características analisadas no crânio também são características sexuais secundárias então até a adolescência elas ainda não estão desenvolvidas incapacitando assim a estimativa em não-adultos (Lewis & Ruttly, 2003).

1.2.3. A patela

A patela, também denominada como rótula, é o maior osso sesamoide do corpo humano. É um osso plano e triangular localizado na parte frontal da articulação do joelho, dentro do tendão do quadríceps (Peckman et al, 2016; Nikita, 2017). As suas principais funções são a alavancagem e a eficiência do músculo quadríceps durante a extensão do joelho e proteger a parte anterior da articulação do joelho contra traumas (Peckman et al, 2016; Nikita, 2017).

A patela é considerada um osso forte que não costuma sofrer mudanças *post mortem* e que costuma estar presente e intacto quando outros ossos não o estão (Kaledzera et al, 2023; Indra et al, 2021; Peckman et al, 2016).

Devido a ser um osso pertencente à articulação do joelho, o mesmo pode apresentar osteoartrose que é uma patologia que causa mudanças degenerativas fortemente ligadas com a idade, como por exemplo, eburnação e osteófitos (Sakaue, 2008).



Figura 1. Morfologia da patela esquerda: 1 - Base; 2 - Apêndice; 3 - Faceta articular lateral; 4 - Faceta articular medial. Norma anterior e posterior.

Para a estimativa do sexo com base na patela foram encontrados apenas nove estudos, sendo o mais antigo o de Introna et al. (1998), numa população italiana, que concluiu que a combinação da largura máxima e da espessura máxima da patela permite estimar o sexo com uma exatidão de até 83,8% e o mais recente o de Maio et al. (2024) numa população portuguesa, do distrito de Coimbra concluiu que a combinação de todas as variáveis pode alcançar uma exatidão entre 80,2% e 96%. Os outros estudos compreendem: o de Kemkes-Grotenthaler (2005) numa população alemã medieval concluiu que a análise discriminante com base na morfometria da patela permite estimar o sexo com exatidão até 85%, embora esta diminua para 78–74% quando ajustada estatisticamente, sendo mais fiável em indivíduos masculinos e jovens, e destacando a necessidade de considerar fatores biológicos e amostras maiores.; o de Bidmos et al. (2005) numa população branca na África do Sul concluiu que, embora a combinação de todas as variáveis da patela tenha permitido uma exatidão máxima de 85% na estimativa do sexo, os resultados foram inferiores aos obtidos com ossos como o fêmur, tibia ou úmero, e que as funções discriminantes da literatura, como as de Introna et al. (1998), podem perder eficácia quando aplicadas a outras populações, pelo que o uso da patela deve ser feito com cautela em contextos forenses; o de Dayal and Bidmos (2005) numa população negra, também na África do Sul concluiu que as medidas da rótula permitem estimar o sexo com até 84% de exatidão reforçando assim a sua utilidade em contextos forenses quando ossos longos não estão acessíveis; o de Phoophalee et al. (2012) numa população tailandesa que concluiu que os valores médios das medidas da rótula são superiores nos homens em relação às mulheres, e que as equações discriminantes desenvolvidas permitem estimar o sexo com uma elevada exatidão

média de 90,5% (89,0% para homens e 94,4% para mulheres); e, por fim, Peckmann et al. (2016) que estudaram a população espanhola e que concluíram que a patela, por ser resistente a alterações post-mortem e tafonómicas, é frequentemente recuperada em contextos forenses e que permitiu uma estimativa do sexo com elevada precisão, sobretudo quando se utilizam múltiplas medidas combinadas, reforçando a necessidade de funções discriminantes específicas para cada população e época.

Os estudos que recorram à patela para a estimativa da idade à morte foram apenas três, sendo que dois deles abordam também a estimativa do sexo. O estudo de Sakaue (2008) estudou a população japonesa e concluiu que a análise da patela mostrou-se eficaz para determinar o sexo em japoneses com 85% de acerto, mas pouco exata para estimar a idade à morte, sendo útil apenas para classificações vagas por faixas etárias, Narayanan (2020) estudou a população indiana que concluiu que a estimativa do sexo com base na altura máxima da patela apresentou a maior exatidão com 91% de acerto, enquanto que a combinação de todas as variáveis atingiu 91,4% de acerto e em relação a estimativa da idade com base no score composto mostrou-se altamente precisa, com 88,8% de acerto, e o de Kaledzera, et al. (2023) estudou a população da África do Sul que concluiu que os scores compostos da rótula podem ser usados para estimar com exatidão a idade à morte em restos humanos, embora os grupos etários de referência sejam amplos e sobrepostos, sugerindo a necessidade de futuras investigações com mais características morfológicas para melhorar essa estimativa.

1.3. PROBLEMÁTICA DA INVESTIGAÇÃO

A problemática desta pesquisa reside na avaliação do potencial da análise da patela como elemento ósseo eficaz para a estimativa do perfil biológico, mais concretamente o sexo e a idade à morte, em contextos forenses em Portugal. Adicionalmente, pode contribuir para a resolução do desafio da estimativa da idade da morte em indivíduos mais velhos. A Antropologia Forense em Portugal é uma disciplina estabelecida, mas a aplicação específica da análise da patela como uma ferramenta de identificação ainda não foi amplamente explorada, especialmente no contexto da identificação de indivíduos mais velhos.

É crucial investigar se a análise da patela pode oferecer contribuições significativas para a identificação de vítimas não identificadas, desaparecidas ou em casos forenses em Portugal, enquanto resolve o desafio persistente da estimativa da idade da morte em indivíduos idosos. A determinação da eficácia da análise da patela em comparação com outros métodos mais usados para a identificação, é fundamental para avaliar sua viabilidade e relevância em contextos forenses em Portugal.

Portanto, esta pesquisa visa preencher uma lacuna na literatura, fornecendo uma análise crítica das implicações da análise da patela na Antropologia Forense em Portugal, destacando sua eficácia, ética e aplicabilidade, bem como sua capacidade de fornecer soluções para os desafios relacionados à estimativa da idade da morte em indivíduos mais velhos. A resposta a essa problemática pode oferecer informações valiosas para profissionais das ciências forenses, investigadores e a justiça em geral, contribuindo para o avanço da identificação de indivíduos desconhecidos, independentemente de sua idade.

1.3.1 PERGUNTA DE PARTIDA

O trabalho de investigação começou com a criação de uma pergunta de partida para orientar e delimitar o estudo. Para esta investigação a pergunta de partida é a seguinte: Qual é a fiabilidade da patela como método de estimativa do perfil biológico (idade à morte e sexo) em investigações criminais forenses para a população portuguesa?

1.4. OBJETIVOS DA INVESTIGAÇÃO

1.4.1 Objetivo geral

O objetivo geral desta pesquisa é avaliar o potencial da patela como uma ferramenta eficaz na estimativa de dois parâmetros do perfil biológico, mais especificamente da idade à morte e do sexo em contextos forenses em Portugal, com ênfase em indivíduos mais velhos.

1.4.2 Objetivos específicos:

- I. Avaliar o dimorfismo sexual da patela;
- II. Aplicar o método de estimativa do sexo de Peckmann et al. (2016) a uma amostra portuguesa de esqueletos identificados da Coleção Luís Lopes;
- III. Aplicar o método de estimativa de idade à morte de Kaledzera et al. (2013) a uma amostra portuguesa de esqueletos identificados Coleção Luís Lopes
- IV. Avaliar a precisão e confiabilidade dos métodos testados por meio de análise estatística;

2. Amostra e Métodos

2.1. Amostra

2.1.1. Coleções Osteológicas Identificadas

As coleções osteológicas identificadas, também denominadas coleções de referência ou documentadas, são conjuntos de esqueletos ou remanescentes humanos esqueletizados de indivíduos dos quais se possuem alguns dos seus dados biográficos e que podem variar de coleção para coleção, podendo incluir a idade à morte, sexo, causa de morte, condições de saúde, ocupação e filiação, entre outros (Santos, 2020)

Estas coleções são de alta importância para diversas áreas da ciência, mas especialmente para a antropologia forense e a bioarqueologia. A sua importância está ligada ao desenvolvimento e aprimoramento de métodos e técnicas forenses para estimar o perfil biológico. Também são importantes para a formação de estudantes e profissionais, e para a pesquisa científica em estudos relacionados com a evolução humana, saúde e doenças ao longo da história, a variabilidade biológica entre diferentes populações, e as mudanças demográficas (Belcastro et al., 2022; Caldas et al., 2023).

As coleções osteológicas humanas mais relevantes a nível mundial distinguem-se pela sua antiguidade histórica e pela sua importância científica, refletida na sua dimensão, grau de documentação e contributo para o desenvolvimento da antropologia forense e biológica. As mais influentes encontram-se sobretudo na Europa e nos Estados Unidos da América, embora existam núcleos importantes noutros contextos, ex. América Latina.

A Coleção de Viena, iniciada em 1796, é uma das mais antigas da Europa e do mundo, com cerca de 10 500 remanescentes humanos. Originalmente criada na Universidade de Medicina de Viena, está desde 2012 depositada no Museu de História Natural de Viena, sendo uma referência em estudos anatómicos e antropológicos (Winter et al., 2023).

A *Spitalfields Collection*, no Museu de Londres, data dos séculos XVIII e XIX, embora tenha sido escavada apenas na década de 1980. Apesar de mais pequena, esta coleção é valiosa

pela sua documentação detalhada e contexto arqueológico urbano bem preservado, permitindo estudos em saúde, nutrição e tafonomia histórica (Cox, 1996).

Em Inglaterra, a Duckworth Collection, da Universidade de Cambridge, iniciada no final do século XIX, reúne milhares de crânios e esqueletos de várias partes do mundo. Foi central nos estudos de variação craniana e na construção de bases morfométricas de referência (Lahr, 1992).

Nos Estados Unidos, destaca-se a *Terry Collection*, iniciada em 1898 por Robert Terry, composta por 1728 indivíduos, e atualmente conservada no Museu de História Natural do Instituto Smithsonian. É uma das coleções mais importantes para a validação de métodos forenses, dada a sua documentação clínica e demográfica pormenorizada (Tomé, 2019).

Também nos EUA, a Hamann-Todd Collection, iniciada em 1912 no Cleveland Museum of Natural History, possui mais de 3000 indivíduos identificados, sendo uma das maiores coleções osteológicas humanas do mundo. Tem sido central no desenvolvimento de métodos clássicos de estimativa de sexo, idade e ancestralidade (Simon & Hubbe, 2021; Dabbs & Moore-Jansen, 2010).

A Bass Donated Skeletal Collection, iniciada na década de 1980 na Universidade do Tennessee, distingue-se por estar associada à famosa "Body Farm", permitindo o estudo direto da decomposição humana. Contém centenas de indivíduos com histórico médico completo, sendo uma referência na investigação tafonómica e no intervalo *post mortem* (Shirley et al., 2011).

Por fim, destaca-se a coleção osteológica do Cemitério de Milão, criada em 2012 e composta por 2127 esqueletos, atualmente no Laboratorio di Antropologia e Odontologia Forense. Apesar de recente, é já uma referência para a investigação forense no contexto europeu contemporâneo (Tomé, 2019).

Em Portugal, a antiga Coleção Ferraz de Macedo, iniciada no final do século XIX por Francisco Ferraz de Macedo, chegou a reunir mais de 1100 crânios. Um incêndio em 1978 destruiu grande parte do acervo, restando atualmente 30 crânios, preservados no Museu Nacional de História Natural e da Ciência (MUHNAC), em Lisboa (Firmino, 2016). Ainda no MUHNAC, a Coleção Luís Lopes conserva cerca de 1700 esqueletos, sendo uma das mais volumosas do país e utilizada com frequência em estudos forenses e bioantropológicos (Garcia, 2020).

A Universidade de Coimbra alberga várias coleções complementares: a Coleção de Crânios das Escolas Médicas, a Coleção de Esqueletos Identificados, a Coleção de Trocas Internacionais e a Coleção de Esqueletos Identificados do Século XXI, totalizando 2165 indivíduos. Estas coleções são essenciais para a investigação forense e o ensino da antropologia biológica em Portugal (Tomé, 2019).

2.1.2 Amostra

Este estudo usou uma amostra de adultos da Coleção de Esqueletos Identificados de Lisboa, também designada por Coleção Luís Lopes, depositada no Museu Nacional de História Natural e da Ciência, da Universidade de Lisboa.

Esta coleção é constituída por indivíduos nascidos entre 1807 e 1972, com uma totalidade de 1700 esqueletos. É uma coleção identificada pois existem dados biográficos sobre os indivíduos como o sexo, a idade à morte, o ano de morte, a naturalidade, a ocupação e a causa de morte em mais de 760 esqueletos, sendo então uma das coleções mais bem documentadas em Portugal (Garcia, 2020).

A amostra analisada é composta por 313 indivíduos, 164 do sexo masculino e 149 do sexo feminino (tabela 1), com idades entre os 20 e os 89 anos distribuídos entre as seguintes faixas etárias: dos 20 aos 35 anos, dos 36 aos 50 anos, dos 51 aos 60 anos, dos 61 aos 70 anos, e por fim os maiores de 70 anos, discriminados na tabela 2.

Tabela 1. Perfil demográfico da amostra

| | Sexo Masculino | Sexo Feminino |
|---------------------------------|-----------------------|----------------------|
| Número de indivíduos | 164 | 147 |
| Idade mínima | 20 | 20 |
| Idade máxima | 89 | 87 |
| Média das idades | 53,5 | 54,3 |
| Desvio padrão das idades | 18,1 | 18,7 |

Tabela 2. Distribuição dos indivíduos por sexo e grupo etário.

| Grupo Etário | Sexo Masculino | Sexo Feminino | Total |
|---------------------|-----------------------|----------------------|--------------|
| 20-35 | 34 | 35 | 69 |
| 36-50 | 41 | 17 | 60 |
| 51-60 | 26 | 32 | 58 |
| 61-70 | 33 | 34 | 67 |
| >70 | 31 | 29 | 60 |
| Total | 164 | 147 | 312 |

2.2. Métodos

Foram analisadas as patelas tanto do lado esquerdo como do lado direito sempre que as mesmas estavam presentes, para posteriormente se analisar a existência de diferença de ambos os lados. Excluíram-se as patelas que estavam em mau estado de conservação ou tinham patologias que impediam a sua análise.

2.2.1 Estimativa do sexo

O método testado para a estimativa do sexo foi o método usado por Peckmann et al. (2016) que segue o protocolo de Dayal e Bidmos (2005). A patela é analisada através de seis medidas: a altura máxima (MAXH), a largura máxima (MAXB), a espessura máxima (MAXT), a largura da faceta articular lateral (LAFB), altura da faceta articular (HAF) e a largura da faceta articular medial (MAFB) (tabela 3, figura 2 e 3). Todas as medidas foram realizadas com uma craveira.

Tabela 3. Descrição das medidas usadas na estimativa do sexo. Método Peckmann et al. (2016).

| NOME | DEFINIÇÃO | DESCRIÇÃO |
|------|-------------------------------------|---|
| MAXH | Altura máxima | Maior distância entre a base e o apêndice. |
| MAXB | Largura máxima | Maior distância entre o lado medial e o lado lateral. |
| MAXT | Espessura máxima | Maior distância entre lado anterior e o lado posterior. |
| LAFB | Largura da faceta articular lateral | Distância entre a borda lateral da patela e a crista mediana da faceta articular. |
| HAF | Altura da faceta articular | Altura máxima da faceta articular na face posterior da patela. |
| MAFB | Largura da faceta articular medial | Distância entre a borda medial da patela e a crista mediana da faceta articular. |

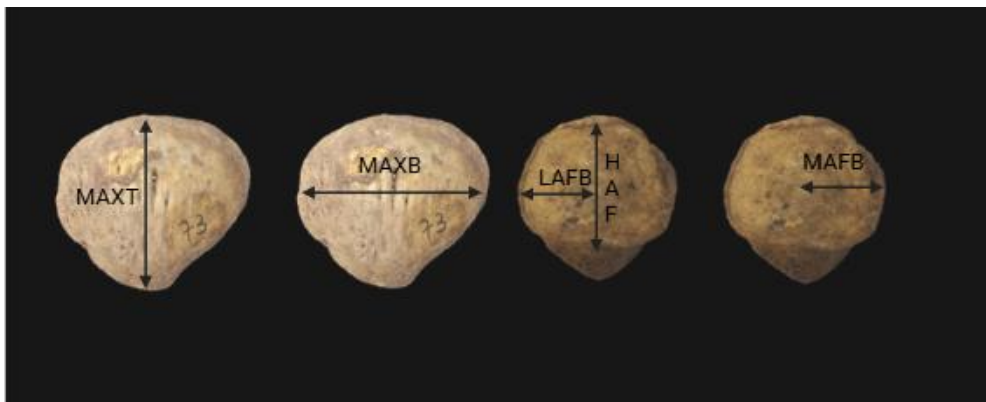


Figura 2. Esquema de medidas da patela, (fotografias por C. Gordo, cortesia Universidade de Lisboa).

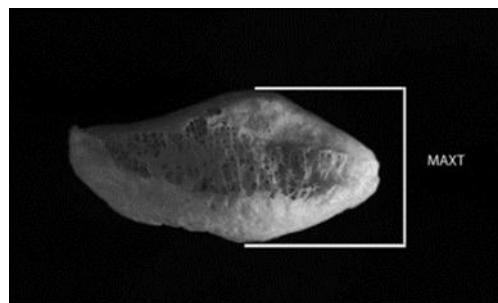


Figura 3. Medida MAXT. Fotografia de A. Rozendaal em Peckmann et al., 2017.

2.2.2. Estimativa da idade à morte

O método que vai ser testado nesta investigação para a estimativa da idade à morte é o método de Kaledzera et al. (2023) que por sua vez se baseia no método de Sakaue (2008). Este método – *patellar scoring*, ou avaliação da patela – possibilita a estimativa da idade à morte através de uma análise morfológica das faces anteriores e posteriores/articulares da patela à qual se dá uma pontuação, entre 0 e 2, às duas características analisadas.

A primeira característica analisada é o labiamento ou *bone lipping*, que é um processo de crescimento ósseo no rebordo das articulações que sofrem desgaste ou degeneração de cartilagem e que por isso são afetadas pela osteoartrose. Na análise desta característica dá-se uma pontuação de 0 a 2, sendo que: 0 representa uma área ao longo da base da patela sem labiamento; 1 quando existe um labiamento ligeiro e com uma aparência irregular; e, por fim, o 2 quando existe um labiamento evidente e/ou com uma protuberância com mais de 1 milímetro.

A segunda característica analisada neste método é a existência de osteófitos marginais auriculares ou *auricular marginal osteophytes* que se refere a crescimentos ósseos anormais nas margens da aurícula da patela que estão causados por problemas nas articulações, como a osteoartrose. Nesta característica, o autor só considerou duas pontuações a de 0 e 1 que representavam não ter ou ter os osteófitos marginais auriculares, mas que neste estudo foi acrescentado mais uma pontuação intermédia ficando 0 a continuar a representar uma margem auricular lisa e sem evidência de desenvolvimento de osteófitos, a de 1 que passa a representar o início de desenvolvimento de osteófitos na margem auricular e, por fim, o 2 que representa uma margem auricular com clara evidência de desenvolvimento de osteófitos (mais de 1 mm).

Tabela 4. Adaptação do método de Kaledzera et al (2023).

| PONTUAÇÃO DO LABIAMENTO (<i>BONE LIPPING</i>) | | PONTUAÇÃO DOS OSTEÓFITOS NA MARGEM ARTICULAR (<i>AURICULAR MARGINAL OSTEOPHYTES</i>) | |
|---|--|--|--|
| PONTUAÇÃO | Descrição | Pontuação | Descrição |
| 0 | A área ao longo da base da patela (superfície de inserção do músculo quadríceps femoral) não apresenta labiamento. | 0 | Margem articular lisa e sem evidência de desenvolvimento de osteófitos. |
| 1 | Na área ao longo da base (superfície de inserção do músculo quadríceps femoral) existe um fraco labiamento com uma aparência irregular. | 1 | Superfície articular com início de desenvolvimento de osteófitos. |
| 2 | Na área ao longo da base (superfície de inserção do músculo quadríceps femoral) existe um distinto labiamento observado com uma protuberância com mais de 1 milímetro. | 2 | Margem articular acentuada com clara evidência de desenvolvimento de osteófitos. |



Figura 4. Esquemas com os graus relativos à pontuação (0-2) do Labiamento. Grau 0 (não apresenta labiamento) - patela direita, MNHNC:MB61:000073, feminino, 67 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 1 (fraco labiamento com uma aparência irregular) – patela direita, MNHNC:MB61:000109, masculino, 54 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 2 (distinto labiamento com mais de 1 milímetro.– patela direita, MNHNC:MB61:000190, feminino, 85 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa. Fotografias por C. Gordo, cortesia da Universidade de Lisboa.

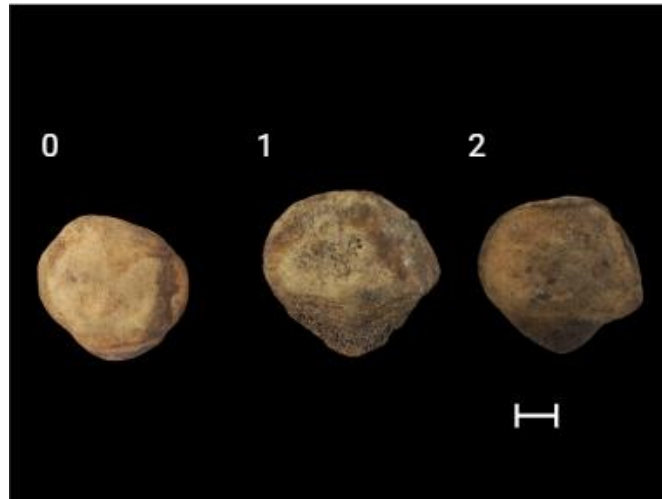


Figura 5. Esquemas com os graus relativos a pontuação (0-2) dos osteófitos. Grau 0 (não apresenta crescimento de osteófitos) - patela direita, MNHNC:MB61:001143, feminino, 25 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 1 (apresenta início de crescimento de osteofitos) - patela direita, MNHNC:MB61:000324, masculino, 43 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa; Grau 2 (clara evidência de desenvolvimento de osteófitos) - patela direita, MNHNC:MB61:000372, feminino, 59 anos, Coleção Luís Lopes , Universidade de Lisboa. Fotografias por C. Gordo, cortesia da Universidade de Lisboa.

A este método foram acrescentadas mais duas características. A primeira é com base na descrição original da pontuação dos osteófitos na margem auricular (tabela 4) que na pontuação 1 originalmente incluía a porosidade e eburnação, neste estudo decidiu-se avaliar a superfície auricular à parte. Sendo a superfície auricular avaliada com uma pontuação entre 0 e 2, 0 que representa uma superfície auricular lisa, 1 que representa uma superfície auricular com porosidades e, por fim, 2 que representa uma superfície auricular com eburnação (tabela 5 e figura 6).

Tabela 5. Pontuação para a análise da superfície articular.

| <i>Superfície articular</i> | |
|-----------------------------|--|
| Pontuação | Descrição |
| 0 | Superfície articular lisa |
| 1 | Superfície articular com porosidade, mas sem eburnação |
| 2 | Superfície articular com eburnação |



Figura 6. Esquema com os graus relativos a pontuação (0-2) da superfície da face articular. Grau 0 (superfície articular lisa) - patela esquerda, MNHNC:MB61:001143, feminino, 25 anos, Coleção Luís Lopes, Universidade de Lisboa; Grau 1 (superfície articular com porosidade) -patela esquerda, MNHNC:MB61:000352, masculino, 72 anos, Coleção Luís Lopes, Universidade de Lisboa; Grau 2 (superfície articular com eburnação)- patela esquerda, MNHNC:MB61:000457, masculina, 66 anos, Coleção Luís Lopes, Universidade de Lisboa. Fotografias por C. Gordo, cortesia da Universidade de Lisboa.

A segunda característica acrescentada ao método foi a avaliação da borda dupla da margem da faceta auricular com base no método de Sakaue (2008), sendo ela avaliada com uma pontuação de 0 ou 1 consoante se possui ou não borda dupla como podemos ver na tabela 6.

Tabela 6. Pontuação para a análise da borda dupla da faceta articular

| <i>Borda dupla da margem da faceta articular</i> | |
|--|-------------------------|
| <i>Pontuação</i> | <i>Descrição</i> |
| <i>0</i> | Não possui borda dupla. |
| <i>1</i> | Possui borda dupla. |



Figura 7. Esquemas com os graus relativos a pontuação (0-1) da borda dupla. Grau 0 (não apresenta borda dupla) - patela direita, MNHNC:MB61:000450, feminino, 42 anos, Coleção Luís Lopes, Universidade de Lisboa; Grau 1 (apresenta borda dupla) - patela direita, MNHNC:MB61:000440, masculino 50 anos, Coleção Luís Lopes, Universidade de Lisboa. Fotografias por C. Gordo, cortesia da Universidade de Lisboa.

2.2.3 Registo e tratamento de dados

O registo dos dados foi realizado numa folha de cálculo do programa Microsoft Excel versão 365, onde constam o número do indivíduo, sexo biológico, idade à morte, e as medidas por lateralidade e no caso das características morfológicas as pontuações dadas também por lateralidade. No caso das características morfológicas além da base de dados em Excel também foram retiradas notas sobre as características analisadas, estado de conservação e um desenho representativo de cada patela analisada. Os dados foram recolhidos sem conhecimento prévio do sexo e da idade à morte.

A análise estatística dos dados recolhidos foi realizada através dos programas de análise estatística JAMOVI versão 2.3.28.0 para os testes t (lateralidade) e SPSS versão 29 para a restante da estatística.

2.2.4 Erro Técnico de Medição

Devido às análises morfológicas e métricas exigirem um período de treino e mesmo assim poder ocorrer erros de avaliação testei a fiabilidade das observações através do erro de intra-observador e do erro interobservador em 30 patelas que representam 10% da amostra total.

O erro intra-observador é um tipo de erro de medição que ocorre quando o mesmo observador mede o mesmo fenómeno várias vezes e obtém resultados diferentes (Henson et al., 2020). Assim sendo para se testar a fiabilidade das observações o investigador deve fazer uma recolha cega que consiste em analisar o mesmo fenómeno em dois momentos diferentes sem saber qual foi o resultado obtido na primeira análise.

Por outro lado, o erro interobservador é um tipo de erro de medição que ocorre quando diferentes observadores medem o mesmo fenómeno e obtém resultados diferentes. E para o mesmo ser testado é necessário que mais do que um observador realize a medição do mesmo fenómeno e comparem os resultados obtidos (Henson et al., 2020).

Para calcular o erro intra-observador e o interobservador das variáveis métricas foi usado o cálculo do Erro Técnico de Medição (ETM) ou *Technical Error of Measurement* (TEM). Que segundo Ulijaszek e Kerr (1999) para ambos os erros é calculado através da seguinte equação:

$$TEM = \sqrt{(\sum D^2)/2N}$$

Onde D representa a diferença entre as medidas e o N representa o número de indivíduos que foram medidos.

E para comparar o ETM de diferentes variáveis usa-se a conversão recomendada por Norton e Olds (1996) que converte o ETM absoluto em ETM relativo (%ETM) através da seguinte equação:

$$\%TEM = (TEM/média) \times 100$$

Enquanto para as variáveis morfológicas (qualitativas) analisadas para o método de estimativa da idade à morte, o erro intra e interobservador foi calculado através do teste K de Cohen no SPSS. O teste K de Cohen ou coeficiente kappa de concordância é usado para comparar duas avaliações realizadas pelo mesmo observador em diferentes momentos ou por diferentes observadores (Kvålseth, 2015). O teste K de Cohen deve ser interpretado da seguinte forma:

Tabela 7. Intrepretação do teste K de Cohen.

| Kappa de Cohen | Interpretação |
|-----------------------|-----------------------|
| 0 | Sem acordo |
| 0,10 – 0,20 | Acordo ligeiro |
| 0,21 – 0,40 | Acordo justo |
| 0,41 – 0,60 | Acordo moderado |
| 0,61 – 0,80 | Acordo substancial |
| 0,81 – 0,99 | Acordo quase perfeito |
| 1 | Acordo perfeito |

2.2.5 Análise Estatística

Foram realizadas análises descritivas para se obter os valores mínimos, máximos, médias, desvios padrão e intervalos de confiança para a amostra total, e por sexo e idade dos indivíduos.

Após o cálculo do erro técnico de medição no Excel e das análises descritivas, foi usado o Teste t para amostras emparelhadas para comparar o lado esquerdo e o lado direito (lateralidade), para verificar se existe ou não discrepância entre os lados e se se poderá apenas analisar um dos lados em análises subsequentes. O teste t para amostras emparelhadas tem como objetivo comparar a média da mesma amostra recolhida em dois momentos diferentes para ver se existem discrepâncias ou de amostras diferentes que são emparelhadas ou combinadas para variáveis consideradas controladas (Madrugal, 2012)

Seguidamente foi realizado um teste t para amostras independentes para verificar se existe diferenças nas medidas dependendo do sexo biológico do indivíduo (dimorfismo sexual). Foi utilizado o teste t para amostras independentes pois o mesmo tem como objetivo comparar duas amostras, neste caso os indivíduos masculinos e os indivíduos femininos, para saber se essas duas amostras diferem significativamente (Madrugal, 2012)

Para a criação de modelos de estimativa do sexo a partir das variáveis métricas foi realizada a regressão logística. Foram criados tanto métodos univariáveis como multivariáveis. A regressão logística é um algoritmo não-paramétrico usado para classificação através da modelagem da probabilidade de ocorrência de uma das duas classes mutuamente exclusivas de uma variável dependente binária. A fórmula da função logística é a seguinte:

$$P = \frac{1}{1 + e^L}$$

Onde P representa a probabilidade de um evento, neste caso ser masculino ou feminino, e é o número de Euler ($e = 2,71828$), e L , o logito que é a combinação linear dos preditores independentes, como se pode ver a partir da seguinte formula:

$$L = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$$

As probabilidades variam entre 0 e 1, e se o P for maior que 0,5 o indivíduo é considerado masculino, enquanto se o P for menor que 0,5 o indivíduo é considerado feminino (Curate et al., 2023).

Foram elaboradas tabelas descritivas para as variáveis morfológicas usadas no método de estimativa da idade à morte, onde foi comparado a percentagem que cada pontuação foi dada a determinada variável ao longo das faixas etárias como também no total dos casos.

Para avaliar as diferenças significativas entre as características morfológicas da patela no lado direito e no lado esquerdo, foram utilizados os testes de McNemar e McNemar-Bowker. Ambos os testes são apropriados para analisar dados emparelhados em situações de variáveis categóricas. O teste de McNemar foi utilizado para comparar as frequências das características morfológicas entre os dois lados (direito e esquerdo) da patela, quando as variáveis possuem apenas duas categorias (por exemplo, presença ou ausência de determinada característica) que foi o caso da variável BL. Esse teste é indicado para analisar se existe uma mudança significativa entre as categorias em dados emparelhados, sendo especialmente útil para avaliar se as variações observadas são atribuíveis ao acaso. O teste de McNemar testa a hipótese nula de que não há diferenças substanciais entre os dois lados, sendo que um valor de p inferior a 0,05 permite rejeitar a hipótese nula e concluir que as diferenças observadas são significativas. Já o teste de McNemar-Bowker foi aplicado para as variáveis BL, AMO e SMA em que as categorias eram mais do que duas. O teste de McNemar-Bowker é uma generalização do teste de McNemar, utilizado quando se deseja avaliar diferenças em variáveis categóricas com mais de duas categorias. Ele é particularmente útil para examinar as mudanças nas frequências entre mais de duas categorias de uma variável emparelhada, como, por exemplo, diferentes classificações das características morfológicas da patela. O teste de McNemar-Bowker permite testar a hipótese nula de que não existem diferenças entre as categorias dos dois lados da patela, considerando múltiplas categorias em vez de apenas duas.

Ambos os testes foram realizados para verificar a existência de diferenças significativas nas características morfológicas da patela entre o lado direito e o lado esquerdo. O software utilizado para a análise estatística foi o SPSS. Quando os valores de p obtidos para qualquer um dos testes foram inferiores a 0,05, rejeitou-se a hipótese nula, indicando que existiam diferenças significativas entre os lados da patela. Quando o valor de p foi superior a 0,05, a hipótese nula foi mantida, sugerindo que as diferenças observadas poderiam ser atribuídas ao acaso.

Para ver a relação entre a idade à morte conhecida e as alterações morfológicas da patela foi realizado o teste de correlação de Spearman (ρ), a ANOVA de Um Fator para as variáveis que possuem mais de 2 pontuações e o teste t para a variável BD pois a mesma só possui duas

pontuações possíveis, para comparar a idade à morte com as pontuações dadas a cada variável. (Kaledzera et al., 2013).

O teste de correlação de Spearman (ρ) foi escolhido por se tratar de uma medida não paramétrica, apropriado para situações em que não se pode assumir a normalidade da distribuição dos dados ou quando se trabalha com variáveis em escala ordinal ou que não apresentem relações necessariamente lineares. O coeficiente de Spearman avalia a força e a direção da associação monotônica entre duas variáveis, ou seja, se uma tende a aumentar (ou diminuir) conforme a outra aumenta, independentemente da linearidade. Essa característica o torna especialmente adequado em contextos com presença de *outliers*, assimetria nos dados ou relações não lineares, como pode ocorrer em estudos com dados psicossociais, educacionais ou clínicos. A interpretação do coeficiente de Spearman é feita da seguinte maneira: valores próximos a +1 indicam uma correlação positiva forte, enquanto valores próximos a -1 indicam uma correlação negativa forte. Valores próximos de 0 indicam ausência de associação monotônica. A força da correlação foi interpretada com base nos seguintes critérios: correlação fraca (0,20 a 0,39), moderada (0,40 a 0,59), forte (0,60 a 0,79) e muito forte ($\geq 0,80$),

Para investigar se as características morfológicas da patela estão associadas à idade, foi utilizado o teste de qui-quadrado de independência. Este teste foi aplicado para avaliar se existe uma associação entre as variáveis categóricas relacionadas às características morfológicas da patela (BL, AMO, SMA e BD) e a faixa etária. A faixa etária foi tratada como uma variável categórica.

O teste de qui-quadrado é utilizado para testar a hipótese nula de que não existe associação entre as variáveis analisadas. Em outras palavras, o teste verifica se a distribuição das categorias das características morfológicas da patela varia de forma independente das diferentes faixas etárias. Caso o valor de p seja inferior ao nível de significância de 0,05, a hipótese nula é rejeitada, indicando que existe uma associação significativa entre as características morfológicas da patela e a faixa etária dos participantes. Além disso, foi verificada a adequação das células esperadas. O teste de qui-quadrado requer que, em cada célula da tabela de contingência, a contagem esperada seja maior que 5 para garantir a validade do teste. Se alguma célula tiver uma contagem esperada muito baixa, foi considerado o uso da razão de verossimilhança ou o teste de associação linear por linear, quando necessário, como forma de garantir que os resultados fossem robustos. As análises foram realizadas utilizando o software SPSS, que forneceu as estatísticas descritivas e os valores

de qui-quadrado, permitindo a comparação entre as variáveis categóricas de características morfológicas e as faixas etárias. Quando os valores de p foram inferiores a 0,05, indicou-se que as características morfológicas da patela estavam significativamente associadas à idade dos participantes.

Por fim, foi realizada uma regressão linear múltipla para desenvolver o método mais adequado. A Regressão Linear Múltipla parte de algumas premissas fundamentais que foram devidamente verificadas: A **normalidade dos resíduos** foi avaliada por meio do teste de Shapiro-Wilk e da inspeção gráfica de histogramas e gráficos de probabilidade normal (Q-Q plots). A suposição de normalidade é necessária para garantir a validade dos intervalos de confiança e dos testes de significância dos coeficientes. Para avaliar a **independência dos resíduos** (Autocorrelação), foi utilizado o teste de Durbin-Watson, onde valores próximos a 2 indicam ausência de autocorrelação serial e valores significativamente inferiores a 2 indicam autocorrelação positiva, enquanto valores superiores a 2 indicam autocorrelação negativa. A **homogeneidade** da variância dos resíduos foi verificada por meio da inspeção visual dos gráficos de resíduos padronizados versus os valores preditos. A presença de homoscedasticidade é essencial para que os erros estimados dos coeficientes sejam confiáveis. A **multicolinearidade** entre os preditores foi avaliada por meio dos índices de Tolerância e do Fator de Inflação da Variância (VIF). Valores de Tolerância inferiores a 0,1 ou VIF superiores a 10 indicam colinearidade elevada, o que compromete a estabilidade das estimativas do modelo. No presente estudo, os valores encontravam-se dentro dos limites aceitáveis, indicando **ausência de colinearidade relevante**. A **qualidade global do modelo** foi avaliada pela ANOVA da regressão, que testa se o modelo como um todo é estatisticamente significativo. Um valor de $p < 0,05$ indica que, ao menos uma das variáveis predictoras contribui significativamente para explicar a variabilidade da variável dependente. O **Coefficiente de determinação** (R^2 e R^2 ajustado), onde o R^2 indica a proporção da variância da variável dependente que é explicada pelo modelo e o R^2 ajustado corrige esse valor considerando o número de preditores incluídos, sendo especialmente útil para comparar modelos com diferentes quantidades de variáveis.

3. Resultados

3.1 Estimativa do Sexo

3.1.1 Erro Inter e Intra-Observador

Na tabela 8 estão apresentados os resultados do ETM (Technical Error of Measurement) e ETMR (Relative Technical Error of Measurement) do erro intra-observador como do interobservador.

Podemos observar que apenas uma das variáveis apresenta um ETM relativo superior a 5% no erro intra-observador, sendo essa variável a LAFB (Largura da faceta articular lateral) e uma que no erro interobservador apresenta uma ETM relativo de 4,5% sendo ela a MAXT (Espessura máxima). Todas as restantes, tanto no erro intra-observador como no interobservador, apresentam um ETM relativo inferior a 5%, demonstrando a sua fiabilidade.

Tabela 8. Erro intra-observador variáveis métricas.

| MEDIDA | N | ETM | ETMR |
|---------------|----------|------------|-------------|
| MAXH | | 0,939 | 2,367 |
| MAXB | | 0,465 | 1,108 |
| MAXT | | 0,742 | 3,813 |
| LAFB | | 1,366 | 5,569 |
| HAF | | 0,861 | 2,780 |
| MAFB | | 1 | 4,677 |

Tabela 9. Erro interobservador variáveis métricas.

| Medida | N | ETM | ETMr |
|---------------|----------|------------|-------------|
| MAXH | | 0,792 | 2,031 |
| MAXB | | 0,387 | 0,974 |
| MAXT | | 0,856 | 4,515 |
| LAFB | | 0,922 | 3,725 |
| HAF | | 0,845 | 2,748 |
| MAFB | | 0,949 | 4,803 |

3.1.4 Análise descritiva

Na tabela 10 e 11 podemos observar os resultados da estatística descritiva onde consta o tamanho da amostra, valores mínimos e máximos, as médias, desvios padrão, assimetria, curtose e os intervalos de confiança de 95%.

Verifica-se que apesar das diferentes variáveis analisadas apresentarem diferentes níveis de médias, dispersão e assimetria mostram-se em geral bastante simétricas e com uma distribuição normal.

Tabela 10. Estatística descritiva (sexos combinados)

| Variável | N | Mínimo | Máximo | Média | Desvio padrão |
|-----------------|----------|---------------|---------------|--------------|----------------------|
| MAXH | 314 | 27,8 | 49,9 | 39,556 | 3,9019 |
| MAXB | 309 | 31,1 | 52,5 | 41,509 | 3,7899 |
| MAXT | 314 | 13,8 | 27,0 | 19,564 | 2,0296 |
| LAFB | 311 | 19,3 | 32,3 | 25,174 | 2,5330 |
| HAF | 304 | 18,5 | 37,5 | 30,017 | 2,6670 |
| MAFB | 310 | 13,1 | 28,0 | 20,164 | 2,3999 |

Tabela 11. Estatística descritiva (sexos separados)

| Variável | Sexo | N | Mínimo | Máximo | Média | Desvio Padrão |
|-------------|------|-----|--------|--------|--------|---------------|
| MAXH | M | 157 | 27,8 | 49,9 | 41,889 | 3,9019 |
| | F | 157 | 31,1 | 43,7 | 36,960 | 3,7899 |
| MAXB | M | 155 | 31,1 | 52,5 | 41,509 | 3,7899 |
| | F | 154 | 31,5 | 50,2 | 39,487 | 3,7324 |
| MAXT | M | 157 | 13,8 | 27,0 | 20,465 | 2,0296 |
| | F | 157 | 14,0 | 25,0 | 18,571 | 2,0296 |
| LAFB | M | 155 | 19,3 | 32,3 | 25,174 | 2,5330 |
| | F | 156 | 20,0 | 32,0 | 24,822 | 2,4345 |
| HAF | M | 152 | 18,5 | 37,5 | 31,318 | 2,6670 |
| | F | 152 | 18,7 | 34,0 | 28,562 | 2,2767 |
| MAFB | M | 153 | 13,1 | 28,0 | 20,164 | 2,3999 |
| | F | 157 | 14,0 | 27,5 | 19,947 | 2,3242 |

Tabela 12. Estatística descritiva - IC

| Variável | Média (IC 95%) | DP (IC 95%) | Assimetria (IC 95%) | Curtose (IC 95%) |
|----------|---------------------|------------------|---------------------|--------------------|
| MAXH | 39,55 (39,20–39,91) | 3,94 (3,66–4,21) | 0,07 (–0,16–0,28) | –0,39 (–0,74–0,01) |
| MAXB | 41,47 (41,09–41,87) | 3,84 (3,51–4,12) | 0,06 (–0,20–0,32) | –0,06 (–0,47–0,39) |
| MAXT | 19,58 (19,36–19,80) | 2,07 (1,88–2,24) | 0,41 (0,09–0,70) | 0,49 (–0,22–1,22) |
| LAFB | 25,17 (24,92–25,43) | 2,56 (2,34–2,74) | 0,29 (0,07–0,49) | –0,09 (–0,46–0,28) |
| HAF | 30,01 (29,76–30,26) | 2,68 (2,42–2,94) | –0,26 (–0,79–0,19) | 1,01 (–0,12–2,52) |
| MAFB | 20,15 (19,91–20,41) | 2,44 (2,23–2,65) | –0,01 (–0,28–0,28) | 0,04 (–0,43–0,54) |

3.1.2 Lateralidade

Para verificar se existiam diferenças entre o lado esquerdo e o lado direito nas patelas dos mesmos indivíduos foi realizado um teste *t* para amostras emparelhadas. Como podemos observar na Tabela 13 a única variável que apresentou uma diferença significativa foi a MAXB, enquanto todas as outras não apresentam diferenças estatisticamente significativas.

Tabela 13. Teste T para amostras emparelhadas

| Variável | t (gl = 201) | p (bilateral) | Dif. média | IC 95% da Diferença |
|----------|--------------|---------------|------------|---------------------|
| MAXH | 1,85 | 0,065 | 0,19 | -0,012 a 0,394 |
| MAXB | -2,53 | 0,012 | -0,24 | -0,427 a -0,053 |
| MAXT | 1,83 | 0,068 | 0,22 | -0,016 a 0,450 |
| LAFB | -1,27 | 0,205 | -0,18 | -0,462 a 0,099 |
| HAF | -0,54 | 0,592 | -0,06 | -0,262 a 0,150 |
| MAFB | 1,26 | 0,209 | 0,17 | -0,097 a 0,439 |

H medida 1, medida 2 ≠ 0

3.1.3 Dimorfismo Sexual

O teste *t* para amostras independentes foi realizado para verificar a presença de dimorfismo sexual nas variáveis analisadas. Enquanto o teste de Levene foi utilizado para testar a homogeneidade de variâncias, e os valores de significância foram interpretados para determinar se as variâncias poderiam ser consideradas iguais ou não. Os resultados, conforme apresentados na tabela 14, indicam diferenças significativas entre os dois grupos em todas as variáveis estudadas sugerindo assim existência de dimorfismo sexual em todas as variáveis.

Tabela 14. Teste T para amostras independentes (médias das medidas femininas e masculinas).

| Variável | t (g.l. = 290) | p (bilateral) | Dif. média | IC 95% da Diferença | Erro padrão | IDS (%) |
|----------|----------------|---------------|------------|---------------------|-------------|---------|
| MAXH | 13,84 | < 0,001 | 4,92 | 4,22 – 5,62 | 0,36 | 11,68 |
| MAXB | 11,37 | < 0,001 | 4,25 | 3,51 – 4,98 | 0,37 | 8,08 |
| MAXT | 8,92 | < 0,001 | 1,90 | 1,48 – 2,32 | 0,21 | 6,55 |
| LAFB | 9,17 | < 0,001 | 2,43 | 1,90 – 2,95 | 0,26 | 8,90 |
| HAF | 10,13 | < 0,001 | 2,69 | 2,17 – 3,21 | 0,27 | 6,36 |
| MAFB | 5,62 | < 0,001 | 1,52 | 0,99 – 2,05 | 0,27 | 5,36 |

Seguidamente foi realizado o índice de dimorfismo sexual que consiste em calcular a média masculina e feminina para cada variável para seguidamente se calcular a fórmula de Frayer (1980). Como podemos observar apenas a variável MAXH (Altura máxima) apresenta um valor acima de 10% sugerindo um dimorfismo sexual muito forte e a variável que apresenta o valor mais baixo é a MAFB (Largura da faceta articular medial) que têm um valor de 5,4 de índice de dimorfismo sexual.

3.1.5 Regressão Logística

A análise de regressão logística foi realizada utilizando o método *Forward Stepwise* Condicional para identificar as variáveis mais significativas para a estimativa do sexo. Foram incluídas 293 observações no modelo, com 20 casos omitidos e com um total de 313 casos analisados.

As variáveis MAXH, MAXB e HAF foram selecionadas como as mais significativas ao longo do processo de inclusão progressiva das variáveis. Como podemos observar na tabela 14 a variável MAXH foi a primeira a ser incorporada ao modelo, seguida por MAXB e, por fim, HAF, todas com valores de $p < 0,05$, indicando relevância estatística (Tabela 15).

Tabela 15. Resultados Regressão Logística.

| Etapa | Variável | B | SE | Wald | p | Exp(B) | IC 95% (Inferior – Superior) |
|--------------|-----------------|----------|-----------|-------------|----------|---------------|-------------------------------------|
| 1 | MAXH | -0,532 | 0,061 | 76,19 | <0,001 | 0,587 | 0,521 – 0,662 |
| | Constante | 20,84 | 2,40 | 75,63 | <0,001 | >1 bilhão | — |
| 2 | MAXH | -0,417 | 0,070 | 35,97 | <0,001 | 0,659 | 0,575 – 0,755 |
| | MAXB | -0,187 | 0,065 | 8,30 | 0,004 | 0,830 | 0,731 – 0,942 |
| | Constante | 24,05 | 2,82 | 72,99 | <0,001 | >27 bilhões | — |
| 3 | MAXH | -0,351 | 0,075 | 22,16 | <0,001 | 0,704 | 0,608 – 0,815 |
| | MAXB | -0,160 | 0,065 | 6,10 | 0,014 | 0,852 | 0,751 – 0,968 |
| | HAF | -0,221 | 0,093 | 5,64 | 0,018 | 0,802 | 0,668 – 0,962 |
| | Constante | 26,99 | 3,22 | 70,52 | <0,001 | >529 bilhões | — |

A exatidão do modelo aumentou ao longo das etapas de inclusão das variáveis. Pois após a inclusão das variáveis significativas, o modelo final atingiu uma taxa de acerto global de 80,5%, com uma taxa de acerto de 82,5% para a classe 1 (sexo masculino) e 78,4% para a classe 2 (sexo feminino) como podemos observar na Tabela 16.

Tabela 16. Tabela de classificação

| | Sexo | | Percentagem correta |
|---------------------------|------|--------|---------------------|
| | 1 | 2 | |
| Etapa 1 Sexo | 1 | 118 36 | 76,6 |
| | 2 | 31 108 | 77,7 |
| Percentagem global | | | 77,1 |
| Etapa 2 Sexo | 1 | 120 34 | 77,9 |
| | 2 | 31 108 | 77,7 |
| Percentagem global | | | 77,8 |
| Etapa 3 Sexo | 1 | 127 27 | 82,5 |
| | 2 | 30 109 | 78,4 |
| Percentagem global | | | 80,5 |

Foram geradas três funções *logit* ao longo das etapas do modelo, com o objetivo de estimar a probabilidade de um indivíduo ser do sexo masculino (tabela 17). As variáveis incluídas em cada etapa representam diferentes medidas osteométricas, sendo progressivamente adicionadas ao modelo para aumentar sua precisão.

Tabela 17. Funções Logit

| Etapa | Função logit |
|----------------|---|
| Etapa 1 | $\text{Logit}(P) = 20,841 - 0,532 \cdot \text{MAXH}$ |
| Etapa 2 | $\text{Logit}(P) = 24,052 - 0,417 \cdot \text{MAXH} - 0,187 \cdot \text{MAXB}$ |
| Etapa 3 | $\text{Logit}(P) = 26,995 - 0,351 \cdot \text{MAXH} - 0,160 \cdot \text{MAXB} - 0,221 \cdot \text{HAF}$ |

3.2 Estimativa da idade à morte

3.2.1 Erro Intra e Interobservador

Como podemos observar na tabela 18 o BL (*Bone Lipping*) é a variável com um valor de acordo mais alto no intra-observador com um valor de kappa de 0,831 que significa acordo quase perfeito e a variável que no intra-observador apresenta um valor de kappa mais baixo é a SMA (Superfície da margem articular) com um valor de $k=0,389$. Enquanto no erro interobservador a variável com um valor de kappa mais elevado é AMO (Auricular marginal osteophytes) com um valor de 0,688 enquanto a variável com o valor de kappa mais baixo foi SMA (Superfície da margem articular) que deu erro de $k=,000$. No geral todas as variáveis apresentem um acordo equitativo para cima, sendo que a maioria apresenta um acordo substancial (tabela 16).

Tabela 18. Teste Kappa de Cohen

| VARIÁVEIS | ERRO | KAPPA | INTERPRETAÇÃO |
|-----------|------------------|-------|-----------------------|
| BL | Intra-observador | ,831 | Acordo quase perfeito |
| | Interobservador | ,611 | Acordo substancial |
| AMO | Intra-observador | ,643 | Acordo substancial |
| | Interobservador | ,688 | Acordo substancial |
| SMA | Intra-observador | ,389 | Acordo equitativo |
| | Interobservador | ,000 | |
| BD | Intra-observador | ,627 | Acordo substancial |
| | Interobservador | ,306 | Acordo equitativo |

3.2.2. TESTE DE MC-NEMAR

Foi realizada a comparação das características morfológicas da patela entre o lado direito e o lado esquerdo para as variáveis BL, AMO e SMA por meio do teste de McNemar-Bowker com o objetivo de ver a concordância entre o lado esquerdo e o lado direito (tabela 19). O teste foi conduzido para cada uma das variáveis, e os resultados obtidos são apresentados a seguir.

Para a variável BL, o valor obtido para a estatística do qui-quadrado (χ^2) foi 3,742, com 3 graus de liberdade e um valor de $p=0,291$. Como o valor-p foi superior ao nível de significância ($\text{sig}=0,05$), não se rejeitou a hipótese nula, indicando que não houve uma diferença estatisticamente significativa nas características morfológicas da patela entre o lado direito e o lado esquerdo para a variável BL.

No caso da variável AMO, o valor da estatística do qui-quadrado ($\chi^2=6,585$), com 3 graus de liberdade e um valor de $p=0,086$. Embora o valor-p esteja relativamente próximo de 0,05, ele ainda é maior que o limite de significância, o que leva à não rejeição da hipótese nula. Dessa forma, não se observou uma diferença estatisticamente significativa nas características morfológicas da patela entre os lados direito e esquerdo para a variável AMO.

Para a variável SMA, o teste de McNemar-Bowker indicou um valor de qui-quadrado ($\chi^2=7,368$), com 3 graus de liberdade e um valor de $p=0,061$. O valor-p obtido está ligeiramente acima de 0,05, sugerindo uma diferença marginal entre os lados da patela. No entanto, como o valor-p não atingiu o limite de 0,05, não se rejeitou a hipótese nula, indicando que não houve uma diferença estatisticamente significativa nas características morfológicas da patela entre o lado direito e o lado esquerdo para a variável SMA.

Para analisar a concordância entre o lado esquerdo e o lado direito na variável BD, foi aplicado o teste de McNemar. Os resultados revelaram que não houve uma diferença estatisticamente significativa entre as medidas ($\chi^2(1) = 0,766$, $p = 0,381$). Assim, verifica-se a estabilidade das respostas entre os lados esquerdo e direito, não se observando alterações relevantes relativamente à variável analisada.

Em resumo, os resultados dos testes de McNemar-Bowker para as variáveis BL, AMO, e SMA indicam que não houve diferenças significativas nas características morfológicas da patela entre o lado direito e o lado esquerdo. Embora os valores-p das variáveis AMO e SMA estejam próximos de 0,05, sugerindo uma possível tendência, não foi possível rejeitar a hipótese nula em nenhuma das análises, o que implica que as variações observadas nas características morfológicas podem ser atribuídas ao acaso. Além disso, o teste de McNemar para a variável BD apresentou um valor-p de 0,381, também não rejeitando a hipótese nula, o que sugere que não há diferença significativa entre os lados direito e esquerdo para essa variável.

Tabela 19. Teste McNemar-Bowker e de McNemar

| Variável | Teste | Valor do Qui-Quadrado (χ^2) | Graus de Liberdade (df) | Valor-p | Significância |
|------------|----------------|------------------------------------|-------------------------|---------|------------------------------|
| BL | McNemar-Bowker | 3,742 | 3 | 0,291 | Não significativo |
| AMO | McNemar-Bowker | 6,585 | 3 | 0,086 | Não significativo (marginal) |
| SMA | McNemar-Bowker | 7,368 | 3 | 0,061 | Não significativo (marginal) |
| BD | McNemar | 0,766 | 1 | 0,381 | Não significativo |

3.2.3 Morfológicas

3.2.3.1 BL (*Bone lipping*)

Nas tabelas 20 e 21 podemos ver os resultados da análise do *Bone Lipping* (Labiamento) sendo a tabela 20 com os resultados da análise de apenas um lado, maioritariamente o lado esquerdo e apenas usado o direito quando o esquerdo não existir ou estiver muito danificado, enquanto a tabela 21 é os resultados da análise de todas as patelas analisadas tanto esquerdas como direitas.

A pontuação 0 do *bone lipping* é dada, principalmente, na classe etária dos 20 aos 35 anos (50%), a percentagem vai diminuído ao longo das classes etárias, com exceção da classe dos 61 aos 70 anos que apresenta a segunda percentagem mais elevada (18,2%) (tabelas 20 e 21). Enquanto nos resultados de todas as patelas analisadas, tanto o lado esquerdo como o direito, tiveram uma percentagem de 49,6% na classe dos 20 aos 35 anos não existe um declínio ao longo das classes apesar do declínio acentuado depois da classe dos 20 aos 35 anos.

Na pontuação 1 podemos ver que em ambas as tabelas a classe com a pontuação mais alta é a classe dos 36 aos 50 anos com 65,5% e 64,6%. Enquanto, para a pontuação 2 a classe com uma maior pontuação foi em ambos os casos a dos 61 aos 70 anos com 56,1% e 66,2% e a classe com percentagens mais baixas foi a classe dos 20 aos 35 anos.

Tabela 20. Resultados do Bone Lipping. - Lado esquerdo*.

| Classes/ Pontuações | | 20-35 | 36-50 | 51-60 | 61-70 | +71 |
|------------------------|--------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) |
| 0 | Classe | 34/68 (50) | 9/58 (15,5) | 8/56 (14,3) | 12/66 (18,2) | 8/61 (13,1) |
| | Total | 34/71 (47,89) | 9/71 (12,68) | 8/71 (11,28) | 12/71 (16,90) | 8/71 (11,27) |
| 1 | Classe | 30/68 (44,1) | 38/58 (65,5) | 21/56 (37,5) | 17/66 (25,8) | 22/61 (36,1) |
| | Total | 30/128 (23,44) | 38/128 (29,69) | 21/128 (16,41) | 17/128 (13,28) | 22/128 (17,19) |
| 2 | Classe | 4/68 (5,9) | 11/58 (19,0) | 27/56 (48,2) | 37/66 (56,1) | 31/61 (50,8) |
| | Total | 4/110 (3,64) | 11/110 (10) | 27/110 (24,55) | 37/110 (33,64) | 31/110 (28,18) |

*Substituído pelo lado direito, caso o esquerdo não estivesse observável.

Tabela 21. Resultados Bone Lipping - Lado direito e esquerdo.

| Classes/ Pontuações | | 20-35 | 36-50 | 51-60 | 61-70 | +71 |
|------------------------|--------|---------------|--------------|--------------|---------------|--------------|
| | | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) |
| 0 | Classe | 61/123 (49,6) | 16/99 (16,2) | 18/98 (18,4) | 20/126 (15,9) | 14/99 (14,1) |
| | Total | 61/129 | 16/129 | 18/129 | 20/129 | 14/129 |
| | | (47,29) | (12,40) | (13,95) | (15,50) | (10,85) |
| 1 | Classe | 55/123 (44,7) | 64/99 (64,6) | 38/98 (38,8) | 35/126 (27,8) | 36/99 (36,4) |
| | Total | 55/228 | 64/228 | 38/228 | 35/228 | 32/228 |
| | | (24,12) | (28,07) | (16,67) | (15,35) | (14,04) |
| 2 | Classe | 11/123 (8,9) | 19/99 (19,2) | 42/98 (42,9) | 71/126 (56,3) | 49/99 (49,5) |
| | Total | 11/192 (5,73) | 19/192 | 42/192 | 71/192 | 49/192 |
| | | | (10,00) | (21,88) | (36,98) | (25,52) |

3.2.3.2 AMO (*Auricular marginal osteophytes*)

Nas tabelas 22 e 23 podemos ver os resultados da análise dos osteófitos na margem auricular (*auricular marginal osteophytes*), sendo a tabela 22 com os resultados da análise de apenas um

lado, maioritariamente o lado esquerdo e apenas usado o direito quando o esquerdo não estava presente ou estivesse muito danificado, enquanto a tabela 23 é os resultados da análise de todas as patelas analisadas tanto esquerdas como direitas.

Podemos verificar que para a pontuação 0 a classe etária com uma percentagem mais elevada é a classe dos 20 aos 35 anos em ambos os casos, enquanto a mais baixa é a dos maiores de 71 anos quando apenas analisado um lado e quando analisados ambos o lado a classe com percentagem mais baixa é a dos maiores de 71 anos.

Em relação a pontuação 1 podemos observar que a classe com a percentagem mais elevada é a classe dos 36 aos 50 anos e a percentagem mais baixa a dos maiores de 71 anos em ambos os casos.

Na pontuação 2 podemos verificar que a classe com uma percentagem mais elevada é a classe dos maiores de 71 anos e a mais baixa a dos de 20 aos 35 anos em ambos os casos.

Tabela 22. Resultados AMO - lado esquerdo*.

| Classes/ Pontuações | 20-35 | 36-50 | 51-60 | 61-70 | +71 |
|--------------------------------|-----------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) |
| 0 | Classe 27/68 (39,7) | 8/58 (13,8) | 4/53 (7,5) | 4/64 (6,3) | 2/61 (3,3) |
| | Total 27/45 (60) | 8/45 (17,78) | 4/45 (8,89) | 4/45 (8,89) | 2/45 (4,44) |
| 1 | Classe 38/68 (55,9) | 43/58 (74,2) | 26/53 (49,1) | 23/64 (36,0) | 20/61 (32,8) |
| | Total 38/150 (25,33) | 43/150 (28,67) | 26/150 (17,33) | 23/150 (15,33) | 20/150 (13,33) |
| 2 | Classe 3/68 (4,4) | 7/58 (12,1) | 23/53 (43,4) | 37/64 (57,8) | 39/61 (64,0) |
| | Total 3/109 (2,75) | 7/109 (6,42) | 23/109 (21,10) | 37/109 (33,94) | 39/109 (35,78) |

*Substituído pelo lado direito, caso o esquerdo não estivesse observável.

Tabela 23. Resultados AMO - lado esquerdo e direito.

| Classes/ | | 20-35 | 36-50 | 51-60 | 61-70 | +71 |
|------------|---------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Pontuações | | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) |
| 0 | Classe | 52/118 (44,1) | 17/99 (17,2) | 7/90 (7,8) | 6/120 (5) | 3/100 (3) |
| | Total | 52/85(61,18) | 17/85 (20) | 7/85 (8,24) | 6/85 (7,06) | 3/85 (3,53) |
| 1 | Classe | 61/118 (51,7) | 64/99 (64,6) | 42/90 (46,7) | 45/120 (37,5) | 33/100 (33) |
| | Total | 61/245 (24,90) | 64/245 (26,12) | 42/245 (17,14) | 45/245 (18,37) | 33/245 (13,47) |
| 2 | Classe | 5/118 (4,2) | 18/99 (18,2) | 41/90 (45,6) | 69/120 (57,5) | 64/100 (64) |
| | Total | 5/197 (2,54) | 18/197 (9,14) | 41/197 (20,82) | 69/197 (35,03) | 64/197 (32,49) |

3.2.3.3 SMA (Superfície da margem articular)

Nas tabelas 24 e 25 podemos ver os resultados da análise da superfície da margem articular sendo a tabela 24 com os resultados da análise de apenas um lado, maioritariamente o lado esquerdo e apenas usado o direito quando o esquerdo não existir ou estiver muito danificado, enquanto a tabela 25 é os resultados da análise de todas as patelas analisadas tanto esquerdas como direitas.

Podemos observar que a classe com uma percentagem mais elevada para a pontuação 0 foi a classe dos 20 aos 35 anos em ambas os casos e a classe com uma percentagem mais baixa foi a dos maiores de 71 anos.

A classe com uma maior percentagem na pontuação 1 foi a dos maiores de 71 anos com uma percentagem de 45,5% quando analisada apenas um lado enquanto no total de todas as patelas analisadas foi a classe etária dos 61 aos 70 anos que teve uma percentagem mais elevada com 53,0%.

Em relação a pontuação 2 a mesma só se verificou nas classes dos 61 aos 70 e na de maiores de 70 anos com as percentagens 10,6 e de 11,5 respetivamente quando apenas analisado um lado, enquanto na análise total podemos ver que apesar da maioria ser na classe mais de 71 anos como

da de 61 a 70 anos com as percentagens de 13% e 8,9% respetivamente, também foi observado 1 caso nas classes dos 20 aos 35 anos como na dos 36 aos 50 anos.

Tabela 24. Resultados SMA - lado esquerdo*.

| Classes/ | | 20-35 | 36-50 | 51-60 | 61-70 | +71 |
|-------------------|---------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Pontuações | | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) |
| 0 | Classe | 60/69 (87,0) | 47/58 (81,0) | 39/56 (69,6) | 7/64 (10,9) | 25/61 (41,0) |
| | Total | 60/178 (33,71) | 47/178 (26,40) | 39/178 (21,91) | 7/178 (3,93) | 25/178 (14,04) |
| 1 | Classe | 9/69 (13,0) | 11/58 (19,0) | 17/56 (30,4) | 28/64 (43,7) | 29/61 (47,5) |
| | Total | 9/94 (9,57) | 11/94 (11,70) | 17/94 (18,09) | 28/94 (29,79) | 29/94 (30,85) |
| 2 | Classe | 0/69 (0) | 0/58 (0) | 0/56 (0) | 29/64 (45,3) | 7/61 (11,5) |
| | Total | 0/36 (0) | 0/36 (0) | 0/36 (0) | 29/36 (80,56) | 7/36 (19,44) |

*Substituído pelo lado direito, caso o esquerdo não estivesse observável

Tabela 25. Resultados SMA - lado direito e esquerdo.

| Classes/ | | 20-35 | 36-50 | 51-60 | 61-70 | +71 |
|-------------------|---------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Pontuações | | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) |
| 0 | Classe | 105/124 (84,7) | 76/99 (76,8) | 65/98 (66,3) | 57/124 (45,9) | 37/100 (37) |
| | Total | 105/340 (30,88) | 76/340 (22,35) | 65/340 (19,12) | 57/340 (16,76) | 37/340 (10,88) |
| 1 | Classe | 18/124 (14,5) | 22/99 (22,2) | 33/98 (33,7) | 54/124 (43,5) | 50/100 (50) |
| | Total | 18/177 (10,17) | 22/177 (12,43) | 33/177 (18,64) | 54/177 (30,51) | 50/177 (28,25) |
| 2 | Classe | 1/124 (0,8) | 1/99 (1) | 0/98 (0) | 13/124 (10,5) | 13/100 (13) |
| | Total | 1/28 (3,57) | 1/28 (3,57) | 0/28 (0) | 13/28 (46,43) | 13/28 (46,43) |

3.2.3.4 BD (Borda dupla) /DE (*Dual edge*)

Nas tabelas 26 e 27 podemos ver os resultados da análise da existência da borda dupla sendo a tabela 26 com os resultados da análise de apenas um lado, maioritariamente o lado esquerdo e apenas usado o direito quando o esquerdo não existir ou estiver muito danificado, enquanto a tabela 27 é os resultados da análise de todas as patelas analisadas tanto esquerdas como direitas.

Podemos observar que a classe etária que apresenta uma maior percentagem na pontuação 0 foi a dos 20 aos 35 anos e a mais baixa nos maiores de 71 anos em ambos os casos

Por outro lado, é a classe dos maiores de 71 anos que apresenta uma maior percentagem para a pontuação 1 e a classe com a percentagem mais inferior é a dos 20 aos 35 anos em ambos os casos.

Podemos verificar que apesar que na pontuação 0 a percentagem vai diminuído ao longo das classes etárias e na pontuação 1 vai aumentado, as diferenças entre cada classe não são muito elevadas.

Tabela 26. Resultados BD - lado esquerdo*.

| Classes/ | 20-35 | 36-50 | 51-60 | 61-70 | +71 |
|-------------------|-----------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Pontuações | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) |
| 0 | Classe 39/67 (58,2) | 28/57 (49,1) | 24/50 (48) | 25/61 (41,0) | 20/56 (35,7) |
| | Total 39/136 (28,68) | 28/136 (20,59) | 24/136 (17,65) | 25/136 (18,38) | 20/136 (14,71) |
| 1 | Classe 28/67 (41,8) | 29/57 (50,9) | 26/50 (52) | 36/61 (59,0) | 36/56 (64,3) |
| | Total 28/155 (18,06) | 29/155 (18,71) | 26/155 (16,77) | 36/155 (23,23) | 36/155 (23,23) |

Tabela 27. Resultados BD - lado direito e esquerdo.

| Classes/ | | 20-35 | 36-50 | 51-60 | 61-70 | +71 |
|------------|---------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Pontuações | | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) | n/N (%) |
| 0 | Classe | 62/114 (54,4) | 46/96 (47,9) | 34/84 (40,5) | 44/112 (39,3) | 33/87 (37,9) |
| | Total | 62/219 (28,31) | 46/219 (21,00) | 34/219 (15,52) | 44/219 (20,09) | 33/219 (15,07) |
| 1 | Classe | 52/114 (45,6) | 50/96 (52,1) | 50/84 (59,5) | 68/112 (60,7) | 54/87 (62,1) |
| | Total | 52/274 (18,98) | 50/274 (18,25) | 50/274 (18,25) | 68/274 (24,82) | 54/274 (19,71) |

3.2.4. Qui Quadrado

Apos se verificar a concordância entre lados realizou-se os testes de qui-quadrado para avaliar a associação entre as características morfológicas da patela (variáveis BL, AMO, SMA e BD) e as faixas etárias. As faixas etárias foram tratadas como uma variável categórica.

Os testes realizados para a variável BL indicaram uma associação significativa entre as variáveis. O teste de qui-quadrado de Pearson apresentou um valor de $\chi^2=74,181$ com 8 graus de liberdade (df), e o valor-p foi inferior a 0,001, o que indica uma associação significativa entre as variáveis. Resultados semelhantes foram obtidos com o teste de razão de verossimilhança, que apresentou um valor de 77,547 com 8 graus de liberdade e valor de $p < 0,001$, e com o teste de associação linear por linear, que obteve um valor de 46,482 com 1 grau de liberdade e também valor de $p < 0,001$. Estes resultados sugerem que as características morfológicas da patela para a variável BL apresentam uma associação significativa em relação à variável idade.

Para a variável AMO, os testes também mostraram associações significativas. O teste de qui-quadrado de Pearson obteve um valor de 102,693 com 8 graus de liberdade e valor de $p < 0,001$, evidenciando uma associação significativa. O teste de razão de verossimilhança apresentou um valor de 107,286 com 8 graus de liberdade e valor de $p < 0,001$, e o teste de associação linear por linear obteve um valor de 85,398 com 1 grau de liberdade e valor de $p < 0,001$. Esses resultados confirmam que existe uma associação significativa entre as características morfológicas da patela para a variável AMO e a variável idade.

Da mesma forma, os resultados para a variável SMA indicaram uma associação significativa. O teste de qui-quadrado de Pearson apresentou um valor de $\chi^2=52,619$ com 8 graus de liberdade e valor- $p < 0,001$, o que confirma a significância da associação. A razão de verossimilhança também foi significativa, com um valor de 57,844 e valor de $p < 0,001$, e o teste de associação linear por linear obteve um valor de 46,780 com 1 grau de liberdade e valor de $p < 0,001$. Esses testes indicam que as características morfológicas da patela para a variável SMA estão significativamente associadas à variável idade.

Para a variável BD, o teste de qui-quadrado de Pearson resultou em um valor de $\chi^2=7,721$ com 4 graus de liberdade, e o $p=0,102$, indicando que não há uma associação significativa entre as variáveis analisadas. O teste de razão de verossimilhança também não apresentou significância, com um valor de $vif=7,779$ e $p = 0,100$. No entanto, o teste de associação linear por linear obteve um valor de 7,592 com 1 grau de liberdade e $p= 0,006$, indicando uma associação linear significativa entre as variáveis para BD.

Os resultados dos testes de qui-quadrado de Pearson, razão de verossimilhança e associação linear por linear realizados para as variáveis BL, AMO e SMA indicaram associações significativas entre as características morfológicas da patela e a variável idade, com valores- p inferiores a 0,001. Para a variável BD, enquanto os testes de qui-quadrado não mostraram significância, o teste de associação linear sugeriu uma associação linear significativa entre as variáveis. Estes resultados indicam que, de forma geral, as características morfológicas da patela têm uma associação significativa com a idade, com exceção da variável BD, onde a associação linear foi a mais relevante.

Tabela 28. Teste Qui-Quadrado

| Variável | Teste | (χ^2) | (df) | Valor-p |
|----------|------------------------------|--------------|------|---------|
| BL | Qui-quadrado de Pearson | 74,181 | 8 | < 0,001 |
| | Razão de Verossimilhança | 77,547 | 8 | < 0,001 |
| | Associação Linear por Linear | 46,482 | 1 | < 0,001 |
| AMO | Qui-quadrado de Pearson | 102,693 | 8 | < 0,001 |
| | Razão de Verossimilhança | 107,286 | 8 | < 0,001 |
| | Associação Linear por Linear | 85,398 | 1 | < 0,001 |
| SMA | Qui-quadrado de Pearson | 52,619 | 8 | < 0,001 |
| | Razão de Verossimilhança | 57,844 | 8 | < 0,001 |
| | Associação Linear por Linear | 46,780 | 1 | < 0,001 |
| BD | Qui-quadrado de Pearson | 7,721 | 4 | 0,102 |
| | Razão de Verossimilhança | 7,779 | 4 | 0,100 |
| | Associação Linear por Linear | 7,592 | 1 | 0,006 |

3.2.6. Teste de correlação de Spearman (rho)

O coeficiente de correlação de Spearman foi utilizado para avaliar a relação entre as variáveis BL, AMO, SMA e BD.

A idade apresentou uma correlação moderada e significativa com BL ($r = 0,425$; $p < 0,001$) e AMO ($r = 0,552$; $p < 0,001$), indicando uma relação positiva substancial entre a idade e essas variáveis. A correlação com SMA foi moderada ($r = 0,391$; $p < 0,001$), também significativa, sugerindo uma relação positiva, embora de intensidade um pouco menor. A correlação com BD foi mais fraca ($r = 0,164$; $p = 0,005$), mas ainda assim significativa, indicando uma associação positiva moderada.

O BL mostrou uma correlação moderada e significativa com AMO ($r = 0,403$; $p < 0,001$) e uma correlação fraca e significativa com SMA ($r = 0,258$; $p < 0,001$). No entanto, não foi observada uma correlação significativa entre BL e BD ($r = 0,089$; $p = 0,130$).

A AMO apresentou uma correlação moderada e significativa tanto com BL ($r = 0,403$; $p < 0,001$) quanto com SMA ($r = 0,437$; $p < 0,001$), além de uma correlação fraca, porém significativa com BD ($r = 0,251$; $p < 0,001$).

A SMA teve uma correlação moderada e significativa com AMO ($r = 0,437$; $p < 0,001$), e uma correlação fraca e significativa tanto com BL ($r = 0,258$; $p < 0,001$) quanto com BD ($r = 0,166$; $p = 0,004$).

A BD apresentou uma correlação fraca, mas significativa com AMO ($r = 0,251$; $p < 0,001$) e SMA ($r = 0,166$; $p = 0,004$). No entanto, a correlação com BL não foi significativa ($r = 0,089$; $p = 0,130$).

Tabela 29. Correlação de Spearman.

| Correlações Rô de Spearman | | Idade | BL | AMO | SMA | BD | |
|-----------------------------------|----------------------------|--------------|-----------|------------|------------|-----------|-------|
| Idade | Coefficiente de Correlação | 1,000 | ,425** | ,552** | ,391** | ,164** | |
| | p-valor | . | <,001 | <,001 | <,001 | ,005 | |
| | Erro Padrão | ,000 | ,050 | ,043 | ,050 | ,057 | |
| | Intervalo de Confiança 95% | Inferior | 1,000 | ,321 | ,466 | ,291 | ,053 |
| | | Superior | 1,000 | ,527 | ,631 | ,488 | ,278 |
| BL | Coefficiente de Correlação | ,425** | 1,000 | ,431** | ,278** | ,088 | |
| | p-valor | <,001 | . | <,001 | <,001 | ,135 | |
| | Erro Padrão | ,050 | ,000 | ,049 | ,054 | ,058 | |
| | Intervalo de Confiança 95% | Inferior | ,321 | 1,000 | ,326 | ,173 | -,025 |
| | | Superior | ,527 | 1,000 | ,524 | ,386 | ,200 |
| AMO | Coefficiente de Correlação | ,552** | ,431** | 1,000 | ,416** | ,250** | |
| | p-valor | <,001 | <,001 | . | <,001 | <,001 | |
| | Erro Padrão | ,043 | ,049 | ,000 | ,049 | ,056 | |
| | Intervalo de Confiança 95% | Inferior | ,466 | ,326 | 1,000 | ,315 | ,137 |
| | | Superior | ,631 | ,524 | 1,000 | ,510 | ,355 |
| SMA | Coefficiente de Correlação | ,391** | ,278** | ,416** | 1,000 | ,158** | |
| | p-valor | <,001 | <,001 | <,001 | . | ,007 | |
| | Erro Padrão | ,050 | ,054 | ,049 | ,000 | ,057 | |
| | Intervalo de Confiança 95% | Inferior | ,291 | ,173 | ,315 | 1,000 | ,044 |
| | | Superior | ,488 | ,386 | ,510 | 1,000 | ,272 |
| BD | Coefficiente de Correlação | ,164** | ,088 | ,250** | ,158** | 1,000 | |
| | p-valor | ,005 | ,135 | <,001 | ,007 | . | |
| | Erro Padrão | ,057 | ,058 | ,056 | ,057 | ,000 | |
| | Intervalo de Confiança 95% | Inferior | ,053 | -,025 | ,137 | ,044 | 1,000 |
| | | Superior | ,278 | ,200 | ,355 | ,272 | 1,000 |

3.2.7. Regressão linear múltipla

Antes de realizada a regressão linear foi testado os pressupostos da mesma através do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov e de Shapiro-Wilks (tabela 30). No valor previsto padronizado (standardized predicted value) o teste de Kolmogorov-Smirnov apresentou uma estatística K-W=0,115, $p < 0,001$, enquanto o teste de Shapiro-Wilk obteve S-W=0,956, $p < 0,001$ que demonstra que ambos os testes rejeitam a hipótese nula de normalidade dos valores previstos, mas não se torna problemático pois o valor previsto não é um pressuposto necessário para a regressão. Por outro lado, os resíduos padronizados (standardized residual) o teste Kolmogorov-Smirnov obteve K-W= 0,043, $p = 0,200$ e o de Shapiro-Wilk obteve S-W=0,993, $p = 0,170$ mostrando assim que os testes rejeitam a hipótese nula e que os resíduos seguem uma distribuição normal que satisfaz o pressuposto de normalidade dos erros, que é crucial para validade dos testes de significância e intervalos de confiança da regressão.

Tabela 30. Testes de normalidade.

| | Kolmogorov-Smirnov | | | Shapiro-Wilk | | |
|-------------------------------------|--------------------|-----|-------|--------------|-----|-------|
| | Estatística | gl | Sig. | Estatística | gl | Sig. |
| Standardized Predicted Value | ,115 | 306 | <,001 | ,956 | 306 | <,001 |
| Standardized Residual | ,043 | 306 | ,200 | ,993 | 306 | ,170 |

Para testar autocorrelação dos erros foi utilizado o teste de Durbin-Watson que neste caso teve um valor de 0,733 que indica a presença de autocorrelação positiva nos resíduos, o que viola um dos pressupostos da regressão linear.

A correlação múltipla (R): indica a correlação entre os valores observados e os previstos, que neste caso aumenta de $r=0,551$ no Modelo 1 para $r=0,607$ no Modelo 3, que mostra uma melhora progressiva no ajuste.

O coeficiente de determinação (R^2) representa a proporção da variância da idade explicada pelos preditores, no modelo 1 de 30,4%, no modelo 2 de 34,8% e no modelo 3 de 36,9%, que demonstra que apesar do modelo 3 tenha mais variáveis o ganho explicativo em relação ao modelo 1 é modesto.

O R^2 ajustado corrige o R^2 para o número de preditores no modelo. A diferença entre R^2 e R^2 ajustado é pequena nos três modelos, o que indica que as variáveis incluídas são relevantes.

O Erro padrão da estimativa diminuiu de 15,520 para 14,829, reforçando que a inclusão de BL e SMA melhora levemente a precisão das previsões.

Tabela 31. Resumo do modelo.

| Modelo | R | R quadrado | R quadrado ajustado | Erro padrão da estimativa | Durbin-Watson |
|-------------------------|------|------------|---------------------|---------------------------|---------------|
| 1 (AMO) | ,551 | ,304 | ,302 | 15,520 | |
| 2 (AMO, BL) | ,590 | ,348 | ,343 | 15,051 | |
| 3 (AMO, BL, SMA) | ,607 | ,369 | ,362 | 14,829 | ,733 |

A regressão linear múltipla foi realizada para identificar as variáveis mais significativas para a estimativa da idade à morte. Como podemos observar na tabela 28 o AMO mostrou-se como variável mais importante pois explica 28,1% da variação, com a inclusão do BL, o modelo melhora para 32% de explicação da variação e por fim com a adição da SMA melhora um pouco mais o modelo, explicando 34,5% da variação nas faixas etárias.

Tabela 32. Regressão linear.

| Modelo | Variável | B (Coef. Não Pad.) | Erro Padrão | Beta (Pad.) | t | p-valor | IC 95% (Inferior – Superior) | VIF |
|--------|-----------|--------------------|-------------|-------------|--------|---------|------------------------------|-------|
| 1 | Constante | 35,073 | 1,883 | – | 18,628 | < 0,001 | 31,367 – 38,778 | – |
| | AMO | 15,183 | 1,351 | 0,551 | 11,236 | < 0,001 | 12,523 – 17,842 | 1,000 |
| 2 | Constante | 31,981 | 1,957 | – | 16,343 | < 0,001 | 28,130 – 35,833 | – |
| | AMO | 12,431 | 1,452 | 0,451 | 8,559 | < 0,001 | 9,573 – 15,290 | 1,229 |
| | BL | 5,703 | 1,299 | 0,232 | 4,392 | < 0,001 | 3,147 – 8,259 | 1,229 |
| 3 | Constante | 32,401 | 1,933 | – | 16,764 | < 0,001 | 28,597 – 36,205 | – |
| | AMO | 10,846 | 1,519 | 0,394 | 7,140 | < 0,001 | 7,856 – 13,835 | 1,384 |
| | BL | 5,227 | 1,289 | 0,212 | 4,056 | < 0,001 | 2,690 – 7,763 | 1,246 |
| | SMA | 5,152 | 1,656 | 0,161 | 3,112 | 0,002 | 1,894 – 8,411 | 1,219 |

A ANOVA testa a hipótese nula de que todos os coeficientes dos preditores são zero (ou seja, que o modelo não tem poder explicativo). A significância indica se os modelos são estatisticamente relevantes. Podemos assim observar que todos os modelos apresentam um valor de $p < 0,001$, ou seja, os modelos são estatisticamente significativos. Isso quer dizer que AMO, BL e SMA, em conjunto, explicam uma proporção significativa da variação na idade. Juntando com os testes anteriores, o modelo 3 (com AMO, BL e SMA) é o mais completo e explicativo, embora o ganho em relação ao modelo 2 seja pequeno.

Tabela 33. Resultados da ANOVA

| Modelo | | Soma dos | | Quadrado | | |
|--------|-----------|------------|-----|-----------|---------|-------|
| | | Quadrados | df | Médio | Z | Sig. |
| 1 | Regressão | 30409,964 | 1 | 30409,964 | 126,256 | <,001 |
| | Resíduo | 69608,187 | 289 | 240,859 | | |
| | Total | 100018,151 | 290 | | | |
| 2 | Regressão | 34779,519 | 2 | 17389,759 | 76,768 | <,001 |
| | Resíduo | 65238,632 | 288 | 226,523 | | |
| | Total | 100018,151 | 290 | | | |
| 3 | Regressão | 36909,309 | 3 | 12303,103 | 55,951 | <,001 |
| | Resíduo | 63108,843 | 287 | 219,891 | | |
| | Total | 100018,151 | 290 | | | |

A avaliação estatística de resíduos é fundamental para verificar a qualidades do ajuste do modelo de regressão linear. O valor previsto pelo modelo apresentou uma variação entre os 32,40 e os 74,85 anos, e com uma média de 53,60 anos e com o desvio padrão de 11,29, que mostra uma boa cobertura das idades presentes na amostra estudada (tabela 34).

A diferença entre os valores observados e os valores previstos, resíduos brutos, varia de -37,85 a +51,60, com uma média próxima de zero (0,376) e com um desvio padrão de 14,918. Ao apresentar uma média próxima de zero indica ausência de viés sistemático nos erros de predição, sendo então um fator desejável (tabela 34).

Também podemos observar que a amplitude dos resíduos brutos está relativamente alta o que pode indicar a presença de outliers (valores atípicos ou discrepantes). A Distância de Cook variou de 0,000 a 0,053, com média 0,003, que é muito abaixo do valor de corte comum, indicando ausência de pontos altamente influentes no modelo. A Distância de Mahalanobis, que avalia a influência dos casos sobre a posição multivariada, teve média 3,032 e máximo 13,743,

valores dentro de faixas aceitáveis. E por fim o valor de ponto de alavanca centralizado teve máximo de 0,047, bem abaixo do limite crítico (tabela 34).

Tabela 34. Estatística de resíduos.

| | Mínimo | Máximo | Média | Erro Desvio | N |
|---|---------------|---------------|--------------|--------------------|----------|
| Valor previsto | 32,40 | 74,85 | 53,60 | 11,293 | 306 |
| Erro Valor previsto | -1,879 | 1,884 | ,001 | 1,001 | 306 |
| Erro padrão do valor previsto | 1,056 | 3,373 | 1,697 | ,423 | 306 |
| Valor previsto ajustado | 31,51 | 75,22 | 53,59 | 11,298 | 306 |
| Resíduo | -37,852 | 51,599 | ,376 | 14,918 | 306 |
| Erro Resíduo | -2,553 | 3,480 | ,025 | 1,006 | 306 |
| Resíduos Resíduo de Estud. | -2,572 | 3,510 | ,026 | 1,012 | 306 |
| Resíduos de Estud. | -38,436 | 52,491 | ,386 | 15,100 | 306 |
| Resíduos de Estud. Mahal. Distância | -2,598 | 3,581 | ,026 | 1,015 | 306 |
| Distância de Cook | ,473 | 13,743 | 3,032 | 2,085 | 306 |
| Valor de ponto alavanca centralizado | ,000 | ,053 | ,003 | ,006 | 306 |
| | ,002 | ,047 | ,010 | ,007 | 306 |

Através da análise de colinearidade podemos observar que os modelos não apresentam sinais de multicolinearidade severa. O modelo 1 apresenta um índice máximo de 3,881, o Modelo 2 de 4,676 e o modelo 3 de 5,286 (tabela 35).

Os índices de condição estão baixos, e não há sobreposição crítica nas proporções de variância. Isso sugere que os coeficientes estimados para AMO, BL e SMA são estatisticamente confiáveis e não estão comprometidos por redundância entre os preditores (tabela 30). No Modelo 3, a dimensão 4 tem índice de condição de 5,286 (aceitável) e proporções elevadas em AMO (0,89) e constante (0,66) que embora não seja crítico, isso pode indicar uma colinearidade

moderada entre essas variáveis, mas sem causar instabilidade relevante nos coeficientes (tabela 30).

Tabela 35. Diagnóstico de colineariedade.

| Modelo | Dimensão | Autovalor | Índice de condição | Proporções de variância | | | |
|----------|----------|-----------|--------------------|-------------------------|-----|--------|-----|
| | | | | (Constante) | AMO | BL SMA | |
| 1 | 1 | 1,876 | 1,000 | ,06 | ,06 | | |
| | 2 | ,124 | 3,881 | ,94 | ,94 | | |
| 2 | 1 | 2,701 | 1,000 | ,03 | ,02 | ,03 | |
| | 2 | ,175 | 3,929 | ,29 | ,10 | ,94 | |
| | 3 | ,124 | 4,676 | ,69 | ,88 | ,03 | |
| 3 | 1 | 3,204 | 1,000 | ,02 | ,01 | ,02 | ,03 |
| | 2 | ,506 | 2,516 | ,05 | ,01 | ,03 | ,88 |
| | 3 | ,175 | 4,279 | ,28 | ,09 | ,94 | ,00 |
| | 4 | ,115 | 5,286 | ,66 | ,89 | ,01 | ,09 |

a. Variável Dependente: Idade

4. Discussão de Resultados

4.1. Erros Intra e inter observador

Os resultados obtidos no erro intra e inter observador para a estimativa do sexo mostram que apenas duas variáveis apresentam um valor de TEM relativo de 5 ou superior, sendo elas LAFB (largura da faceta articular lateral) e a MAXT (espessura máxima). Também podemos observar que só existe uma maior discrepância entre o ETM relativo do intra para o inter em duas variáveis (MAXB e LAFB). Estes resultados mostram que todas as variáveis, a exceção da LAFB e da MAXT são fiáveis, mas que pode haver um pouco de discrepância também na MAXB quando for analisada por mais do que um observador. A menor fiabilidade da variável LAFB poderá estar relacionada com a determinação do ponto na patela no qual se inicia a medida, sendo que dependendo do observador pode considerar um ponto diferente.

Nos resultados do erro intra e inter observador para a estimativa da idade foi utilizado o Kappa de Cohen em que todas as variáveis exibiram um acordo acima de equitativo, acima de 0,300 e uma variável obteve um acordo quase perfeito no intra-observador com 0,831, o que sugere a fiabilidade do método de análise destas características morfológicas.

Em comparação ao estudo da estimativa do sexo realizado em Coimbra por Maio et al. (2024) podemos observar que os valores obtidos no erro, no presente estudo apresentam uma menor fiabilidade a exceção das variáveis MAXB no interobservador, HAF, MAFB e LAFB. Podemos observar no estudo de Coimbra que as variáveis que apresentam um maior erro tanto de intra-observador como de interobservador são a MAFB e a LAFB com valores de ETM relativo superior a 5% que verifica a dificuldade de escolha do ponto de medição tanto entre diferentes observadores como no mesmo observador em duas alturas diferentes. No estudo de Kemkes-Grottenthaler também para a estimativa do sexo os resultados variaram entre 0,91 e 0,99 na escala de confiabilidade de Cronbach (alpha de Cronbach) indicando uma alta confiabilidade nas medições realizadas pelo mesmo observador, o que sugere erro mínimo entre as medições.

4.2.Lateralidade

No presente estudo foi observado que tanto para a estimativa do sexo como para a estimativa da idade à morte os dados obtidos nas patelas do lado esquerdo para as patelas do lado direito não se mostraram estatisticamente significativas a exceção da variável MAXB na estimativa do sexo que apresentou um valor de $p=0,012$. No estudo realizado em Coimbra por Maio et al. (2024) foi relatado que nenhuma variável se mostrou estatisticamente significativa. Mostrando assim a possibilidade de se usar o lado direito quando o lado esquerdo não estiver presente.

4.3. Dimorfismo sexual

Para analisar o dimorfismo sexual da patela foi realizado um teste t que mostrou que existe diferenças significativas entre ambos os sexos. Também foi calculado o índice de dimorfismo sexual segundo a fórmula de Frayer (1980) em que mostrou que as variáveis, mas sexualmente dimórficas são o MAXH (11,675%), o LAFB (8,895%) e o MAXB (8,080%). E mostrando que a variação entre o sexo masculino e sexo feminino varia de 5,360% e 11,675% no tamanho das medidas.

Estes valores confirmam a existência de um grau de dimorfismo sexual suficiente para que a patela possa ser utilizada com confiança na estimativa do sexo em contextos forenses. A presença de variações percentuais superiores a 5% em todas as medidas reforça a aplicabilidade deste osso no processo da estimativa do sexo, sendo o MAXH a variável com maior poder discriminatório. Este resultado está de acordo com outros estudos da literatura que apontam a patela como um osso com potencial moderado a elevado para estimativa do sexo, como por exemplo o estudo de Maio et al. (2024) que revelou que existe dimorfismo sexual nas medidas da patela, com os homens apresentando dimensões entre 8,3% e 11,2% maiores que as mulheres, e as variáveis mais dimórficas foram também a MAXH e a MAXB.

Assim, os dados obtidos sustentam que a patela pode ser considerada uma ferramenta complementar viável na estimativa do sexo, especialmente em contextos de ossadas fragmentadas ou em que outros ossos não estejam disponíveis. Podemos assim também concluir as variáveis mais sexualmente dimórficas na população portuguesa são a MAXH e MAXB.

4.4. Regressão logística

Os modelos criados foram três, sendo o primeiro apenas com a variável MAXH, no segundo modelo foi acrescentada a variável MAXB e por fim no terceiro e último modelo foi acrescentada a variável HAF. Sendo que a percentagem de acerto passou de 76,6% no sexo masculino e de 77,7% no sexo feminino e com uma percentagem de acerto global de 77,1%, para 82,5% no sexo masculino e 78,4% no sexo feminino com uma percentagem global de 80,5% no modelo 3.

Ao analisarmos os resultados obtidos em outros estudos como no caso do estudo de Maio et al. (2024) a percentagem de acerto não supera os 80,2%, mas o modelo obtido nesse estudo faz uso de todas as variáveis para atingir essa percentagem máxima, o estudo de Introna et al. (1998) obteve um primeiro modelo com 76,3% usando as variáveis MAXH e MAXT e o último modelo com 83,8% com as variáveis MAXB e MAXT, o estudo de Kemkes-Grottenthaler (2005) mostrou uma percentagem de acerto entre 74 e os 85% sendo que afirmou que 75% dos incorretamente identificados tinha mais de 40 anos, nos estudos de Bidmos, et al. (2005) e o estudo de Dayal e Bidmos (2005) na população negra da Africa do Sul mostraram 85% de acerto sendo no primeiro numa função com todas as variáveis e no segundo apenas com as variáveis MAXH, MAXH e MAXT,

4.5. Estimativa da idade à morte

4.5.1. Presença das características ao longo da vida

A análise das tabelas de distribuição de percentagens por variável e faixa etária permitiu observar que as pontuações mais elevadas e a maior presença das características estudadas tendem a ocorrer em indivíduos mais velhos.

Em relação à variável BL (Bone Lipping – labiamento), verificou-se que a ausência de labiamento foi mais frequente entre indivíduos jovens, sendo observada em 47,89% dos indivíduos entre 20 e 25 anos. Em contraste, apenas 11,27% dos indivíduos com mais de 71 anos não apresentaram labiamento. Na pontuação 1 (presença de labiamento fraco), a maior percentagem foi encontrada entre os indivíduos de 36 a 50 anos (29,69%). Já na pontuação 2 (labiamento superior a 1 mm), a maior prevalência foi observada entre os indivíduos de 61 a 70 anos (33,64%), seguidos pelos indivíduos de 51 a 60 anos (24,55%) e pelos maiores de 71 anos (28,18%). Entre os 20 e 50 anos, apenas 13,64% apresentaram labiamento superior a 1 mm. Esses resultados indicam que o

labiamento tende a surgir e aumentar progressivamente com a idade, sugerindo que esta característica pode ser uma ferramenta útil na estimativa de idade.

Quanto à variável AMO (presença de osteófitos nas margens articulares), foi possível observar que a ausência de osteófitos (pontuação 0) foi mais frequente nos indivíduos de 20 a 35 anos (60%), enquanto a menor frequência dessa condição ocorreu entre os indivíduos com mais de 71 anos (4,44%). Na pontuação 1 (início da formação de osteófitos), os indivíduos entre 36 e 50 anos apresentaram a maior percentagem (28,67%), seguidos pela faixa de 20 a 35 anos (25,33%). A partir dos 51 anos, observou-se uma diminuição progressiva desta pontuação. Por outro lado, a pontuação 2 (osteófitos maiores que 1 mm) foi mais prevalente em indivíduos com mais de 71 anos (35,78%), enquanto foi muito rara entre os mais jovens (2,75% nos 20–35 anos). Esses dados corroboram que a formação e crescimento dos osteófitos são processos progressivos associados ao envelhecimento, sendo, portanto, relevantes para a estimativa da idade.

A variável SMA, relacionada à porosidade e eburnação da superfície articular, também apresentou uma clara relação com a idade. Indivíduos com menos de 50 anos apresentaram, predominantemente, superfícies articulares lisas, sem sinais de porosidade ou eburnação (67,42%). A porosidade foi pouco frequente nas faixas de 20–35 anos (9,52%) e 36–50 anos (11,70%), sem registo de eburnação. Em contraste, a partir dos 61 anos, houve redução acentuada das superfícies lisas (3,93% entre 61–70 anos e 14,04% com mais de 71 anos) e aumento significativo da porosidade (29,79% e 30,85%, respectivamente). A presença de eburnação foi exclusiva dos indivíduos acima de 61 anos. Assim, estes achados confirmam que a porosidade e a eburnação são fenómenos degenerativos diretamente relacionados ao avanço da idade.

Por fim, na variável referente à presença de borda dupla, observou-se menor variabilidade entre as diferentes classes etárias. A ausência de borda dupla foi mais comum entre os indivíduos de 20 a 35 anos (28,68%) e menos frequente nos maiores de 71 anos (14,71%). A presença de borda dupla foi observada com maior frequência nas faixas de 61–70 anos e acima dos 71 anos (ambas com 23,23%). Embora haja um leve aumento na presença dessa característica a partir dos 61 anos, a sua variação entre as classes etárias foi pouco expressiva, indicando que a borda dupla pode ter uma relação menos direta com o envelhecimento, quando comparada às demais características analisadas.

Em conjunto, os resultados obtidos demonstram que as alterações degenerativas analisadas (labiamento, crescimento de osteófitos, porosidade e eburnação) ocorrem de forma progressiva com o envelhecimento e, portanto, podem ser utilizadas como indicadores no processo de estimativa da idade. A borda dupla, por outro lado, apresentou menor discriminação etária, sugerindo a necessidade de estudos complementares para avaliar melhor seu potencial diagnóstico.

4.5.2. Regressão linear múltipla

A análise da regressão linear múltipla realizada neste estudo permitiu identificar fatores morfológicos relevantes para a estimativa da idade ao óbito a partir da patela, nomeadamente AMO, BL e SMA. A validade estatística dos modelos foi confirmada pela análise dos pressupostos de regressão, ainda que algumas limitações tenham sido observadas.

A avaliação da normalidade dos resíduos indicou que, embora os valores previstos padronizados apresentassem distribuição não normal ($p < 0,001$), os resíduos padronizados mantiveram uma distribuição próxima da normalidade ($p > 0,05$), o que é essencial para a interpretação confiável dos coeficientes da regressão. Esse comportamento está de acordo com o observado por Sakaue (2008), que destacou que a normalidade dos resíduos é fundamental em análises para estimar características biológicas a partir da patela, ainda que tenha obtido uma baixa exatidão na estimativa da idade à morte.

No entanto, o teste de Durbin-Watson revelou autocorrelação positiva (valor = 0,733), indicando dependência dos erros, um aspecto que também foi relatado de maneira semelhante por Kaledzera et al. (2023) em seu estudo na população sul-africana, onde mencionaram dificuldades de modelagem perfeitas devido à natureza gradual e sobreposta do envelhecimento.

A evolução dos modelos revelou que a adição de novos preditores (BL e SMA) elevou o R^2 de 30,4% para 36,9%, indicando um ganho modesto na capacidade explicativa. Isso está em consonância com o que foi relatado por Sakaue (2008), que concluiu que, embora a patela seja útil para diferenciação por faixas etárias gerais, sua precisão na determinação da idade é limitada, reforçando a tendência de modelos com variância explicada moderada.

Por outro lado, os resultados do presente estudo mostram um cenário similar ao observado por Kaledzera et al. (2023), que afirmaram que, apesar da utilidade dos scores compostos da patela para estimativa de idade, as faixas etárias de referência são amplas e sobrepostas, o que compromete a precisão fina das estimativas. Nossos achados, com ganhos pequenos, mas significativos no R^2 e uma variância explicada ainda modesta, corroboram a necessidade apontada por Kaledzera de integrar mais variáveis morfológicas para melhorar a acurácia.

O AMO foi o preditor mais forte em todos os modelos ($\beta = 0,551$), enquanto BL ($\beta = 0,212$) e SMA ($\beta = 0,161$) também mostraram impacto estatisticamente significativo, ainda que secundário. Este padrão reforça o argumento de que características associadas a alterações degenerativas, como osteófitos e porosidade articular, são marcadores importantes de envelhecimento, uma observação igualmente destacada por Kaledzera et al. (2023).

Apesar da presença de autocorrelação, a análise dos resíduos mostrou distribuição equilibrada e ausência de pontos de influência crítica, sugerindo um modelo robusto. Além disso, os baixos níveis de colinearidade entre os preditores ($VIF < 1,4$) reforçam a independência relativa entre as variáveis, o que está de acordo com os parâmetros metodológicos desejáveis para modelos preditivos, conforme recomendado por estudos anteriores.

Portanto, os resultados deste estudo alinham-se aos de Sakaue (2008), no sentido de reconhecer a limitação da patela para estimativas precisas de idade em faixas restritas, e aos de Kaledzera et al. (2023), que evidenciam a necessidade de ampliar o número e o tipo de características morfológicas observadas para tornar as predições mais acuradas.

Em conjunto, os resultados demonstram que o modelo de regressão linear múltipla com as variáveis AMO, BL e SMA apresenta bom ajuste e validade estatística para estimar a idade ao óbito, mesmo que parte dos pressupostos, como a independência dos erros, tenha sido parcialmente violada. A contribuição relativa de cada preditor também fornece subsídios relevantes para a discussão clínica e forense sobre os fatores associados ao envelhecimento e à mortalidade.

5. Conclusões

O presente estudo teve como objetivo analisar o potencial do uso da patela para a identificação do perfil biológico, mais especificamente para a estimativa do sexo e da idade à morte. Para tal foi analisada uma amostra composta por 313 indivíduos, 165 do sexo masculino e 149 do sexo feminino, com idades compreendidas entre os 20 e os 89 anos, da Coleção Luís Lopes pertencente ao MUNHAC. Para a estimativa do sexo foram retiradas 6 medidas da patela, sendo elas a altura máxima (MAXH), a largura máxima (MAXB), a espessura máxima (MAXT), a largura da faceta articular lateral (LAFB), a altura da faceta articular (HAF) e por fim a largura da faceta articular medial (MAFB). Para a estimativa da idade à morte foram analisadas 4 características morfológicas na patela, sendo elas o labiamento (BL), os osteófitos na margem articular (AMO), a superfície articular (SMA) e por fim a borda dupla (BD).

Os resultados obtidos ao longo deste estudo evidenciam o potencial da patela como identificador viável na estimativa do sexo e da idade à morte, com aplicações relevantes na antropologia forense e nas ciências policiais. As análises estatísticas demonstraram que diversas medidas osteométricas da patela, MAXH, MAXB E LAFB, apresentam um dimorfismo sexual significativo que permite assim uma distinção confiável entre indivíduos do sexo masculino e do sexo feminino.

Adicionalmente, os resultados de confiabilidade intra e interobservador indicam que, com exceção de algumas variáveis mais sensíveis à subjetividade na medição (como a LAFB), os parâmetros analisados são reprodutíveis e aplicáveis em estudos forenses, desde que realizados com rigor técnico e metodológico.

A regressão logística realizada confirmou a eficácia dessas variáveis na construção de modelos preditivos com taxas de acerto superiores a 80%, evidenciado assim a utilidade prática da patela na identificação biológica em contextos forenses, especialmente quando outros ossos mais comumente utilizados (como os coxais ou o crânio) não estão disponíveis.

No que se refere à estimativa da idade à morte, características degenerativas como o labiamento ósseo (BL), a presença de osteófitos (AMO) e a porosidade articular (SMA) mostraram progressão associada ao envelhecimento, com destaque para a variável AMO como o preditor mais

robusto nos modelos de regressão linear múltipla. Embora o poder explicativo dos modelos tenha sido moderado (com R^2 ajustado de até 36,9%), os resultados reforçam o pressuposto de que as alterações morfológicas da patela são o resultado do processo de envelhecimento.

Dessa forma, conclui-se que a patela constitui um elemento anatómico útil e complementar na estimativa do perfil biológico, oferecendo suporte à identificação humana em contextos forenses e periciais, particularmente em casos de esqueletos fragmentados ou incompletos. O aprofundamento de estudos populacionais e o desenvolvimento de protocolos padronizados poderão ampliar ainda mais sua aplicabilidade prática nas investigações científicas e criminais.

Apesar dos avanços observados na estimativa do sexo e da idade à morte com base na morfometria da patela, os resultados deste e de outros estudos apontam para diversas limitações metodológicas e contextuais que devem ser abordadas em investigações futuras. A escassez de estudos populacionais abrangentes, bem como a variabilidade dos métodos aplicados entre diferentes regiões e grupos étnicos, reforça a necessidade do desenvolvimento de funções discriminantes específicas para cada população, com amostras maiores e mais representativas.

Além disso, as dificuldades identificadas quanto à reprodutibilidade das medidas — especialmente em variáveis como MAFB e LAFB — apontam para a necessidade de padronização rigorosa dos pontos de medição, de modo a garantir maior consistência inter e intraobservador.

Em termos mais amplos, os desafios enfrentados pela antropologia forense — sejam eles ligados à formação profissional, à admissibilidade do perito e de seus métodos em tribunal ou à identificação de indivíduos em contextos complexos (como desastres em massa ou populações socialmente vulneráveis) — evidenciam a urgência de iniciativas multidisciplinares que promovam a criação de protocolos uniformes, bancos de dados populacionais mais completos, e critérios claros para validação e aplicação de técnicas forenses.

Futuras pesquisas devem também explorar novas variáveis morfológicas da patela e incorporar tecnologias como modelagem 3D e inteligência artificial, que podem aumentar a precisão e reduzir o viés observacional. Por fim, é fundamental que sejam realizados estudos longitudinais e colaborativos entre instituições internacionais para que a antropologia forense avance em direção a práticas mais padronizadas, éticas e cientificamente robustas.

Referências bibliográficas

- Appleby, J. (2017). Ageing and the Body in Archaeology. *Cambridge Archaeological Journal*, 28(1,) 1-49. <https://doi.org/10.1017/S0959774317000610>
- Belcastro, M. G., Pietrobelli, A., Nicolosi, T., Milella, M., & Mariotti, V. (2022). Scientific and Ethical Aspects of Identified Skeletal Series: The Case of the Documented Human Osteological Collections of the University of Bologna (Northern Italy). *Forensic Sciences*, 2(2), 349–361. <https://doi.org/10.3390/forensicsci2020025>
- Boer, H., et al. (2020). Strengthening of the role of Forensic Anthropology in Personal Identification: Position statement by the Board of the Forensic Anthropology Society of Europe (FASE). *Forensic Science International*, 1-7.
- Brothwell, D. R. 1989. The relationship of tooth wear to aging. In: İşcan, M. Y. (ed.). *Age markers in the human skeleton*. Springfield, Charles C. Thomas: 303-316.
- Brues, A. M. (1977). *People and Race*. The Macmillan Series in Physical Anthropology.
- Bruzek, J. (2002). A Method for Visual Determination of Sex, Using the Human Hip Bone. *American Journal of Physical Anthropology*, 117, 157-158.
- Buckberry J. (2015). The (mis)use of adult age estimates in osteology. *Annals Of Human Biology*, 42(4), 323–331
- Caddy, B., & Cobb, P. (2004). Forensic Science. Em P. White, *Crime Scene to Court: The essentials of forensics science* (pp. 1–20). RSC.
- Caldas, I. M., Dinis-Oliveira, R. J., Azevedo, R. M. S., & Madureira-Carvalho, Á. (2023). The Assembly of a New Human Osteological Collection: The XXI CEIC as a Forensic Pedagogical Tool. *Forensic Sciences*, 3(3), 521–532. <https://doi.org/10.3390/forensicsci3030036>
- Cattaneo, C. (2006). Forensic Anthropology: Developments of a classical discipline in the new millennium. *Forensic Science International*, 185-193.

- Coelho, C. (2023). Um olhar renovado sobre a avaliação da ancestralidade [Tese de Doutoramento Um olhar renovado sobre a avaliação da ancestralidade].
- Corron, L., Marchal, F., Condemi, S., & Adalian, P. (2018). A critical review of sub-adult age estimation in biological anthropology: Do methods comply with published recommendations? *Forensic Science International*, 288, 328.e1-328.e9. <https://doi.org/10.1016/j.forsciint.2018.05.012>
- Cox, M. (com Council for British Archaeology). (1996). Life and death in Spitalfields, 1700-1850. *Council for British Archaeology*.
- Cunha, E., & Cattaneo, C. (2006). Forensic Anthropology and Forensic Pathology. Em A. Schmitt, E. Cunha, & J. Pinheiro (Eds.), *Forensic Anthropology and Medicine* (pp. 39–53). Humana Press. https://doi.org/10.1007/978-1-59745-099-7_3
- Cunningham, C., Scheuer, L., & Black, S. (2016). Developmental juvenile osteology. Academic press.
- Curate, F., Alves, I., Rodrigues, T., & Garcia, S. J. (2024). Assigned sex estimation with the clavicle and scapula: A study in a Portuguese reference sample. *Medicine, Science and the Law*, 64(1), 15–22. <https://doi.org/10.1177/00258024231174822>
- Dabbs, G. R., & Moore-Jansen, P. H. (2010). A method for estimating sex using metric analysis of the scapula. *Journal of forensic sciences*, 55(1), 149–152. <https://doi.org/10.1111/j.1556-4029.2009.01232.x>
- Eckert, W. G. (Ed.). (1997). *Introduction to forensic sciences* (2. ed). CRC Pr.
- Escoval, I. I. S. (2016). Análise métrica do dimorfismo sexual da escápula na população portuguesa: Um novo método de diagnose sexual.
- Evison, M. P., Francisco, R. A., & Guimarães, M. A. (2012). Approaching Utility in Forensic Anthropology. *Forensic Science Policy & Management: An International Journal*, 3(2), 85–104. <https://doi.org/10.1080/19409044.2012.744121>

- Falys, C. G., & Lewis, M. E. (2010). Proposing a way forward: A review of standardisation in the use of age categories and ageing techniques in osteological analysis (2004-2009). *International Journal of Osteoarchaeology*, 21(6), 704–716. <https://doi.org/10.1002/oa.1179>
- Henson, K., Harding, T., Starcher, K., Smith, A., & Securro, Daria. (2020). Intraobserver and Interobserver Error in Osteological Analysis as an Indicator for Non-Expert Skeletal Analysis.
- İşcan, Y. (1985). Osteometric Analysis of Sexual Dimorphism in the Sternal End of the Rib." *ASTM International Journal Forensic Sciences*. October 1985; 30(4): 1090–1099. <https://doi.org/10.1520/JFS11050J>
- Ferreira, M. T., Vicente, R., Navega, D., Gonçalves, D., Curate, F., & Cunha, E. (2014). A new forensic collection housed at the University of Coimbra, Portugal: The 21st century identified skeletal collection. *Forensic science international*, 245, 202-e1.
- Firmino, T. (2016, dezembro 6). Onde estão as colecções portuguesas. PÚBLICO. <https://www.publico.pt/2016/12/06/ciencia/noticia/onde-estao-as-coleccoes-portuguesas-1753757>
- Fruyer, D. W. (1980). Sexual dimorphism and cultural evolution in the Late Pleistocene and Holocene of Europe. *Journal of Human Evolution*, 9(5), 399–415. [https://doi.org/10.1016/0047-2484\(80\)90050-0](https://doi.org/10.1016/0047-2484(80)90050-0)
- García Mancuso, R., & Squires, K. (2021). Desafios éticos asociados al estudio y tratamiento de restos humanos en las ciencias antropológicas en el siglo XXI. *Revista Argentina de Antropología Biológica*, 23(2), 034. <https://doi.org/10.24215/18536387e034>
- Garcia, M. S. J. (2007). Maleitas do corpo em tempos medievais. Indicadores paleodemográficos, de stress e paleopatológicos numa série osteológica urbana de Leiria. *Doutoramento em Antropologia Biológica*. Universidade de Coimbra.

- Garcia, S. (2012). Is the circumference at the nutrient foramen of the tibia of value to sex determination on human osteological collections? Testing a new method. *International Journal of Osteoarchaeology*, 22, 361–365.
- Garcia, S., J. (2020). As coleções de Antropologia Biológica do MUHNAC na emergência da Antropologia em Portugal. *Boletim ICOM Portugal*, série III, (15), 25-28.
- Gaudio et al., (2017). Sex estimation of sub-adult human remains and determination of geographic origin: New perspectives and methodologies. *La Revue de Médecine Légale*, 8, (4), 188-189. <https://doi.org/10.1016/j.medleg.2017.10.028>.
- Harris, H., & Lee, H. (2019). Chapter 1: Introduction. Em H. A. Harris, & H. C. Lee, *Introduction to Forensic Science and Criminalistics* (2º ed., pp. 28-57). Nova Iorque: CRC Press.
- Houck, M. M., & Siegel, J. A. (2015). *Fundamentals of forensic science* (Third edition). Boston : Elsevier, Academic Press, Academic Press is an imprint of Elsevier.
- Introna, F., Di Vella, G., & Campobasso, C. P. (1998). Sex determination by discriminant analysis of patella measurements. *Forensic Science International*, 95(1), 39–45. [https://doi.org/10.1016/S0379-0738\(98\)00080-2](https://doi.org/10.1016/S0379-0738(98)00080-2)
- Kaledzera, T., Alblas, A., & Rampf, N. (2023). A new method of estimating age-at-death using patellar morphology. *Forensic Science International: Reports*, 8, 1-8.
- Kemkes-Grottenthaler, A. (2005). Sex determination by discriminant analysis: An evaluation of the reliability of patella measurements. *Forensic Science International*, 147(2–3), 129–133. <https://doi.org/10.1016/j.forsciint.2004.09.075>
- Kiel, J., & Kaiser, K. (2024). Patellofemoral Arthritis. Em *StatPearls*. StatPearls Publishing. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK513242/>
- Kranioti, E., & Paine, R. (2011). Forensic Anthropology in Europe: an assessment of current status and application. *Journal of Anthropological Sciences*, 89, 71-92.

- Lahr, M.M. (1992), *The origins of modern humans: A test of the Multiregional Hypothesis*, Cambridge University Press, UK
- Lewis, C. J., & Garvin, H. M. (2016). Reliability of the Walker Cranial Nonmetric Method and Implications for Sex Estimation. *Journal of Forensic Sciences*, 61(3), 743–751. <https://doi.org/10.1111/1556-4029.13013>
- Lewis, M. E., & Rutty, G. N. (2003). The endangered child: The personal identification of children in forensic anthropology. *Science & Justice*, 43(4), 201–209. [https://doi.org/10.1016/S1355-0306\(03\)71777-8](https://doi.org/10.1016/S1355-0306(03)71777-8)
- Lopes, C., & Fernandes, T. (2022). The Identified Skeleton Collection of Évora: Importance for forensic science and bioarchaeology in the southern inland of Portugal. *International Journal of Legal Medicine*, 136(3), 955–962. <https://doi.org/10.1007/s00414-021-02725-6>
- Lovejoy, et al. (1985). Chronological metamorphosis of the auricular surface of the ilium: a new method for the determination of adult skeletal age at death. *American Journal of Physical Anthropology*, 68(1), 15-28.
- Marques, S., Pinto, C., Ferreira, M. T., Garcia, S., & Curate, F. (2025). Sex Estimation from the Fibula and Tibia: A Study in Three Portuguese Reference
- Nikita, E. (2016). *Osteoarchaeology: A guide to the macroscopic study of human skeletal remains*. Academic Press.
- Obertová, Z., Adalian, P., Baccino, E., Cunha, E., Boer, H., Fracasso, T., . . . Cattaneo, C. (2019). The Status of Forensic Anthropology in Europe and South Africa: Results of the 2016 FASE Questionnaire on Forensic Anthropology. *Journal of Forensic Sciences*, 1-9.
- Ousley, S. (2008). New Perspectives in Forensic Anthropology. *American Journal of Physical Anthropology*, 33-52.
- Ousley, S., Jantz, R., & Freid, D. (2009). Understanding Race and Human Variation: Why forensic anthropologists are good at identifying race. *American Journal of Physical Anthropology*, 68-76.

- Peckman, T., Meek, S., Dilkie, N., & Rozendaal, A. (2016). Determination of sex from the patella in a contemporary Spanish population. *Journal of Forensic and Legal Medicine*, 44, 84-91.
- Raxter, M. H., Ruff, C. B., & Auerbach, B. M. (2007). revised fully stature estimation. *American Journal of Physical Anthropology*, 133, 817-818.
- Sánchez Hernández, H., Gómez Sánchez, E. J., & Hernández-Estrada, M. G. (2020). Análisis criminalístico del perfil biológico antropológico. *Archivos de Criminología, Seguridad Privada y Criminalística*, 24, 24–35.
- Santos, A. L. (2020). *Tuberculose em populações do passado: A importância das coleções osteológicas identificadas*. Sumário pormenorizado da Lição Síntese Provas de Agregação em Antropologia, especialização em Antropologia Biológica, Universidade de Coimbra.
- Schmitt, A., Cunha, E., & Pinheiro, J. (2006). *Forensic anthropology and medicine: Complementary sciences from recovery to cause of death*. Humana Press.
- Shirley, N. R., Wilson, R. J., & Jantz, L. M. (2011). Cadaver use at the University of Tennessee's Anthropological Research Facility. *Clinical Anatomy*, 24(3), 372–380. <https://doi.org/10.1002/ca.21154>
- Simon, A. M., & Hubbe, M. (2021). The accuracy of age estimation using transition analysis in the Hamann-Todd collection. *American journal of physical anthropology*, 175(3), 680–688. <https://doi.org/10.1002/ajpa.24260>
- Skinner, M. (1989). Applied Archeology and Phisycal Anthropology in a Forensic Context: A review of twelve years of forensic anthropology in british columbia. *Canadian Society of Forensic Science Journal*, 83-88.
- Spradley, M. K., & Jantz, R. L. (2011). Sex Estimation in Forensic Anthropology: Skull Versus Postcranial Elements. *Journal of Forensic Sciences*, 56(2), 289–296. <https://doi.org/10.1111/j.1556-4029.2010.01635.x>

- Spradley, M. K. (2016). Metric Methods for the Biological Profile in Forensic Anthropology: Sex, Ancestry, and Stature. *Academic Forensic Pathology*, 6(3), 391–399. <https://doi.org/10.23907/2016.040>
- Steadman, D. (2006). Statistical Basis for Positive Identification in Forensic Anthropology. *American Journal of Physical Anthropology*, 15-26.
- Tomé, L. F. N. (2019). O primeiro passo para a identificação: Caracterização antropológica de uma amostra da coleção de esqueletos não identificados do cemitério dos Capuchos (Master's thesis, Universidade de Coimbra (Portugal)).
- Ubelaker, D. H. (2018). A history of forensic anthropology. *American Journal of Physical Anthropology*, 165(4), 915–923. <https://doi.org/10.1002/ajpa.23306>
- Ursi, W., Trotman, C.-A., McNamara Jr., J., & Behrents, R. (1993). Sexual dimorphism in normal craniofacial growth. *The Angle Orthodontist*, 63(1), 47-57.
- Walker, P. (2008). Sexing Skulls Using Discriminant Function Analysis of Visually Assessed Traits. *American Journal of Physical Anthropology*, 139, 39-50.
- Winter, E., Teschler-Nicola, M., Macfelda, K., & Vohland, K. (2023). The pathological anatomical collection of the Natural History Museum Vienna. *Wiener Medizinische Wochenschrift*. <https://doi.org/10.1007/s10354-022-01001-5>
- White, T. D., & Folkens, P. A. (2005). *The human bone manual*. London: Elsevier.
- Yamamoto, G. J., Ocampos, G. P., Luzo, M. C. M., Silva, C. A. C. da, Farias, F. E. S. de, & Rezende, M. U. de. (2019). Randomized prospective study on the treatment of femoro-patellar osteoarthritis using bracing. *Acta Ortopédica Brasileira*, 27, 85–91. <https://doi.org/10.1590/1413-785220192702208131>

Apêndice C – Página 96 das notas tiradas das características morfológicas da patela

(1635) → Esq → osteophytos = 1mm
liso
dúpla lateral
" medial n/a
Drt → osteophytos = 1mm
Porosidade
Sem dúpla



(1636) → Esq → Osteophytos < 1mm
liso
dúpla lateral



Drt → Osteophytos enormes
enbunçação
micro e macro
Sem dúpla



(1508) → Esq e drt → Sem / Labiamento
lisa
Sem dúpla

(1057) → Esq → Início de osteophytos
lisa
Dúpla lateral



Drt → osteophytos < 1mm
lisa
Uma amarela agarrada
dúpla lateral



96/102

Apêndice D – Codebook para a estimativa do sexo

Esq.N°

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 1 |
| | Rótulo | Esq. N° |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F4 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 313 |
| | Omisso | 0 |
| Dispersão e tendência central | Média | 596,02 |
| | Desvio padrão | 479,112 |
| | Percentil 25 | 261,00 |
| | Percentil 50 | 415,00 |
| | Percentil 75 | 923,00 |

Sexo

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 2 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 313 |
| | Omisso | 0 |
| Dispersão e tendência central | Média | 1,47 |
| | Desvio padrão | ,500 |
| | Percentil 25 | 1,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 2,00 |

Idade

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 3 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F2 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 312 |
| | Omisso | 1 |
| Dispersão e tendência central | Média | 53,89 |
| | Desvio padrão | 18,394 |
| | Percentil 25 | 39,00 |
| | Percentil 50 | 54,50 |
| | Percentil 75 | 68,00 |

Faixas etárias

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------------|
| Atributos padrão | Posição | 4 |
| | Rótulo | Faixas etárias |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 312 |
| | Omisso | 1 |
| Dispersão e tendência central | Média | 2,97 |
| | Desvio padrão | 1,435 |
| | Percentil 25 | 2,00 |
| | Percentil 50 | 3,00 |
| | Percentil 75 | 4,00 |

MAXH

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 5 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F4.1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 312 |
| | Omisso | 1 |
| Dispersão e tendência central | Média | 39,575 |
| | Desvio padrão | 3,9074 |
| | Percentil 25 | 37,000 |
| | Percentil 50 | 39,200 |
| | Percentil 75 | 42,150 |

MAXB

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 6 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F4.1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 307 |
| | Omisso | 6 |
| Dispersão e tendência central | Média | 41,526 |
| | Desvio padrão | 3,7957 |
| | Percentil 25 | 38,800 |
| | Percentil 50 | 41,400 |
| | Percentil 75 | 44,000 |

MAXT

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 7 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F4.1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| | N | Válido |
| | Omisso | 1 |
| Dispersão e tendência central | Média | 19,571 |
| | Desvio padrão | 2,0344 |
| | Percentil 25 | 18,200 |
| | Percentil 50 | 19,400 |
| | Percentil 75 | 20,900 |

LAFB

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 8 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F4.1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| | N | Válido |
| | Omisso | 4 |
| Dispersão e tendência central | Média | 25,181 |
| | Desvio padrão | 2,5392 |
| | Percentil 25 | 23,400 |
| | Percentil 50 | 25,100 |
| | Percentil 75 | 26,700 |

HAF

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 9 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F4.1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 302 |
| | Omisso | 11 |
| Dispersão e tendência central | Média | 30,022 |
| | Desvio padrão | 2,6748 |
| | Percentil 25 | 28,500 |
| | Percentil 50 | 30,000 |
| | Percentil 75 | 31,900 |

MAFB

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 10 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F4.1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 308 |
| | Omisso | 5 |
| Dispersão e tendência central | Média | 20,168 |
| | Desvio padrão | 2,4070 |
| | Percentil 25 | 18,550 |
| | Percentil 50 | 20,150 |
| | Percentil 75 | 21,800 |

Apêndice E- Codebook estimativa da idade a morte

Esq.N°

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 1 |
| | Rótulo | Esq. N° |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F4 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 314 |
| | Omisso | 0 |
| Dispersão e tendência central | Média | 594,35 |
| | Desvio padrão | 479,259 |
| | Percentil 25 | 255,00 |
| | Percentil 50 | 414,50 |
| | Percentil 75 | 923,00 |

Sexo

| | | Valor | Contagem | Porcentagem |
|------------------|---------|----------|----------|-------------|
| Atributos padrão | Posição | 2 | | |
| | Rótulo | <none> | | |
| | Tipo | Numérico | | |
| | Formato | F1 | | |
| | Medição | Nominal | | |
| | Papel | Entrada | | |
| Valores válidos | 1 | | 166 | 52,9% |
| | 2 | | 148 | 47,1% |

Idade

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 3 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F2 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 313 |
| | Omisso | 1 |
| Dispersão e tendência central | Média | 53,97 |
| | Desvio padrão | 18,524 |
| | Percentil 25 | 39,00 |
| | Percentil 50 | 55,00 |
| | Percentil 75 | 68,00 |

GrupoEtario

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|--------------|
| Atributos padrão | Posição | 4 |
| | Rótulo | Grupo Etario |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 313 |
| | Omisso | 1 |
| Dispersão e tendência central | Média | 2,98 |
| | Desvio padrão | 1,438 |
| | Percentil 25 | 2,00 |
| | Percentil 50 | 3,00 |
| | Percentil 75 | 4,00 |

BLesq

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 5 |
| | Rótulo | BL - esq |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 275 |
| | Omisso | 39 |
| Dispersão e tendência central | Média | 1,11 |
| | Desvio padrão | ,748 |
| | Percentil 25 | 1,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 2,00 |

BLDrt

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 6 |
| | Rótulo | BL - Drt |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 276 |
| | Omisso | 38 |
| Dispersão e tendência central | Média | 1,11 |
| | Desvio padrão | ,765 |
| | Percentil 25 | 1,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 2,00 |

BL

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 7 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 313 |
| | Omisso | 1 |
| Dispersão e tendência central | Média | 1,13 |
| | Desvio padrão | ,757 |
| | Percentil 25 | 1,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 2,00 |

AMOEsq

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|-----------|
| Atributos padrão | Posição | 8 |
| | Rótulo | AMO - Esq |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 268 |
| | Omisso | 46 |
| Dispersão e tendência central | Média | 1,19 |
| | Desvio padrão | ,676 |
| | Percentil 25 | 1,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 2,00 |

AMODrt

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|-----------|
| Atributos padrão | Posição | 9 |
| | Rótulo | AMO - Drt |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 265 |
| | Omisso | 49 |
| Dispersão e tendência central | Média | 1,23 |
| | Desvio padrão | ,719 |
| | Percentil 25 | 1,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 2,00 |

AMO

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 10 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 307 |
| | Omisso | 7 |
| Dispersão e tendência central | Média | 1,22 |
| | Desvio padrão | ,677 |
| | Percentil 25 | 1,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 2,00 |

SMAesq

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|-----------|
| Atributos padrão | Posição | 11 |
| | Rótulo | SMA - esq |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 275 |
| | Omisso | 39 |
| Dispersão e tendência central | Média | ,39 |
| | Desvio padrão | ,577 |
| | Percentil 25 | ,00 |
| | Percentil 50 | ,00 |
| | Percentil 75 | 1,00 |

SMAprt

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|-----------|
| Atributos padrão | Posição | 12 |
| | Rótulo | SMA - prt |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 278 |
| | Omisso | 36 |
| Dispersão e tendência central | Média | ,46 |
| | Desvio padrão | ,598 |
| | Percentil 25 | ,00 |
| | Percentil 50 | ,00 |
| | Percentil 75 | 1,00 |

SMA

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 13 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 314 |
| | Omisso | 0 |
| Dispersão e tendência central | Média | ,40 |
| | Desvio padrão | ,580 |
| | Percentil 25 | ,00 |
| | Percentil 50 | ,00 |
| | Percentil 75 | 1,00 |

BDesq

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 14 |
| | Rótulo | BD - esq |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 250 |
| | Omisso | 64 |
| Dispersão e tendência central | Média | ,54 |
| | Desvio padrão | ,499 |
| | Percentil 25 | ,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 1,00 |

BDdrt

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 15 |
| | Rótulo | BD - drt |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 250 |
| | Omisso | 64 |
| Dispersão e tendência central | Média | ,56 |
| | Desvio padrão | ,497 |
| | Percentil 25 | ,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 1,00 |

BD

| | | Valor |
|-------------------------------|---------------|----------|
| Atributos padrão | Posição | 16 |
| | Rótulo | <none> |
| | Tipo | Numérico |
| | Formato | F1 |
| | Medição | Escala |
| | Papel | Entrada |
| N | Válido | 295 |
| | Omisso | 19 |
| Dispersão e tendência central | Média | ,53 |
| | Desvio padrão | ,500 |
| | Percentil 25 | ,00 |
| | Percentil 50 | 1,00 |
| | Percentil 75 | 1,00 |