

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ
CAMPUS DE MARECHAL CÂNDIDO RONDON
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

CÍCERO PEREIRA BARROS JÚNIOR

**AVALIAÇÃO DE DIFERENTES CONCENTRAÇÕES DE NITROGÊNIO NÃO
PROTEICO EM SUPLEMENTOS PARA BOVINOS DE CORTE**

Marechal Cândido Rondon - PR

2020

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ
CAMPUS DE MARECHAL CÂNDIDO RONDON
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

CÍCERO PEREIRA BARROS JÚNIOR

**AVALIAÇÃO DE DIFERENTES CONCENTRAÇÕES DE NITROGÊNIO NÃO
PROTEICO EM SUPLEMENTOS PARA BOVINOS DE CORTE**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná, *Campus* de Marechal Cândido Rondon, como requisito parcial para obtenção do título de “Doutor em Zootecnia”, Área de concentração “Produção e Nutrição Animal”, linha de Pesquisa “Produção e Nutrição de Ruminantes/Forragicultura”.

Orientador: Prof. Dr. Newton Tavares Escocard de Oliveira
Coorientador: Prof. Dr. Ériton Egidio Lisboa Valente

Marechal Cândido Rondon – PR

2020

Ficha de identificação da obra elaborada através do Formulário de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da Unioeste.

Barros Júnior, Cícero Pereira

Avaliação de diferentes concentrações de nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de corte / Cícero Pereira Barros Júnior; orientador(a), Newton Tavares Escocard de Oliveira; coorientador(a), Ériton Egidio Lisboa Valente, 2020.

100 f.

Tese (doutorado), Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Campus Marechal Cândido Rondon, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, 2020.

1. Nitrogênio não proteico. 2. Brachiaria brizantha cv. Xaraés. 3. Maciez e cor da carne. 4. Bovinos de corte. I. Oliveira, Newton Tavares Escocard de . II. Valente, Ériton Egidio Lisboa . III. Título.

CÍCERO PEREIRA BARROS JÚNIOR

Avaliação de diferentes concentrações de nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de corte

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia em cumprimento parcial aos requisitos para obtenção do título de “Doutor em Zootecnia”, Área de Concentração em “Produção e Nutrição Animal”, Linha de Pesquisa “Produção e Nutrição de Ruminantes/Forragicultura”, APROVADO pela seguinte Banca Examinadora:

Orientador/ Presidente – Prof. Dr. Newton Tavares Escocard de Oliveira
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) - *Campus* de Mal. Cândido Rondon

Coorientador – Prof. Dr. Ériton Egidio Lisboa Valente
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) - *Campus* de Mal. Cândido Rondon

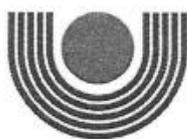
Membro – Prof.^a Dr.^a Silvana Teixeira Carvalho
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) - *Campus* de Mal. Cândido Rondon

Membro – Prof. Dr. Eduardo Eustáquio Mesquita
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) - *Campus* de Mal. Cândido Rondon

Membro – Prof.^a Dr.^a Elisandra Lurdes Kern
INIA – Instituto Nacional de Investigación Agropecuaria / Las Brujas / Uruguay

Membro – Dr. Sidnei Antônio Lopes
Pesquisador da EPAMIG - Centro-Oeste

Marechal Cândido Rondon, 16 de dezembro de 2020.



unioeste

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

Campus de Marechal Cândido Rondon - CNPJ 78680337/0003-46

Rua Pernambuco, 1777 - Centro - Cx. P. 91 - <http://www.unioeste.br>

Fone: (45) 3284-7878 - Fax: (45) 3284-7879 - CEP 85960-000

Marechal Cândido Rondon - PR.



PARANÁ
GOVERNO DO ESTADO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

DECLARAÇÃO E PARECER DE PARTICIPAÇÃO EM BANCA EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DE DOUTORADO REALIZADA À DISTÂNCIA, DE FORMA SÍNCRONA, POR VIDEOCONFERÊNCIA

Eu, **Prof. Dr. NEWTON TAVARES ESCOCARD DE OLIVEIRA**, declaro como **ORIENTADOR** que presidi os trabalhos de defesa à **distância, de forma síncrona e por videoconferência**, da Banca Examinadora de Defesa de Tese do candidato **Cícero Pereira Barros Júnior**, aluno de Doutorado deste Programa de Pós-Graduação.

Considerando o trabalho entregue, a apresentação e a arguição dos membros da banca examinadora, **formalizo como Orientador**, para fins de registro, por meio desta declaração, a decisão da banca examinadora de que o candidato foi considerado **APROVADO COM RESTRIÇÕES** na banca realizada em 16/12/2020, com o trabalho intitulado **“Avaliação de diferentes concentrações de nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de corte”**.

Seguem abaixo a descrição das restrições elaboradas pelos membros da banca:

O doutorando se comprometeu com os membros da banca em realizar as seguintes mudanças no material escrito:

- a) **Resumo geral, resumo dos artigos e seus respectivos abstracts:** Ajustes na escrita; inclusão de conteúdos do material e métodos; alteração e padronização da descrição (nomenclatura) dos tratamentos, e padronização das conclusões.
- b) **Lista de abreviaturas:** Retirar as abreviaturas consagradas, proveniente do sistema internacional de medidas.
- c) **Lista de símbolos:** Retirar.
- d) **Introdução geral e dos artigos:** Construção de parágrafos sequenciais conectados que contextualizam o problema a ser resolvido, que demonstre as hipóteses e a justificativa do trabalho, que evidencie a importância dos



unioeste

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

Campus de Marechal Cândido Rondon - CNPJ 78680337/0003-46

Rua Pernambuco, 1777 - Centro - Cx. P. 91 - <http://www.unioeste.br>

Fone: (45) 3284-7878 - Fax: (45) 3284-7879 - CEP 85960-000

Marechal Cândido Rondon - PR.



PARANÁ

GOVERNO DO ESTADO

tratamentos testados (ureia e sulfato de amônio) e que tornem o texto mais atraente ao leitor;

- e) **Revisão:** Atualização de referências e construção de parágrafos originais e mais elaborados; agrupamento de itens; inclusão de tópicos que contemplem o metabolismo de carboidratos, sulfato de amônio e correção de fontes de variação sistemáticas em experimentos (covariáveis); ampliação do tópico referente à gordura subcutânea, apontando os parâmetros que os frigoríficos recomendam, associando com a qualidade de carne; incrementar o tópico sobre a suplementação de ureia na alimentação de ruminantes; relatar conteúdos (itens) sobre nutrientes digestíveis totais (NDT), exigência proteica de bovinos, razão entre proteína degradável no rúmen (PDR) e NDT; discorrer sobre estresse pré abate, glicogênio hepático e muscular, hormônios relacionados ao estresse e a bioquímica nos animais; incrementar a revisão sobre a transformação bioquímica do músculo em carne; informar sobre variáveis que servem como indicadoras da qualidade de carne; melhora geral no embasamento teórico.
- f) **Material e métodos:** Ajustes na escrita de partes do texto, com mudanças no estilo e no formato; Melhorar a Tabela 3, ou seja, informar as quantidades calculadas de nutrientes das dietas (NDT, PB, PDR (% da PB e % do NDT)) utilizando a tabela nacional de composição química e bromatológica de alimentos; relatar a implicação da frequência no suplemento no consumo; Tempo de jejum; acrescentar informações sobre disponibilidade média de pasto, ganho médio diário e criar as variáveis ganho de carcaça e rendimento do ganho diário.
- g) **Resultados e discussão:** Construção de parágrafos com novas abordagens; ampliação das discussões existentes e conexão das ideias e conteúdos da pesquisa; Acertar a ordem das colunas das tabelas; discussão com abordagem da desnaturação proteica, via oxidativa ou glicolítica, e cor da carne (relacionar explicações bioquímicas); padrão de classificação de cor e composição das fibras musculares; análise conjunta das variáveis; tabela de análise de correlação de Pearson entre as variáveis dependentes; entendimento sobre "maturação" e sua



unioeste

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

Campus de Marechal Cândido Rondon - CNPJ 78680337/0003-46

Rua Pernambuco, 1777 - Centro - Cx. P. 91 - <http://www.unioeste.br>

Fone: (45) 3284-7878 - Fax: (45) 3284-7879 - CEP 85960-000

Marechal Cândido Rondon - PR.



PARANÁ
GOVERNO DO ESTADO

discussão bioquímica; alocação de resultados estatísticos (normalidade, homogeneidade, e outros) em apêndices.

- h) **Conclusões:** Ajustes das conclusões efetuadas, com possibilidade de ampliações e sínteses;
- i) **Referências:** Atualização detalhada e substancial das referências relacionadas, bem como de suas correspondentes atualizações no texto;
- j) **Considerações finais:** Adequação da escrita informando as novas perspectivas de trabalho com o assunto e de outras conclusões, diferentes das relatadas nos objetivos da pesquisa; O trabalho atendeu às expectativas ou novas hipóteses podem ser enunciadas?
- k) **Apêndices (anexos):** Inclusão deste tópico, para alocação de resultados estatísticos e outros (se necessário).

O não atendimento dos quesitos listados acima implicará na ausência de assinatura do orientador na declaração de revisão final da referida tese.

Newton Tavares Escocard de Oliveira.

Prof. Dr. NEWTON TAVARES ESCOCARD DE OLIVEIRA – ORIENTADOR/PRESIDENTE
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) / Campus de Mal. Cândido Rondon
Programa de Pós-Graduação em Zootecnia



unioeste

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

Campus de Marechal Cândido Rondon - CNPJ 78680337/0003-46

Rua Pernambuco, 1777 - Centro - Cx. P. 91 - <http://www.unioeste.br>

Fone: (45) 3284-7878 - Fax: (45) 3284-7879 - CEP 85960-000

Marechal Cândido Rondon - PR.



PARANÁ

GOVERNO DO ESTADO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

DECLARAÇÃO E PARECER DE PARTICIPAÇÃO EM BANCA EXAMINADORA DE DEFESA DE DOUTORADO REALIZADA À DISTÂNCIA, DE FORMA SÍNCRONA, POR VIDEOCONFERÊNCIA

Eu, **Prof. Dr. Ériton Egidio Lisboa Valente**, declaro que **participei à distância, de forma síncrona e por videoconferência**, da Banca Examinadora de Defesa de Tese do candidato **Cícero Pereira Barros Júnior**, aluno de Doutorado deste Programa de Pós-Graduação.

Considerando o trabalho entregue, apresentado e a arguição realizada, **formalizo como Coorientador (sem direito a voto conforme § 4º do Art. 60 da Resolução nº 078/2016-CEPE)**, para fins de registro, por meio desta declaração, minha decisão de que o candidato pode ser considerado **APROVADO** na banca realizada em 16/12/2020, com o trabalho intitulado **"Avaliação de diferentes concentrações de nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de corte"**.

Descreva abaixo observações e/ou restrições (se julgar necessárias):

PROF. DR. ÉRITON EGÍDIO LISBOA VALENTE

Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) / Campus de Mal. Cândido Rondon
Programa de Pós-Graduação em Zootecnia



unioeste

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

Campus de Marechal Cândido Rondon - CNPJ 78680337/0003-46

Rua Pernambuco, 1777 - Centro - Cx. P. 91 - <http://www.unioeste.br>

Fone: (45) 3284-7878 - Fax: (45) 3284-7879 - CEP 85960-000

Marechal Cândido Rondon - PR.



PARANÁ

GOVERNO DO ESTADO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

DECLARAÇÃO E PARECER DE PARTICIPAÇÃO EM BANCA EXAMINADORA DE DEFESA DE DOUTORADO REALIZADA À DISTÂNCIA, DE FORMA SÍNCRONA, POR VIDEOCONFERÊNCIA

Eu, **Prof.^a Dr.^a Silvana Teixeira Carvalho**, declaro que **participei à distância, de forma síncrona e por videoconferência**, da Banca Examinadora de Defesa de Tese do candidato **Cícero Pereira Barros Júnior**, aluno de Doutorado deste Programa de Pós-Graduação.

Considerando o trabalho entregue, apresentado e a arguição realizada, **formalizo como Membro Externo**, para fins de registro, por meio desta declaração, minha decisão de que o candidato pode ser considerado **APROVADO COM RESTRIÇÕES** na banca realizada em 16/12/2020, com o trabalho intitulado **"Avaliação de diferentes concentrações de nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de corte"**.

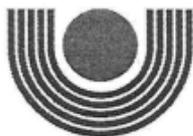
Descreva abaixo observações e/ou restrições (se julgar necessárias):

O candidato foi aprovado com restrições que serão relatadas em documento a ser enviado pelo orientador.

Silvana Teixeira Carvalho

Prof.^a Dr.^a Silvana Teixeira Carvalho

Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) / *Campus* de Mal. Cândido Rondon
Centro de Ciências Agrárias



unioeste

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

Campus de Marechal Cândido Rondon - CNPJ 78680337/0003-46

Rua Pernambuco, 1777 - Centro - Cx. P. 91 - <http://www.unioeste.br>

Fone: (45) 3284-7878 - Fax: (45) 3284-7879 - CEP 85960-000

Marechal Cândido Rondon - PR.



PARANÁ

GOVERNO DO ESTADO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

DECLARAÇÃO E PARECER DE PARTICIPAÇÃO EM BANCA EXAMINADORA DE DEFESA DE DOUTORADO REALIZADA À DISTÂNCIA, DE FORMA SÍNCRONA, POR VIDEOCONFERÊNCIA

Eu, **Prof. Dr. Eduardo Eustáquio Mesquita**, declaro que **participei à distância, de forma síncrona e por videoconferência**, da Banca Examinadora de Defesa de Tese do candidato **Cícero Pereira Barros Júnior**, aluno de Doutorado deste Programa de Pós-Graduação.

Considerando o trabalho entregue, apresentado e a arguição realizada, **formalizo como Membro Externo**, para fins de registro, por meio desta declaração, minha decisão de que o candidato pode ser considerado **APROVADO** na banca realizada em 16/12/2020, com o trabalho intitulado **"Avaliação de diferentes concentrações de nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de cortes"**.

Descreva abaixo observações e/ou restrições (se julgar necessárias):

Aprovado com restrições.

Prof. Dr. Eduardo Eustáquio Mesquita

Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste) / *Campus* de Mal. Cândido Rondon
Centro de Ciências Agrárias



unioeste

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

Campus de Marechal Cândido Rondon - CNPJ 78680337/0003-46

Rua Pernambuco, 1777 - Centro - Cx. P. 91 - <http://www.unioeste.br>

Fone: (45) 3284-7878 - Fax: (45) 3284-7879 - CEP 85960-000

Marechal Cândido Rondon - PR.



PARANÁ

GOVERNO DO ESTADO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

DECLARAÇÃO E PARECER DE PARTICIPAÇÃO EM BANCA EXAMINADORA DE DEFESA DE DOUTORADO REALIZADA À DISTÂNCIA, DE FORMA SÍNCRONA, POR VIDEOCONFERÊNCIA

Eu, **Prof.^a Dr.^a Elisandra Lurdes Kern**, declaro que **participei à distância, de forma síncrona e por videoconferência**, da Banca Examinadora de Defesa de Tese do candidato **Cícero Pereira Barros Júnior**, aluno de Doutorado deste Programa de Pós-Graduação.

Considerando o trabalho entregue, apresentado e a arguição realizada, **formalizo como Membro Externo**, para fins de registro, por meio desta declaração, minha decisão de que o candidato pode ser considerado **APROVADO** na banca realizada em 16/12/2020, com o trabalho intitulado **"Avaliação de diferentes concentrações de nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de corte"**.

Descreva abaixo observações e/ou restrições (se julgar necessárias):

O candidato deverá realizar as correções e sugestões sugeridas pelos membros da banca, as quais foram discutidas no dia da defesa da tese.

Elisandra Lurdes Kern

Prof.^a Dr.^a Elisandra Lurdes Kern

INIA – Instituto Nacional de Investigación Agropecuaria / Las Brujas
Uruguay



unioeste

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

Campus de Marechal Cândido Rondon - CNPJ 78680337/0003-46

Rua Pernambuco, 1777 - Centro - Cx. P. 91 - <http://www.unioeste.br>

Fone: (45) 3284-7878 - Fax: (45) 3284-7879 - CEP 85960-000

Marechal Cândido Rondon - PR.



PARANÁ

GOVERNO DO ESTADO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA

DECLARAÇÃO E PARECER DE PARTICIPAÇÃO EM BANCA EXAMINADORA DE DEFESA DE DOUTORADO REALIZADA À DISTÂNCIA, DE FORMA SÍNCRONA, POR VIDEOCONFERÊNCIA

Eu, **Dr. Sidnei Antônio Lopes**, declaro que **participei à distância, de forma síncrona e por videoconferência**, da Banca Examinadora de Defesa de Tese do candidato **Cícero Pereira Barros Júnior**, aluno de Doutorado deste Programa de Pós-Graduação.

Considerando o trabalho entregue, apresentado e a arguição realizada, **formalizo como Membro Externo**, para fins de registro, por meio desta declaração, minha decisão de que o candidato pode ser considerado **APROVADO** na banca realizada em 16/12/2020, com o trabalho intitulado **"Avaliações de diferentes concentrações de nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de corte"**.

Descreva abaixo observações e/ou restrições (se julgar necessárias):

Tese aprovada, mas o aluno deverá acatar as correções sugeridas pela banca.

Dr. Sidnei Antônio Lopes

Pesquisador EPAMIG - CENTRO-OESTE (CSR)

DEDICATÓRIA

Ao meu filho Karlos Daniel Santiago Barros, que nasceu durante essa jornada, passou a ser minha força e inspiração para seguir, e fez com que tudo tivesse um propósito!

OFEREÇO

Aos meus maravilhosos e queridos pais (Ivonete Rocha Duarte Barros e Cícero Pereira Barros “*in memorian*”) e aos meus irmãos (Claudemiro Duarte Barros, Thiago Duarte Barros, Marlon Duarte Barros, Marcos Duarte Barros, João Rafael Duarte Barros e Carlos Eduardo Duarte Barros), que me acompanharam em cada momento dessa jornada, pelo apoio, amor, paciência, força, companheirismo e compreensão.

AGRADECIMENTOS

À Deus, pelo dom da existência.

Ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Campus de Marechal Cândido Rondon, pela oportunidade de realização do Doutorado.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudos.

Aos funcionários da Unioeste, em especial do Setor de Transporte e Núcleo, Marlei Inês Barceli e Cláudio Adolino Kirsten, que de alguma forma dispuseram de seu bom senso e proporcionaram tudo acontecer.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Newton Tavares Escocard de Oliveira, pelas orientações, ensinamentos e conhecimentos repassados.

Ao meu coorientador, Prof. Dr. Ériton Egidio Lisboa Valente, pela oportunidade de condução da pesquisa, pelos ensinamentos repassados.

A minha querida amiga, Prof. Dr.^a Silvana Teixeira Carvalho, pelas dicas e sugestões de escrita, pelos inúmeros materiais de estudos fornecidos e pelo acompanhamento de análise laboratorial, muito obrigado.

Aos professores que contribuíram com os ensinamentos oferecidos nas disciplinas cursadas no Programa de Pós-Graduação em Zootecnia.

Aos colegas integrantes do Grupo de Pesquisa “Zootecnia de Precisão - Tecnologias aplicadas à produção animal”, que sempre se disponibilizaram para realizar as atividades, até mesmo aos finais de semana, muito grato a todos, foi muito proveitosa a troca de ideias com todos.

Ao meu grande amigo Jansller Luiz Genova, que desde o dia que viu minha aprovação no processo seletivo para doutorado já me convidou para me recepcionar, pelas ajudas nas análises de glicose e pela parceria nos artigos científicos.

AValiação DE DIFERENTES CONCENTRAÇÕES DE NITROgêNIO NÃO PROTEICO EM SUPLEMENTOS PARA BOVINOS DE CORTE

RESUMO: O objetivo deste estudo foi o de avaliar o efeito crescente de nitrogênio não proteico (NNP) em suplementos e de tempos de maturação no desempenho, na carcaça e nas características físico-químicas da carne de bovinos não castrados ½ Angus × ½ Nelore. Foram utilizados 36 animais ½ Angus × ½ Nelore, com peso médio corporal final de 496,46 (20,28) kg e 20 meses de idade, em delineamento experimental inteiramente ao acaso (DIC), com quatro tratamentos, nove repetições e um bovino por unidade experimental (UE). Os tratamentos foram constituídos por quatro dietas: t₁: dieta sem suplementação (SS), exclusiva a pasto de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés*; t₂: dieta com 5,0% de NNP (baixo NNP); t₃: dieta com 13,1% de NNP (médio NNP) e t₄: dieta com 24,0% de NNP (alto NNP) no suplemento. Todos os animais receberam suplementação mineral *ad libitum*. Não houve efeito ($p > 0,05$) dos tratamentos na perda de peso da carcaça resfriada, cor da carne (L*, a* e b*), cor da gordura (a_G e b_G), cor dos bifes (L**, a** e b**), pH da carcaça quente, espessura de gordura subcutânea, temperatura da carcaça fria, perda de água por gotejamento, perda de líquido por descongelamento e extrato etéreo. Novilhos alimentados com pasto (SS) apresentaram os menores valores ($p < 0,05$) de peso corporal final, peso da carcaça quente e peso da carcaça resfriada, além de carnes com coloração mais escura (L*) e menos vermelha (a*). Bovinos alimentados com dietas contendo baixo e médio NNP apresentaram as maiores médias ($p < 0,05$) de rendimentos de carcaça (RC). Em um segundo ensaio foram utilizados os mesmos 36 animais, que deram origem a 108 bifes do músculo *Longissimus dorsi*, em DIC e esquema fatorial, com doze tratamentos, de oito a nove repetições e um bovino por UE. Os tratamentos foram constituídos pela combinação das quatro dietas descritas anteriormente e três tempos de maturação (TM; 3.º, 9.º e 16.º dia). O TM alterou ($p < 0,05$) a luminosidade (L**) e o teor de vermelho (a**) dos bifes, pois os maiores valores ocorreram entre 9 e 16 dias. Independentemente das concentrações de NNP, a força de cisalhamento média da carne dos animais no 3.º dia foi de 3,61 kgf/cm³, valor superior ao valor médio observado em bifes armazenados no 16.º dia (2,48 kgf/cm³). A diferença de 1,13 kgf/cm³ entre o 3.º e o 16.º dia indicou que a maturação promove o amaciamento da carne. Cruzados ½ Angus × ½ Nelore suplementados com baixa e média concentração de NNP nas dietas apresentam melhores RC, bifes mais pesados e intensidade de coloração vermelha mais pronunciada do que os animais que recebem dietas SS e com alto NNP.

Palavras-chave: cor, força de cisalhamento, sulfato de amônio, ureia, *Xaraés*

EVALUATION OF DIFFERENT CONCENTRATIONS OF NON-PROTEIN NITROGEN IN SUPPLEMENTS FOR BEEF CATTLE

ABSTRACT: The aim of this study was to evaluate the increasing effect of non-protein nitrogen (NPN) in supplements and maturation times on performance, carcass and physical-chemical characteristics of non-castrated beef $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nellore. Thirty-six $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nellore animals were used, with final average body weight of 496.46 (20.28) kg and 20 months of age, in a completely randomized experimental design (CRD), with four treatments, nine replicates and one bovine per experimental unit (EU). The treatments consisted of four diets: t₁: diet without supplementation (WS), exclusive the pasture of *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés*; t₂: diet with 5.0% NPN (low NPN); t₃: diet with 13.1% NPN (medium NPN) and t₄: diet with 24.0% NPN (high NPN) in the supplement. All animals received mineral supplementation *ad libitum*. There was no effect ($p > 0.05$) of the treatments on weight loss of cooled carcass, meat color (L*, a* and b*), fat color (a_F and b_F), color of steaks (L**, a** and b**), hot carcass pH, subcutaneous fat thickness, cold carcass temperature, drip water loss, loss of liquid by thawing and ether extract. Steers fed pasture (WS) presented the lowest values ($p < 0.05$) of final body weight, hot carcass weight and cooled carcass weight, in addition to meats with darker (L*) and less red (a*) coloration. Cattle fed diets containing low and medium NPN presented the highest averages ($p < 0.05$) of carcass yields (CY). In a second trial, the same 36 animals were used, which gave rise to 108 *Longissimus dorsi* muscle meat steaks, in CRD and factorial scheme, with twelve treatments, from eight to nine replicates and one bovine per EU. The treatments consisted of the combination of the four diets described above and three maturation times (MT; 3rd, 9th and 16th day). MT altered ($p < 0.05$) the luminosity (L**) and red content (a**) of the steaks, because the highest values occurred between 9 and 16 days. Regardless of NPN concentrations, the average shear force of the meat of the animals on the 3rd day was 3.61 kgf/cm³, a value higher than the average value observed in steaks stored on the 16th day (2.48 kgf/cm³). The difference of 1.13 kgf/cm³ between the 3rd and 16th day indicated that maturation promotes meat tenderization. Crusaders $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nellore supplemented with low and medium NPN concentration in diets present better CY, heavier steaks and more pronounced red color intensity than animals receiving WS diets and with high NPN.

Keywords: ammonium sulfate, color, shear force, urea, *Xaraés*

LISTA DE ABREVIATURAS

- DFD - *dark, firm and dry*.
- DIF_AB - diferença entre os dias de abate.
- EE - extrato etéreo.
- EGS - espessura de gordura subcutânea.
- FC - força de cisalhamento.
- GLI - glicose plasmática.
- LD - *Longissimus dorsi*.
- L - luminosidade.
- N - Nelore.
- PAGT - perda de água por gotejamento.
- PCF- peso corporal final.
- PCQ - peso da carcaça quente.
- PCR - peso da carcaça resfriada.
- PDCR - perda de peso da carcaça resfriada.
- PDF - peso de descongelamento final.
- PFBD - peso final do bife descongelado.
- PGTF - perda por gotejamento final.
- PGTI - perda por gotejamento inicial.
- pHCF - pH da carcaça fria.
- pHCQ - pH da carcaça quente.
- PIBC - peso inicial do bife congelado.
- PLD - perda de líquido por descongelamento.
- PSE - *pale, soft and exudative*.
- RC - rendimento de carcaça.
- TCF - temperatura da carcaça fria.
- TCQ - temperatura da carcaça quente.
- TEMP - temperatura.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Força de cisalhamento (FC) como medida de maciez da carne de bovinos	25
Tabela 2. Valores de pH para carnes do tipo “ <i>pale, soft and exudative</i> ” (PSE), normal e “ <i>dark, firm and dry</i> ” (DFD) no <i>post-mortem</i>	29
Tabela 3. Composição percentual dos ingredientes e composição calculada de proteína bruta e nitrogênio não proteico utilizada nos suplementos e nas dietas experimentais.....	42
Tabela 4. Consumo de matéria seca de bovinos de acordo com as dietas experimentais	43
Tabela 5. Médias estimadas de quadrados mínimos (<i>lsmeans</i>) ¹ e erros-padrão da <i>lsmeans</i> (entre parênteses) de características de desempenho, carcaça e físico-químicas da carne de bovinos cruzados ½ Angus × ½ Nelore, de acordo com as dietas ²	53
Tabela 6. Médias estimadas de quadrados mínimos (<i>lsmeans</i>) e erros-padrão da <i>lsmeans</i> (entre parênteses) de características físicas e químicas de bifos de bovinos ½ Angus × ½ Nelore, de acordo com as combinações de classes de dieta e níveis de tempo de maturação	87
Tabela 7. Médias estimadas de quadrados mínimos (<i>lsmeans</i>) e erros-padrão da <i>lsmeans</i> (entre parênteses) de características físicas e químicas de bifos de bovinos ½ Angus × ½ Nelore, de acordo com as dietas, independente dos tempos de maturação.....	91
Tabela 8. Médias estimadas de quadrados mínimos (<i>lsmeans</i>) e erros-padrão da <i>lsmeans</i> (entre parênteses) de características físicas e químicas de bifos de bovinos ½ Angus × ½ Nelore, de acordo com os tempos de maturação, independente das dietas.....	93
Tabela 1A. Valores de probabilidade de significância (p) dos testes de normalidade e homogeneidade de variâncias nas amostras residuais, decorrentes do ajuste de modelos de análises de variância e de covariância das características contidas no primeiro experimento ...	99
Tabela 1B. Valores de probabilidade de significância (p) dos testes de normalidade e homogeneidade de variâncias nas amostras residuais, decorrentes do ajuste de modelos de análises de variância e de covariância das características contidas no segundo experimento ..	100

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	20
2 Revisão	20
2.1 Produção de bovinos a pasto na fase de terminação	20
2.2 Ureia na alimentação de ruminantes.....	21
2.3 Manejo pré-abate em bovinos	23
2.3.1 Transporte.....	23
2.4 Estrutura dos músculos e tecidos.....	24
2.5 Gordura da carne	24
2.6 Características qualitativas da carne.....	25
2.6.1 Maciez	25
2.6.2 Cor	27
2.7 Glicólise.....	27
2.8 Modificações <i>post-mortem</i>	28
2.8.1 Fatores que afetam as modificações <i>post-mortem</i> e o pH da carne.....	28
2.8.2 Resfriamento de carcaça bovina	30
2.9 Referências.....	31
3 NITROGÊNIO NÃO PROTEICO EM SUBSTITUIÇÃO À PROTEÍNA VERDADEIRA NO DESEMPENHO, CARCAÇA E QUALIDADE FÍSICO-QUÍMICA DA CARNE DE BOVINOS	38
3 NON-PROTEIN NITROGEN REPLACING TRUE PROTEIN IN PERFORMANCE, CARCASS AND PHYSICAL-CHEMICAL QUALITY OF BEEF	39
3.1 Introdução	40
3.2 Material e métodos	41
3.2.1 Protocolo experimental no uso de animais	41
3.2.2 Local e clima do experimento	41
3.2.3 Delineamento experimental e tratamentos	41
3.2.4 Dietas experimentais e estimacão do consumo de matéria seca do pasto	42
3.2.5 Transporte dos animais.....	43
3.2.6 Abate dos animais.....	44
3.2.7 Características avaliadas.....	44
3.2.7.1 Glicose sanguínea.....	44
3.2.7.2 Temperatura e pH da carcaça quente e resfriada.....	44
3.2.7.3 Peso e rendimento de carcaça.....	45

3.2.7.4 Amostras do músculo <i>Longissimus dorsi</i>	45
3.2.7.5 Espessura de gordura subcutânea, cor da carne e cor da gordura.....	45
3.2.7.6 Perda de líquido por descongelamento (PLD).....	46
3.2.7.7 Perda de água por gotejamento (PAGT).....	46
3.2.7.8 Extrato etéreo.....	47
3.2.8 Procedimentos estatísticos.....	47
3.3 Resultados e discussão	51
3.4 Conclusões	65
3.5 Referências	66
4 NITROGÊNIO NÃO PROTEICO NO SUPLEMENTO E A QUALIDADE FÍSICO- QUÍMICA DE BIFES DE <i>Longissimus dorsi</i> BOVINO SOB MATURAÇÃO	69
4 NON-PROTEIN NITROGEN IN SUPPLEMENT AND THE PHYSICAL- CHEMICAL QUALITY OF BEEF <i>Longissimus dorsi</i> BOVINE UNDER MATURATION	70
4.1 Introdução	71
4.2 Material e métodos	71
4.2.1 Local e clima do experimento	71
4.2.2 Protocolo experimental no uso de animais	72
4.2.3 Delineamento experimental e tratamentos	72
4.2.4 Dietas experimentais	72
4.2.5 Abate dos animais e retirada dos bifes	73
4.2.6 Características avaliadas.....	74
4.2.6.1 Peso inicial dos bifes sem o pré-cozimento (PI_SCZ) e peso final dos bifes no pós- cozimento (PF_PCZ)	74
4.2.6.2 Temperatura e pH dos bifes.....	74
4.2.6.3 Cor da carne.....	75
4.2.6.4 Perda de água por cocção (PAC).....	75
4.2.6.5 Força de cisalhamento	76
4.2.7 Procedimentos estatísticos.....	76
4.3 Resultados e discussão	80
4.4 Conclusões	95
4.5 Referências	96
APÊNDICE A	99
APÊNDICE B	100

1 INTRODUÇÃO

A suplementação da dieta de bovinos a pasto aumenta o desempenho e reduz a idade ao abate. No entanto certos suplementos como a soja e o milho são considerados muito caros e se tornam onerosos para os produtores (REIS et al., 2012).

A inclusão de ureia no suplemento promove redução de custo, uma vez que é mais barata por unidade de equivalente proteico e acrescenta nitrogênio em sistemas de produção com forragens de baixo valor proteico. O uso de NNP na alimentação de ruminantes permite que os microrganismos utilizem esse nitrogênio e sintetizem proteína microbiana. Com isso, a adição de ureia na suplementação de bovinos pode manter a concentração de amônia ruminal em níveis de 15 a 20 mg/dL (DETMANN et al., 2011), maximizando a degradação ruminal da fibra vinda de forragem e aumentando o consumo alimentar, ao aprimorar a fermentação ruminal, pela participação da sincronia entre a disponibilização de energia fermentável e de nitrogênio degradável no rúmen (DUARTE et al. 2011).

O aumento da densidade energética da dieta, por meio da oferta de uma quantidade maior de concentrados, pode alterar a composição da carcaça e a qualidade da carne (ROTTA et al., 2009). A qualidade da carne é uma combinação de inúmeras características como suculência, maciez e cor (LIMA JÚNIOR et al., 2011). Algumas dessas são influenciadas pelo genótipo e idade ao abate (FERRAZ; FELÍCIO, 2010), tempo de maturação (MATEUS et al., 2018), alimentação e sistema de produção ao qual os animais estão inseridos (KIM et al., 2017). Estratégias de maturação vêm sendo estudadas a fim de contribuir para a melhoria dos parâmetros físico-químicos da carne bovina (MATEUS et al., 2018).

Dada a importância da alimentação na cadeia produtiva e sua influência na qualidade da carne, objetivou-se com a presente pesquisa avaliar o efeito da suplementação com nitrogênio não proteico na dieta sobre o desempenho, carcaça e características físico-químicas da carne de bovinos $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore armazenadas em diferentes tempos de maturação.

2 Revisão

2.1 Produção de bovinos a pasto na fase de terminação

A produção pecuária destinada à produção de carne bovina tem se consolidado nas últimas décadas e vem desencadeando um papel fundamental na obtenção da segurança

alimentar mundial, no entanto, os aspectos qualitativos desse produto nem sempre seguem a mesma cronologia quantitativa (BARROS et al., 2015).

O sistema de produção brasileiro baseia-se notadamente em animais criados a pasto e com utilização da subespécie *Bos taurus indicus*, em razão de suas características de adaptação ao clima e a forragens tropicais. No entanto, tem se observado que animais mantidos exclusivamente a pasto apresentam baixa taxa de ganho de peso e, em muitas situações, perda de peso, pois mesmo se a oferta de forragem for satisfatória, o desempenho animal é limitado pela ingestão de energia, de nutrientes e pelo balanço entre eles.

A produção intensiva de bovinos a pasto possibilita menores custos de produção da carne, favorecendo o aumento de produção sem a necessidade de abertura de novas áreas de terras, porém uma desvantagem é que esses animais demoram mais tempo até o ponto de abate (FERNANDES et al., 2015).

Desse modo, a suplementação adequada de bovinos mantidos a pasto permite atender às exigências nutricionais dos animais, haja vista as carências nutricionais das plantas forrageiras fornecidas, além de propiciar aos bovinos alcançarem o ponto de abate no 24º mês de idade, com produção de carnes mais nobres (REIS et al., 2012). Porém, quando o intuito é manter a curva de crescimento de bovinos criados a pasto para abate de animais superprecoces, a suplementação de boa qualidade deve ser realizada inclusive durante o período das águas, levando-se em conta um padrão no horário de suplementação, pois as pastagens são liberadas mais cedo para outras categorias (DILL et al., 2010).

2.2 Ureia na alimentação de ruminantes

A ureia é um composto orgânico de destaque na suplementação de ruminantes. Sua utilização tem permitido o aproveitamento de alimentos volumosos de baixa qualidade com eficiência pelos ruminantes, que em condições normais são pouco aproveitados.

A ureia pode ser incluída na dieta dos ruminantes para substituir o nitrogênio da proteína verdadeira, visando à redução no custo da ração ou ao aumento do teor de nitrogênio dos volumosos de baixa qualidade, aumentando o seu consumo e aproveitamento (AZEVEDO et al., 2010).

Outro ponto importante, ao se destacar o uso da ureia, é o seu baixo custo por unidade de nutriente, podendo substituir parcialmente a proteína verdadeira como forma de reduzir o custo de produção, sendo que a ureia pecuária contém de 42,0 a 46,7% de proteína bruta,

que resulta em valores variando de 262,5 a 291,9% em equivalente proteico (ANDRADE; QUADROS, 2011).

Os alimentos fibrosos apresentam uma taxa de degradação lenta e o nitrogênio não proteico (NNP) presente na ureia pode contribuir na eficiência dessa degradação (PINA et al., 2010). A utilização de fontes de NNP na alimentação de ruminantes tem sido bem difundida para animais de produção de corte, porém é necessário que haja adaptação do animal ao suplemento, pois a ureia apresenta altas taxas de hidrólise ao ter contato com o rúmen e pode causar intoxicação nos animais (AZEVEDO et al., 2015).

A ureia vem ganhando mercado nas últimas décadas por apresentar bons resultados e contribuir para reduzir os custos de produção, modificando a frequência de oferta e a forma de distribuição de suplementos na alimentação dos ruminantes (MORAES et al., 2010).

No entanto, a ureia é hidrolisada enzimaticamente pela urease, liberando amônia que possui uma solubilização muito rápida no rúmen do animal, que é um fator limitante do uso de NNP, pois se houver deficiência de energia na dieta do animal a amônia livre no rúmen não será utilizada pelos microrganismos para formação de proteína microbiana. Neste caso, a amônia será absorvida pelas papilas ruminais, sendo metabolizada no fígado com dispêndio de energia, o que reflete negativamente no desempenho dos animais (VILLELA et al., 2011; SILVA-MARQUES et al., 2018). Doses de ureia superiores a 0,44 g/kg de peso vivo em animais em jejum podem ocasionar sinais clínicos de intoxicação e doses de 1 a 1,5 g/kg levam à morte (CASALI et al., 2017).

Quando o nível de amônia absorvida no rúmen supera a capacidade do fígado de transformá-la em ureia, há acúmulo de amônia na corrente sanguínea causando uma intoxicação ao ruminante, podendo levá-lo à morte (KITAMURA et al., 2010). Nesse sentido, faz-se necessário uso de enxofre em quantias proporcionais ao nitrogênio não proteico (NNP) para que haja um balanço de absorção de amônia no rúmen e uma boa síntese de aminoácidos sulfurosos.

Normalmente, o teor de enxofre é baixo em rações com níveis elevados de nitrogênio não proteico, principalmente nas dietas com altas proporções de grãos. Desta forma, a síntese microbiana de aminoácidos sulfurados pode ser prejudicada, limitando a utilização de ureia. Por isso é importante que haja suplementação com enxofre em dietas com altos níveis de NNP, e que essa proporção esteja entre 10 a 15 partes de nitrogênio para uma parte de enxofre (COSTA et al., 2011).

2.3 Manejo pré-abate em bovinos

2.3.1 Transporte

Os maus tratos no transporte de bovinos podem influenciar na qualidade da carne. É inevitável que as fiscalizações mediadas dos órgãos de bem-estar animal consigam fiscalizar todos os animais. Muitos produtores ainda utilizam choques para conduzir o animal até o caminhão e até mesmo ao abatedouro. Um ponto importante a ser ressaltado é a baixa qualidade das estradas brasileiras, que podem proporcionar maus tratos aos animais nos caminhões de transporte e prejudicar a qualidade da carne (GOMIDE et al., 2014).

Os maiores questionamentos em relação à qualidade de carne se referem à maneira como os animais são transportados para o frigorífico, à distância percorrida e a área por bovino em uma carroceria de caminhão. Se todas as demais exigências de legislação são cumpridas, quanto ao conforto e bem-estar dos animais, há uma maior chance para a obtenção de carne de qualidade (VELARDE; DALMAU, 2012).

A normativa IN 56/2008 é utilizada para estabelecer os procedimentos gerais de recomendações de boas práticas e de bem-estar para animais de produção e de interesse econômico no Brasil, abrangendo os sistemas de produção e transporte (BRASIL, 2008).

O transporte de carne é estabelecido pela legislação sanitária federal, na qual é enfatizada a higienização e a seguridade do produto (MESQUITA, 2016). A carne deve ser transportada de forma correta para evitar as perdas qualitativas e o desperdício econômico por danos externos (RAAB et al., 2011).

As fiscalizações dos produtos de origem animal devem ser revigoradas. Neste propósito, algumas medidas foram tomadas e a principal delas foi a instituição do decreto nº 9.013/2017, que aprovou o novo Regulamento da Inspeção Industrial e Sanitária de Produtos de Origem Animal (RIISPOA) em substituição ao mesmo diploma legal publicado em 1952. Dentre as modificações a oficialização da fiscalização por auditoria a todos os estabelecimentos, com exceção os de abate e a regulamentação da Lei nº 7.889/1989, definindo as competências dos serviços de inspeção federal, estadual e municipal, para a fiscalização em função da área de comercialização de cada estabelecimento produtor (BRASIL, 2017).

2.4 Estrutura dos músculos e tecidos

O corpo dos bovinos é formado por fibras musculares que contribuem para os movimentos corporais. Esses tecidos são de extrema importância, pois representam a fração comestível (MAGGIONI et al., 2012).

No interior, essas fibras são constituídas por pequenas estruturas denominadas de miofibrilas, que são responsáveis pela aparência do músculo (MOREIRA et al., 2010). As miofibrilas são constituídas de pontos ordenados denominados de miofilamentos grossos (miosina) e finos (actina). Como resultado dessa disposição, denomina-se de banda I aquela que é formada por filamentos finos não invadidos por filamentos grossos. A banda A é formada principalmente por filamentos grossos e a banda H somente por filamentos grossos. No centro de cada banda I encontra-se uma linha transversal, a linha Z (ROÇA, 2012).

O sarcômero é a unidade que se repete nas miofibrilas, é composto por proteínas e pode ser alterado por inúmeros fatores, que resulta em modificação na carne. A maior idade do animal no momento do abate se correlaciona com a diminuição da maciez da carne (ROLDÁN et al., 2013). Isso se encontra relacionado tanto ao aumento do número de ligações cruzadas de colágeno na carne, quanto ao aumento do volume de músculo e da gordura das carcaças com a idade, visto que estes influenciam a resposta às condições de resfriamento durante o encurtamento do sarcômero pelo frio (LAWRIE; LEDWARD, 2006).

2.5 Gordura da carne

A gordura no interior da carne ou intramuscular é denominada de marmoreio, e pode influenciar positivamente no sabor da carne (FRANK et al., 2016). Entre muitos atributos de qualidade, o marmoreio que é a presença de manchas brancas de gordura visíveis no músculo, é um dos traços mais importantes que determinam a maciez da carne (ELMASRY et al., 2012). Em outros países, em seus sistemas de classificação de carne bovina, os atributos de qualidade estão associados com marmoreio, carne magra e gordura (SOJI; MUCHENJE, 2016). No entanto, inúmeros fatores como raça, sexo, dieta, idade e peso na idade do abate podem contribuir para o marmoreio da carne (MELO et al., 2016).

O mercado consumidor de carne bovina tem certa aceitação por carnes por carnes de coloração uniforme. Além disso, gordura com coloração muito amarelada pode apresentar refugo pelos consumidores (QUARESMA et al., 2013).

2.6 Características qualitativas da carne

2.6.1 Maciez

Vários fatores podem influenciar a maciez da carne bovina, como sexo, genética do animal, nutrição, idade ao abate e condições de abate, maturação e preparo (HORST et al., 2016), espessura de gordura subcutânea (MACHADO et al., 2019) e capacidade de retenção de água (CHENG; SUN, 2008).

A dureza da carne pode ser dividida em dureza residual, causada pelo tecido conjuntivo e outras proteínas do estroma, e dureza de actomiosina, causada pelas proteínas miofibrilares (ALVES et al., 2005). Assim, com o envelhecimento dos animais, a carne vai se tornando mais dura, por conta da redução da solubilidade do colágeno, com consequente aumento das ligações maduras entre as moléculas do colágeno (ANDRADE et al., 2010).

Outro ponto importante é a transformação do músculo em carne, pois 24h *post-mortem* transformações físicas e bioquímicas acontecem e pode ocorrer o aumento da maciez da carne como resultado da atuação de enzimas proteolíticas que fazem a degradação enzimática do tecido muscular. A temperatura de maturação pode afetar a ação enzimática (OLIVEIRA et al., 2002), bem como o pH, tipo de fibra muscular, e quantidade e grau de ligação cruzada do tecido conjuntivo (RICARDO, 2010).

A maciez é uma das características mais apreciadas pelos consumidores na aceitabilidade e percepção da avaliação da qualidade da carne de bovinos. Assim, no estudo da maciez da carne, vários autores avaliaram a força de cisalhamento (FC) pelo método objetivo Warner-Bratzler Shear Force (WBSF) (Tabela 1).

Tabela 1. Força de cisalhamento (FC) como medida de maciez da carne de bovinos.

Raça ¹	Tipo de observação	FC (kgf/cm ³)	Referência
Nelore	Maturação por diferentes períodos	4,49	Farias et al. (2018)
AA	Efeito do congelamento e descongelamento	5,40	Aroeira et al. (2016)
Nelore	Animais castrados e não castrados	6,46	Silva et al. (2014)
Red Norte	Qualidade da carne maturada	3,81	Andrade et al. (2010)
Simental	Efeito do grupo genético sobre as características de carcaça e maciez da carne	2,97	Bianchini et al. (2007)

AA: Aberdeen Angus.

O valor médio de FC de 4,49 kgf/cm³ apresentado por Farias et al. (2018) foi calculado a partir de avaliações em diferentes tempos de maturação (7.º, 14.º e 21.º dias). No entanto, os resultados mostraram que a melhor maciez foi obtida aos 21 dias de maturação, com média de 3,54 kgf/cm³. Os autores concluíram que a carne de animais da raça Nelore deve ser maturada por um período mínimo de 14 dias, pois as principais características qualitativas da carne melhoram, particularmente a maciez. Além da maturação um outro ponto a ser considerado é a temperatura da carne quanto ao método de conservação, pois essa pode contribuir na qualidade do produto (MORAES; RODRIGUES, 2017).

Silva et al. (2014) observaram carne mais dura, com maior valor médio de FC (6,46 kgf/cm³), quando relacionada ao valor de 5,40 kgf/cm³ de FC no décimo quarto dia de maturação (AROEIRA et al., 2016). Os valores para maciez foram de 4,9 (dia 0); 3,81 (7.º dia) e 3,04 kgf/cm³ para o 21.º dia de maturação (ANDRADE et al., 2010), indicando que a maturação melhora a maciez da carne bovina em relação aos dias anteriores (Tabela 1).

A FC média de 5,43 kgf/cm³ foi obtida na carne de novilhos Nelore terminados em confinamento (CATTELAM et al., 2017), enquanto 3,58 kgf/cm³ foi o valor obtido para a FC de carnes de touros Nelore alimentados com diferentes forragens como silagem de milho, cana de açúcar e bagaço de cana (RIBEIRO et al., 2016). O valor de FC para a raça Red Norte foi de 3,81 kgf/cm³ (Tabela 1), indicando que a genética tem influência na melhoria da maciez da carne, notadamente pela raça Red Norte ser uma raça composta, desenvolvida com contribuição das raças Nelore, Tabapuã, Red Angus, Santa Gertrudis e Senepol, o que demonstra que a raça composta tem efeitos positivos com maior maciez.

O tempo de maturação da carne bovina pode ter uma forte relação com a raça. Bovinos Nelore requerem período de maturação de no mínimo sete dias para aumentar a maciez, quando comparada com as de animais Simental (MARINO et al., 2013).

O tipo de alimentação e o sistema de criação podem influenciar na FC. Em trabalho com avaliação das carcaças de novilhos cruzados Angus vs Nelore submetidos a diferentes regimes alimentares, mantidos com 40% de feno de *Brachiaria decumbens* enriquecido com 600 g de uma mistura de ureia e enxofre para cada 100 kg de feno e 60% de concentrado à base de milho e farelo de soja adicionado de 0,5% de mistura mineral, o consumo médio de ração, em matéria seca, foi de 2,7% do peso vivo dos animais, com diferença na FC de 2,44 kgf/cm³ entre os animais suplementados na primeira e na segunda seca (Tabela 1). Quanto mais próximo do abate a suplementação contribui na melhoria da qualidade da carne bovina (MAIA FILHO et al., 2015).

2.6.2 Cor

A cor da carne é o primeiro critério utilizado pelo consumidor no momento da aquisição (LIMA JÚNIOR et al., 2011). Os pigmentos responsáveis pela cor vermelha da carne são a mioglobina, pigmento muscular que retém o oxigênio nos tecidos, e a hemoglobina, pigmento sanguíneo responsável pelo transporte de O₂ através da corrente sanguínea. Ambas são formadas em sua maior parte por proteínas. Assim, os consumidores de carne bovina associam incorretamente carnes de cores mais claras com animais mais jovens (KUSS et al., 2010).

A cor da carne é influenciada pela desnaturação das proteínas sarcoplasmáticas (CHRISTENSEN et al., 2011). A desnaturação dessas proteínas é intensificada com o aumento da temperatura em que as mesmas podem ser submetidas, tornando-as menos pigmentadas. Condições pré-abate, estado de oxigenação e oxidação do músculo também interferem na coloração final da carne (ABRIL et al., 2001).

A cor da carne está relacionada ao sistema de criação, pois bovinos terminados em pastagens apresentam coloração de carne geralmente mais escura que animais terminados em confinamento (LIMA JÚNIOR et al., 2011), e aos valores de pH, pois a redução do pH predispõe ao aparecimento de carnes mais escuras (ROÇA, 2012). O escurecimento da carne de animais a pasto pode ocorrer pela quantidade de exercício físico promovido pela busca do alimento, o que aumenta a quantidade de mioglobina no músculo.

No entanto, as forrageiras fornecem antioxidantes naturais (carotenos) em quantidades suficientes para evitar a oxidação da carne bovina *in natura* (LIMA JÚNIOR et al., 2013). Assim, os maiores níveis de caroteno podem influenciar na cor da gordura, tornando-a mais amarela e menos atrativa ao consumidor (ANDRADE et al., 2010; RÖHRLE et al., 2011).

2.7 Glicólise

A glicólise é uma sequência metabólica composta por um conjunto de reações que envolvem todas as etapas da conversão do glicogênio ou glicose muscular em ácido pirúvico ou ácido láctico no organismo (AMORIM et al., 2015). Para o animal vivo, este processo é um meio rápido de obtenção de adenosina trifosfato (ATP) (DÍAZ GONZÁLEZ; SILVA, 2017).

Para que possa ocorrer a manutenção metabólica no organismo do animal vivo é necessário que haja, no músculo, ATP circulante entrando no ciclo de Krebs-Johnson, na presença de oxigênio. Porém, quando rompe a circulação de oxigênio por sangria e o pH muscular alcança 6,9 a 7,2, o músculo continua a trabalhar com uma eficiência de 8% em anaerobiose e o ácido pirúvico não entra mais no ciclo de Krebs-Johnson e sim na cadeia citocrômica para continuar formando ATP (FORREST et al., 1979).

Cerca de 85% da glicose circulante nos ruminantes têm origem na gliconeogênese hepática (MARQUES et al., 2011), e seu comportamento em relação aos tempos de coleta está relacionado de forma direta à produção de seu precursor no rúmen.

A glicose é considerada um “combustível” energético para o metabolismo de vários seres vivos. Nesse sentido, foi realizado um trabalho com bovinos Nelore alimentados com dietas contendo combinações de três volumosos (silagem de milho, cana-de-açúcar hidrolisada (CH) e feno de TIFTON 85) e presença ou ausência de glicerina. Não houve efeito ($p > 0,05$) entre os volumosos, mas a glicose sanguínea dos bovinos alimentados com CH adicionada de 10% de glicerina (60,78 mg/dL) foi menor ($p < 0,05$) do que a glicose dos bovinos que receberam CH sem adição de glicerina na matéria seca da dieta (86,01 mg/dL). Porém, não se inferiu que somente a inclusão de glicerina possa ter influenciado a glicose, pois a adição de glicerina no feno e na silagem não alterou as concentrações sanguíneas de glicose, colesterol e triglicerídeos (SILVA et al., 2013).

2.8 Modificações *post-mortem*

2.8.1 Fatores que afetam as modificações *post-mortem* e o pH da carne

Uma série de modificações físicas e bioquímicas, conhecidas como “conversão do músculo em carne”, ocorre antes, durante e após o abate do animal (PFLANZER et al., 2019).

O estresse no pré-abate pode interferir no pH da carne bovina. Fatores pré-abate (luz, temperatura) causaram estresse e provocaram um aumento na necessidade de energia do animal. Foi notória, por meio da fadiga, a queda do pH muscular (SOUZA et al., 2018). Em relação a fatores pós-abate, a temperatura *post-mortem* pode influenciar diretamente na qualidade da carne, contribuindo para que os processos de perda de umidade sejam afetados pelo aumento da temperatura (SANTOS et al., 2014).

O pH da carne crua após o *rigor mortis* varia de 5,3 a 6,11, devido à formação de ácido láctico durante a glicólise após o abate (Tabela 2). Esse pH ocorre semelhante ao ponto isoelétrico das proteínas miofibrilares, nas quais a solubilidade no meio é mínima, possibilitando a desnaturação e a exsudação de água (MOREAS e RODRIGUES, 2017).

Tabela 2. Valores de pH para carnes do tipo “*pale, soft and exudative*” (PSE), normal e “*dark, firm and dry*” (DFD) no *post-mortem*

Condição da carne	Valores de pH	Referência
PSE	5,3-6,0	Swatland (2008)
PSE	5,45 ± 0,08	Barbin et al. (2012)
Normal	5,5	Ricardo (2010); Barbin et al. (2012); Silvestre et al. (2013); Nubiato et al. (2016)
DFD	6,11 ± 0,19	Barbin et al. (2012)
DFD	6,0	Mounier et al. (2006)

Portanto, ao se observar a relação entre sensibilidade da carne e pH final entre 5,5 a 6,0, ocorreu diminuição da sensibilidade da carne cozida, resultado da estabilização do processo DFD (WATANABE et al., 1996).

Várias pesquisas foram conduzidas para avaliar o pH adequado de carnes classificadas como normais, “pálida, mole e exsudativa” (PSE: *pale, soft and exudative*) e “escura, dura e seca” (DFD: *dark, firm and dry*). O pH da carne muda após o abate do animal e essas mudanças podem levar à carne do tipo DFD e PSE (Tabela 2). Para isso, alguns atributos devem ser considerados, como o estresse do animal por período prolongado ou exercício muscular intenso durante o pré-abate, que podem causar redução dos níveis de glicogênio.

Ao se enfatizar carne DFD, um ponto muito importante de se levar em consideração é a relação de temperatura e pH, pois o encurtamento do sarcômero pode causar resistência da carne (JACOB; HOPKINS, 2014).

O pH normal da carne bovina se encontra próximo de 5,5. Contudo, valores menores ou maiores podem ser classificados como carnes PSE ou DFD (Tabela 2). Em pesquisa realizada com dois tipos de resfriamento de carne bovina *post-mortem* e pH com diferentes regimes de resfriamento, a combinação da taxa de resfriamento e o declínio do pH proporcionou a qualidade final da carne e a maciez (KUFFI et al., 2018).

2.8.2 Resfriamento de carcaça bovina

A temperatura de congelamento dos alimentos ocorre em torno de 0 °C, que é o limite entre os processos de resfriamento e congelamento. No processamento de carne bovina, baixas temperaturas são usadas para preservação e na facilitação de outros processos de não-preservação ou fabricação de produtos que estão diretamente ou indiretamente relacionados aos alimentos (SARAVACOS, 2016). Esse processo de resfriamento tem uma contribuição na conservação do produto (CALLEGARO et al., 2018).

O processo de refrigeração de carcaça de animais de produção ocorre para maximizar a vida útil do produto e reduzir as perdas de peso logo após atingir uma estabilização de resfriamento ou congelamento (SAMPAIO et al., 2015). Os principais métodos para resfriamento de carcaças bovinas são: a) Processo convencional, em que as carcaças bovinas atingem 10 °C em 24 horas e de 0 a 4 °C em 48 horas; b) Processo rápido, em que as carcaças dos bovinos atingem temperaturas iguais ou inferiores a 4 °C em um intervalo de tempo de 18 a 24 horas e c) Método super-rápido ou shock, em que a duração do resfriamento, para atingir uma temperatura menor que 4 °C, é de 12 a 18 horas para bovinos (RICARDO, 2010).

Em relação ao resfriamento de carcaças, pode-se destacar o método por aspersão ou *spray chilling*, que reduz a perda de água da carcaça durante o resfriamento (KUFFI et al., 2018), especialmente nas primeiras 24 horas após o abate (RAMOS e GOMIDE, 2017). Esse sistema de aspersão tem sido bastante utilizado em outros países, pois seu resfriamento rápido faz com que a carne perca pouca umidade por evaporação, contribuindo para que o rendimento de carcaça permaneça no padrão (SAVEL et al., 2005).

O uso de resfriamento de carcaça mais rápido reduz as perdas de água por gotejamento e evaporação. O processo convencional de refrigeração tem uma perda de 2,0 a 2,4%, e com o uso de resfriamento rápido essa perda é de 1,0 a 1,2% (GOMIDE et al., 2014). Porém, a técnica de resfriamento de carne bovina deve ser empregada de forma eficiente para que as perdas quantitativas e qualitativas sejam minimizadas, e a qualidade do produto seja mantida.

Um fator frequentemente associado à maciez é o grau de contração do tecido muscular, causado pela exposição do músculo a baixas temperaturas antes do estabelecimento do rigor mortis, fenômeno conhecido como encurtamento pelo frio (FERNANDES et al., 2006). O tecido muscular sofre maior encurtamento quando está em pré-rigor e na temperatura entre 2 e 37 °C, exceto na faixa de temperatura entre 14 e 19 °C, em que o encurtamento é mínimo. Quanto menos distante estiver a temperatura do músculo do seu valor real, maiores as chances de se obter uma carne de melhor qualidade (LOCKER; HAGYARD, 1963).

2.9 Referências

- ABRIL, M.; CAMPO, M.M.; ÖNENÇ, A. et al. Beef Colour evolution as a function of ultimate pH. **Meat Science**, v.58, n.1, p.69-78, 2001.
- ALVES, D.D.; TONISSI, R.H.; GOES, B. et al. Maciez da carne bovina. **Ciência Animal Brasileira**, v.6, n.3, p.135-149, 2005.
- AMORIM, L.S.; KAWAMOTO, T.S.; TORRES, C.A.A. et al. Influência do hormônio do crescimento na concentração de testosterona plasmática e nas características seminais de touros jovens e adultos da raça Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.67, n.1, p.7-14, 2015.
- ANDRADE, A.P.; QUADROS, D.G. Composição bromatológica da casca de soja amonizada com ureia. **Revista de Biologia e Ciências da Terra**, v.11, n.1, p.38-46, 2011.
- ANDRADE, P.L.; BRESSAN, M.C.; GAMA, L.T. et al. Qualidade da carne maturada de bovinos Red Norte e Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.8, p.1791-1800, 2010.
- AROEIRA, C.N.; TORRES FILHO, R.A.; FONTES, P.G. et al. Freezing, thawing and aging effects on beef tenderness from *Bos indicus* and *Bos taurus* cattle. **Meat Science**, v.116, p.118-125, 2016.
- AZEVEDO, E.B.; PATIÑO, H.O.; SILVEIRA, A.L.F. et al. Suplementação nitrogenada com ureia comum ou encapsulada sobre parâmetros ruminais de novilhos alimentados com feno de baixa qualidade. **Ciência Rural**, v.40, n.3, p.622-627, 2010.
- AZEVEDO, H.O.; BARBOSA, F.A.; GRAÇA, D.S. et al. Ureia de liberação lenta em substituição ao farelo de soja na terminação de bovinos confinados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.50, n.11, p.1079-1086, 2015.
- BARBIN, D.; ELMASRY, G.; SUN, D.W. et al. Near-infrared hyperspectral imaging for grading and classification of pork. **Meat Science**, v.90, n.1, p.259-268, 2012.
- BARROS, M.C.C.; MARQUES, J.A.; SILVA, R.R. et al. Viabilidade econômica do uso da glicerina bruta em dietas para cordeiros terminados em confinamento. **Semina Ciências Agrárias**, v.36, n.1, p.443-452, 2015.
- BIANCHINI, W.; SILVEIRA, A.C.; JORGE, A.M. et al. Efeito do grupo genético sobre as características de carcaça e maciez da carne fresca e maturada de bovinos superprecoces. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.6, p.2109-2117, 2007 (supl.).
- BRASIL. Decreto nº 9.013, de 29 de março de 2017. Regulamenta a Lei nº 1.283, de 18 de dezembro de 1950, e a Lei nº 7.889, de 23 de novembro de 1989, que dispõem sobre a inspeção industrial e sanitária de produtos de origem animal. **Diário Oficial da União: Seção 1**, Brasília, DF: Imprensa Nacional, ano 62, p. 3-27, 30 mar. 2017. Disponível em: <<https://pesquisa.in.gov.br/imprensa/jsp/visualiza/index.jsp?data=30/03/2017&jornal=1&pagina=3&totalArquivos=240>>. Acesso em: 22/02/2021.

- BRASIL. Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa 56, de 06 de novembro de 2008. Recomendação de boas práticas de bem-estar para Animais de Produção e de Interesse Econômico, Brasília 2008. Acesso em: 27/10/2019.
- CALLEGARO, A.M.; ARGENTA, F.M.; SCHMIDT, T. et al. Avaliação da inclusão parcial da silagem de girassol (*Helianthus annuus*, L.) sobre as características quantitativas da carcaça de bovinos terminados em confinamento. **Revista Brasileira de Nutrição Animal**, v.12, n.1, p.23-28, 2018.
- CATTELAM, J.; BRONDANI, I.L.; ALVES FILHO, D.C. et al. Efeito heterótico em características da carcaça e da carne de novilhos terminados em confinamento. **Revista Agrarian**, v.10, n.35, p.72-82, 2017.
- CHENG, Q.; SUN, D.W. Factors affecting the water holding capacity of red meat products: a review of recent research advances. **Critical Reviews in Food Science and Nutrition**, v.48, n.2, p.137-159, 2008.
- CHRISTENSEN, L.; ERTBJERG, P.; AASLYNG, M.D. et al. Effect of prolonged heat treatment from 48°C to 63°C on toughness, cooking loss and color of pork. **Meat Science**, v.88, n.2, p.280-285, 2011.
- COSTA, V.A.C.; DETMANN, E.; PAULINO, M.F. et al. Digestibilidade total e parcial e balanço nitrogenado em bovinos em pastejo no período das águas recebendo suplementos com nitrogênio não-proteico e/ou proteína verdadeira. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.40, n.12, p.2815-2826, 2011.
- DETMANN, E.; QUEIROZ, A.C.; ZORZI, K. et al. Degradação *in vitro* da fibra em detergente neutro de forragem tropical de baixa qualidade em função da suplementação com proteína verdadeira e/ou nitrogênio não-proteico. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.40, n.6, p.1272-1279, 2011.
- DÍAZ GONZÁLEZ, F.H.; SILVA, S.C. **Introdução à bioquímica clínica veterinária**. 3.ed. Porto Alegre: Editora da UFRGS. 2017. 538p.
- DILL, E.; PEREIRA, L.; DANIELE, A.; Produção de Novilho Precoce. **In: SEMINÁRIO INTERINSTITUCIONAL DE ENSINO, PESQUISA E EXTENSÃO**, 15., Anais: Unicruz: p.0-1. Disponível em: <http://www.unicruz.edu.br/15_seminario/seminario_2010/CCS/PRODUÇÃO_DE_NOVILHOS_PRECOCES.pdf>. Acesso em: 24/05/2020.
- DUARTE, M.S.; PAULINO, P.V.R.; VALADARES FILHO, S.C. et al. Performance and meat quality traits of beef heifers fed with two levels of concentrate and ruminally undegradable protein. **Tropical Animal Health and Production**, v.43, n.4, p.877-886, 2011.
- ELMASRY, G.; BARBIN, D.F.; SUN, D.W. et al. Meat quality evaluation by hyperspectral imaging technique: an overview. **Critical Reviews in Food Science and Nutrition**, v.52, n.8, p.689-711, 2012.

- FARIAS, J.S.; MACEDO, F.A.F.; SANTOS, G.R.A. et al. Qualitative characteristics of the *Longissimus thoracic lumborum* muscle of Nelore cattle during different maturation periods. **Semina**, v.39, n.3, p.1295-1306, 2018.
- FERNANDES, G.A.; FERNANDES, F.F.D.; MOUSQUER, C.J. et al. Produção de novilhos superprecoce a forrageira. Uma Revisão. **Revista Brasileira de Higiene e Sanidade Animal**, v.9, n.3, p.553-579, 2015.
- FERNANDES J.M.P.F.G.; PINTO, M.F.; PONSANO, E.H.G. et al. Encurtamento pelo frio de fibras musculares oxidativas de bovinos pela técnica de NADH-TR. **Ciência Rural**, v.36, n.6, p.1878-1882, 2006.
- FERRAZ, J.B.S.; FELÍCIO, P.E. Production systems - An example from Brazil. **Meat Science**, v.84, n.2, p.238-243, 2010.
- FORREST, J.C.; ABERLE, E.D.; HEDRICK, H.B. et al. **Fundamentos de ciência de la carne**. Zaragoza: Acribia. 1979. 364p.
- FRANK D.; BALL A.; HUGHES J. et al. Sensory and flavor chemistry characteristics of Australian beef: Influence of intramuscular fat, feed and breed. **Journal of Agricultural and Food Chemistry**, v.64, n.21, p.4299-4311, 2016.
- GOMIDE, L.A.M.; RAMOS, E.M.; FONTES, P.R. **Tecnologia de abate e tipificação de carcaças**. 2ª ed. Viçosa: UFV. 2014. 336p.
- HORST, E.H.; NEUMANN, M.; LEÃO, G.F.M. et al. Aspectos que influenciam a maciez da carne de bovinos: Revisão. **PUBVET**, v.10, n.11, p.779-784, 2016.
- JACOB, R.H.; HOPKINS, D.L. Techniques to reduce the temperature of beef muscle early in the *post-mortem* period - a review. **Animal Production Science**, v.54, n.4, p.482-493, 2014.
- KIM, Y.H.B.; MEYERS, B.; KIM, H.W. et al. Effects of stepwise dry/wet-aging and freezing on meat quality of beef loins. **Meat Science**, v.123, n.3, p.57-63. 2017.
- KITAMURA, S.S.; ANTONELLI, A.C.; MARUTA, C.A. et al. Avaliação de alguns tratamentos na intoxicação por amônia em bovinos. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.62, n.6, p.1303-1311, 2010.
- KUFFI, K.D.; LESCOUHIER, S.; NICOLAI, B.M. et al. Modelling post-mortem evolution of pH in beef M. biceps femoris under two different cooling regimes. **Journal of Food Science and Technology**, v.55, n.1, p.233-243, 2018.
- KUSS, F.; LÓPEZ, J.; RESTLE, J. et al. Qualidade da carne de novilhos terminados em confinamento e abatidos aos 16 ou 26 meses de idade. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.4, p.924-931, 2010.
- LAWRIE, R.A.; LEDWARD, D.A. **Lawrie's Meat Science**. 7th ed. Abington Hall, Abington, Cambridge: Woodhead Publishing Ltd. 2006. 464p.

- LIMA JÚNIOR, D.M.; RANGEL, A.H.N.; URBANO, S.A. et al. Alguns aspectos qualitativos da carne bovina: uma revisão. **Acta Veterinaria Brasilica**, v.5, n.4, p.351-358, 2011.
- LIMA JÚNIOR, D.M.; RANGEL, A.H.N.; URBANO, S.A. et al. Oxidação lipídica e qualidade da carne ovina. **Acta Veterinaria Brasilica**, v.7, n.1, p.14-28, 2013.
- LOCKER, R.H.; HAGYARD, C.J.A. A cold shortening effect in beef muscles. **Journal Science Food Agricultural**, v.14, n.2, p.787-793, 1963.
- MACHADO, D.S.; ALVES FILHO, D.C.; ARGENTA, F.M. et al. Características de carcaça e carne de novilhos Aberdeen Angus submetidos à castração cirúrgica ou imunológica. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.71, n.2, p.658-666, 2019.
- MAGGIONI, D.; PRADO, I.N.; ZAWADZKI, F. et al. Grupos genéticos e graus de acabamento sobre qualidade da carne de bovinos. **Semina**, v.33, n.1, p.391-401, 2012.
- MAIA FILHO, G.H.B.; BARBOSA, F.A.; ANDRADE JÚNIOR, J.M.C. et al. Mercado consumidor e a qualidade de carne bovina no Brasil. **Caderno de Ciências Agrárias**, v.7, n.1, p.191-204, 2015.
- MARINO, R.; ALBENZIO, M.; DELLA MALVA, A. et al. Proteolytic pattern of myofibrillar protein and meat tenderness as affected by breed and aging time. **Meat Science**, v.95, n.2, p.281-287, 2013.
- MARQUES, L.T.; FISCHER, V.; ZANELA, M.B. et al. Produção leiteira, composição do leite e perfil bioquímico sanguíneo de vacas lactantes sob suplementação com sal aniônico. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.40, n.5, p.1088-1094, 2011.
- MATEUS, K.A.; SANTOS, M.R.; VIANA, L.R. et al. Período de maturação promove alterações dos parâmetros físico-químicos e microbiológicos da carne bovina submetida a vácuo. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, v.17, n.4, p.599-602, 2018.
- MELO, A.F.; MOREIRA, J.M.; ATAÍDES, D.S. et al. Fatores que influenciam na qualidade da carne bovina: Revisão. **PUBVET**, v.10, n.10, p.785-794, 2016.
- MESQUITA, M.O.; SACCOL, A.L.F.; MESQUITA, M.O. et al. Important regulatory aspects in the receipt of animal products by food services. **Critical Reviews in Food Science and Nutrition**, v.56, n.16, p.2607-2616, 2016.
- MORAES, E.H.B.K.; PAULINO, M.F.; VALADARES FILHO, S.C. et al. Avaliação nutricional de estratégias de suplementação para bovinos de corte durante a estação da seca. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.3, p.608-616, 2010.
- MORAES, F.; RODRIGUES, N.S.S. Maximização do rendimento no processamento de carne bovina (músculo *Semitendinosus*) pelo sistema sous vide. **Brazilian Journal of Food Technology**, v.20, e2016048, 2017.

- MOUNIER, L.; DUBROEUCQ, H.; ANDANSON, S. et al. Variations in meat pH of beef bulls in relation to conditions of transfer to slaughter and previous history of the animals. **Journal of Animal Science**, v.84, n.6, p.1567-1576, 2006.
- MOREIRA, P.S.A.; POLIZEL NETO, A.; JORGE, A.M. et al. Somatotropina bovina recombinante (rBST) em bezerros Simbrasil e seus efeitos sobre as fibras musculares e o padrão hormonal de T3, T4 e IGF-I. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.11, n.1, p.68-78, 2010.
- NUBIATO, K.E.Z.; MAZON, M.R.; ANTONELLO, D.S. et al. Classifying of Nellore cattle beef on Normal and DFD applying a non conventional technique. **Infrared Physics & Technology**, v.78, n.1, p.195-199, 2016.
- OLIVEIRA, A.L. Qualidade da carne bovina. **Informe Agropecuário**, v.21, n.205, p.39-47, 2002.
- PFLANZER, S.B.; GOMES, C.L.; FELÍCIO, P.E. Delayed carcass chilling improves tenderness of the beef gluteus medius muscle. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.54, e00099, 2019.
- PINA, D.S.; VALADARES, R.F.D.; VALADARES FILHO, S.C. et al. Degradação ruminal da proteína dos alimentos e síntese de proteína microbiana. In: Sebastião de Campos Valadares Filho; Marcos Inácio Marcondes; Mário Luiz Chizzotti; Pedro Veiga Rodrigues Paulino (Org.). **Exigências Nutricionais de Zebuínos Puros e Cruzados - BR-CORTE**. 2ª ed. Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 2010. p.13-46.
- QUARESMA, M.A.G.; TRIGO-RODRIGUES, I.; COSTA, J.N. et al. The effect of season, muscle and breed on total cholesterol, β -carotene and vitamin E contents in Alentejana, Arouquesa, Barrosã and Mertolenga bovine breeds reared under the PDO certification system. **Revista Portuguesa de Ciências Veterinárias**, v.108, n.587-588, p.127-136, 2013.
- RAAB, V.; PETERSEN, B.; KREYENSCHMIDT, J. Temperature monitoring in meat supply chains. **British Food Journal**, v.113, n.10, p.1267-1289, 2011.
- RAMOS, E.M.; GOMIDE, L.A.M. **Avaliação da Qualidade de Carnes - Fundamentos e Metodologias**. 2ª ed. Viçosa: UFV, 2017. 473p.
- REIS, R.A.; RUGGIERI, A.C.; OLIVEIRA, A.A. et al. Suplementação como Estratégia de Produção de Carne de Qualidade em Pastagens Tropicais. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.13, n.3, p.642-655, 2012.
- RIBEIRO, A.F.; MESSANA, J.D.; JOSÉ NETO, A. et al. Fatty acid profile, meat quality, and carcass traits of Nellore young bulls fed different sources of forage in high-concentrate diets with crude glycerin. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.45, n.4, p.165-173, 2016.
- RICARDO, H.A. Resfriamento de carcaças de ruminantes. **PUBVET**, v.4, n.9, Ed. 114, Art. 770, 2010.

- ROÇA, R.O. Modificações post-mortem. Botucatu: FCA-UNESP, 2012. Disponível em: <<http://www.fca.unesp.br/Home/Instituicao/Departamentos/Gestaoetecnologia/Teses/Roca105.pdf>>. Acesso em: 03 de dezembro de 2019.
- RÖHRLE, F.T.; MOLONEY, A.P.; OSORIO, M.T. et al. Carotenoid, colour and reflectance measurements in bovine adipose tissue to discriminate between beef from different feeding systems. **Meat Science**, v.88, n.3, p.347-353, 2011.
- ROLDÁN, M.; ANTEQUERA, T.; MARTÍN, A. et al. Effect of different temperature-time combinations on physicochemical, microbiological, textural and structural features of sous-vide cooked lamb loins. **Meat Science**, v.93, n.3, p.572-578, 2013.
- ROTTA, P.P.; PRADO, R.M.; PRADO, I.N. et al. The effects of genetic groups, nutrition, finishing systems and gender of Brazilian cattle on carcass characteristics and beef composition and appearance: A review. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*, v.22, n.12, p.1718-1734, 2009.
- SAMPAIO, G.S.L.; PFLANZER-JÚNIOR, S.B.; ROÇA, R.O. et al. Effects of polyethylene film wrap on cooler shrink and the microbial status of beef carcasses. **Meat Science**, v.100, n.22, p.164-170, 2015.
- SANTOS, G.R.D.; TSCHOEKE, P.H.; SILVA, L.D.G. et al. Sanitary analysis, transmission and pathogenicity of fungi associated with forage plant seeds in tropical regions of Brazil. **Journal of Seed Science**, v.36, n.1, p.54-62, 2014.
- SARAVACOS, G.; KOSTAROPOULOS, A.E. **Refrigeration and Freezing Equipment**. In: *Handbook of Food Processing Equipment*. Food Engineering Series. Springer, 2016.
- SAVEL, J.W.; MUELLER, S.L.; BAIRD, B.E. The chilling of carcasses. **Meat Science**, v.70, n.3, p.449-459, 2005.
- SILVA, B.; POLETI, M.D.; MONCAU, C.T. et al. Características endócrinas, metabólicas e indicadoras da qualidade da carne em bovinos Nelore castrados e não castrados. **Ciência Rural**, v.44, n.5, p.904-910, 2014.
- SILVA, D.A.V.; EZEQUIEL, J.M.B.; PASCHOALOTO, J.R. et al. Volumosos e glicerina bruta na dieta de bovinos de corte: efeito sobre o hemograma e bioquímica sérica. **Arqs Veterinária**, v.29, n.3, p.183-189, 2013.
- SILVA-MARQUES, R.P.; ZERVOUDAKIS, J.T.; PAULA, N.F. et al. Effects of protein-energetic supplementation frequency on growth performance and nutritional characteristics of grazing beef cattle. **Tropical Animal Health and Production**, v.50, n.3, p.495-501, 2018.
- SILVESTRE, M.K.S.; ABRANTES, M.R.; PAIVA, W.S. et al. Avaliação da qualidade da carne bovina *in natura* comercializada no município de Alexandria-RN. **Acta Veterinária Brasilica**, v.7, n.4, p.327-331, 2013.

- SOJI, Z.; MUCHENJE, V. Effect of genotype and age on some carcass and meat quality traits of beef carcasses subjected to the South African classification system. **Meat Science**, v.117, p.205-211, 2016.
- SOUZA, M.L.A.; ALVES, M.E.F.; SILVA, E.C.A. et al. Efeito do pH na qualidade da carne bovina comercializada no Brasil: Uma revisão da literatura. **International Journal of Nutrology**, v.11, n.01, p.334, 2018.
- SWATLAND, H.J. How pH causes paleness or darkness in chicken breast meat. **Meat Science**, v.80, n.2, p.396-400, 2008.
- VELARDE, A.; DALMAU, A. Animal welfare assessment at slaughter in Europe: Moving from inputs to outputs. **Meat Science**, v.92, n.3, p.244-251, 2012.
- VILLELA, S.J.; PAULINO, M.; VALADARES FILHO, S. et al. Supplementation for steers on pasture during the rainy period: intake, digestibility and ruminal parameters. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.12, n.2, p. 416-428, 2011.
- WATANABE, A.; DALY, C.C.; DEVINE, C.E. The effects of the ultimate pH of meat on tenderness changes during ageing. **Meat Science**, v.42, n.1, p.67-78, 1996.

3 NITROGÊNIO NÃO PROTEICO EM SUBSTITUIÇÃO À PROTEÍNA VERDADEIRA NO DESEMPENHO, CARÇAÇA E QUALIDADE FÍSICO-QUÍMICA DA CARNE DE BOVINOS

RESUMO: O objetivo deste trabalho foi o de avaliar o efeito crescente de nitrogênio não proteico (NNP) em suplementos no desempenho, carcaça e nas características físico-químicas da carne de bovinos $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore. Foram utilizados 36 animais não castrados, com aproximadamente 20 meses de idade e peso corporal médio final de 496,46 (20,28 kg), em delineamento experimental inteiramente casualizado, com quatro tratamentos, nove repetições e um bovino por unidade experimental. Os tratamentos foram constituídos por quatro dietas: t₁: dieta controle sem suplementação (SS), com oferta exclusiva de pasto de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés*; t₂: dieta com 5,0% de NNP (baixo NNP); t₃: dieta com 13,1% de NNP (médio NNP) e t₄: dieta com 24,0% de NNP (alto NNP) no suplemento. Todos os animais receberam suplementação mineral *ad libitum*. Foram avaliados o peso corporal final (PCF); peso da carcaça quente (PCQ) e resfriada (PCR); rendimento de carcaça (RC); perda de peso da carcaça resfriada (PDCR); cor da carne (L*, a* e b*); cor da gordura (L_G, a_G e b_G); pH da carcaça quente (pHCQ) e fria (pHCF); temperatura da carcaça quente (TCQ) e fria (TCF); espessura de gordura subcutânea (EGS); perda de água por gotejamento (PAGT); perda de líquido por descongelamento (PLD); extrato etéreo (EE) e glicose plasmática (GLI). Não houve efeito ($p > 0,05$) das dietas sobre a PDCR, L*, a*, b*, a_G, b_G, PHCQ, TCF, EGS, PAGT, PLD e EE. Bovinos que receberam dietas contendo baixo, médio e alto NNP apresentaram médias mais elevadas ($p < 0,05$) de PCF, PCQ e PCR em relação aos bovinos do grupo controle. Bovinos alimentados com dietas contendo baixa e média concentração de NNP apresentaram as maiores médias ($p < 0,05$) de RC. Animais alimentados com dietas com alta concentração de NNP apresentaram médias mais elevadas de L_G (gordura mais clara; 76,00) e TCQ (34,44 °C), e valor médio mais baixo de pHCF (5,51), em relação aos bovinos suplementados com médio NNP na dieta. Não há incremento no rendimento de carcaça, na intensidade de cor vermelha da carne (a*) e na espessura de gordura subcutânea de novilhos $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore ao se utilizarem dietas contendo alta suplementação de nitrogênio não proteico proveniente de ureia e sulfato de amônio. A utilização de dietas com baixa e média suplementação de nitrogênio não proteico oriunda de ureia e sulfato de amônio é vantajosa para se obter carcaças mais pesadas e carnes com características qualitativas desejáveis.

Palavras-chave: bovinos de corte, produção de carne, suplementos, ureia

3 NON-PROTEIN NITROGEN REPLACING TRUE PROTEIN IN PERFORMANCE, CARCASS AND PHYSICAL-CHEMICAL QUALITY OF BEEF

ABSTRACT: The aim of this work was to evaluate the increasing effect of non-protein nitrogen (NPN) in supplements on performance, carcass and physical-chemical characteristics of beef $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nellore. Thirty-six non-castrated animals with approximately 20 months of age and final average body weight of 496.46 (20.28 kg) were used in a completely randomized experimental design, with four treatments, nine replicates and one bovine per experimental unit. The treatments consisted of four diets: t₁: control diet without supplementation (WS), with exclusive offer of *Brachiaria brizantha* pasture cv. *Xaraés*; t₂: diet with 5.0% NPN (low NPN); t₃: diet with 13.1% NPN (medium NPN) and t₄: diet with 24.0% NPN (high NPN) in the supplement. All animals received mineral supplementation *ad libitum*. The evaluated characteristics were final body weight (FBW); hot carcass weight (HCW) and cooled (CCW); carcass yield (CY); weight loss of the cooled carcass (WLCC); colour of the meat (L*, a* and b*); fat color (L_F, a_F and b_F); pH of hot carcass (pHHC) and cold (pHCC); hot (HCT) and cold (CCT) carcass temperature; subcutaneous fat thickness (SFT); drip water loss (DWL); thawing liquid loss (TLL); ether extract (EE) and plasma glucose (PG). There was no effect ($p > 0.05$) of the diets on WLCC, L*, a*, b*, a_F, b_F, pHHC, CCT, SFT, DWL, TLL and EE. Cattle that received diets containing low, medium and high NPN presented higher means ($p < 0.05$) of FBW, HCW and CCW in relation to cattle in the control group. Cattle fed diets containing low and medium NPN concentration had the highest means ($p < 0.05$) of CY. Animals fed diets with high NPN concentration presented higher means of L_F (lighter fat; 76.00) and HCT (34.44 °C), and lower mean pHCC value (5.51), compared to cattle supplemented with medium NPN in the diet. There is no increase in carcass yield, red meat intensity (a*) and subcutaneous fat thickness of $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nellore steers when using diets containing high supplementation of non-protein nitrogen from urea and ammonium sulfate. The use of diets with low and medium supplementation of non-protein nitrogen from urea and ammonium sulfate is advantageous to obtain heavier carcasses and meats with desirable qualitative characteristics.

Keywords: beef cattle, meat production, supplements, urea

3.1 Introdução

A formulação de dietas completas para bovinos em terminação deve considerar o fornecimento de quantidades adequadas de nitrogênio não proteico (NNP). A terminação de animais com idade reduzida proporciona uma melhor eficiência quando comparada à terminação de animais em idade mais avançada (VAZ et al., 2010). Para que isso ocorra, a formulação do suplemento deve atender aos requisitos a serem alcançados na produção e que se considere a interação direta com as características quantitativas e qualitativas da forragem disponível ao longo do ciclo (DETMANN et al., 2014).

No período seco a quantidade e a qualidade da proteína podem alterar o mecanismo físico e o quimiostático do consumo dos animais ruminantes. A redução da proteína abaixo de 7% e da disponibilidade de nitrogênio podem reduzir a digestão da fibra e restringir o consumo, levando a uma passagem lenta dos alimentos pelo rúmen (OLIVEIRA et al., 2017).

A interação entre vários suplementos nem sempre consegue promover ganhos eficazes e um bom rendimento de carcaça, como pode não contribuir para a melhoria da qualidade da carne bovina. Como há interações positivas quando ingeridas certas combinações de nutrientes, há também aquelas que não ajudam na absorção dos nutrientes, comprometendo a digestibilidade da forragem e o ganho do animal (KOSCHECK et al., 2011).

Em razão disso, existe a necessidade de se combinar a alimentação com as propriedades adequadas para se alcançar bom desempenho animal e manter a qualidade da carne, pois os consumidores têm tido preferência por alimentos que tenham as características organolépticas padronizadas, como a coloração da carne e da gordura (NASSU et al., 2016).

Estratégias de alimentação relacionadas aos níveis nutricionais da dieta, ao consumo de matéria seca e de produção de carne com qualidade superior às encontradas no mercado vêm sendo utilizadas para promover maior ganho de peso de bovinos (EDUARDO et al., 2010).

Esta pesquisa teve por objetivo a avaliação do efeito da substituição da proteína verdadeira do farelo de soja por nitrogênio não proteico em suplementos para bovinos de corte sobre o desempenho, carcaça e qualidade físico-química da carne de novilhos em pastagem na fase de terminação.

3.2 Material e métodos

3.2.1 Protocolo experimental no uso de animais

O protocolo experimental nº 13/17 foi aprovado pelo Comitê de Ética no Uso de Animais (CEUA) da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE).

3.2.2 Local e clima do experimento

O experimento foi conduzido no setor de bovinocultura de corte da fazenda experimental Antônio Carlos dos Santos Pessoa, pertencente à Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE), localizada no município de Entre Rios do Oeste, PR, Brasil (24°40'34''S e 54°16'39''O) com altitude média de 261 m. O clima é quente e temperado, classificado como Cfa segundo a escala de Koppen e Geiger (ALVARES et al., 2013).

3.2.3 Delineamento experimental e tratamentos

Foram utilizados 36 bovinos de corte cruzados ($\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore), não castrados, com aproximadamente 20 meses de idade e peso corporal final médio de 496,46 (20,28 kg), provenientes de recria em sistema de pastejo rotacionado, em delineamento experimental inteiramente ao acaso, com quatro tratamentos, nove repetições e um bovino por unidade experimental (bovino).

Os tratamentos foram constituídos por quatro dietas experimentais. O tratamento controle negativo (t_1) foi constituído exclusivamente por pasto (P) de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés*, sem utilização de suplementação (SS). As demais dietas foram constituídas, na base da matéria natural, por três concentrações de NNP no suplemento, a fim de elevar para aproximadamente 13,5% de PB dietética, sendo compostas por: t_2 : dieta com baixa concentração (5,0%) de NNP (baixo NNP); t_3 : dieta com média concentração (13,1%) de NNP (médio NNP) e t_4 : dieta com alta concentração (24,0%) de NNP no suplemento (alto NNP). A composição dos suplementos foi constituída por pasto (P) milho (M), ureia (U) e sulfato de amônio granulado (SA).

3.2.4 Dietas experimentais e estimaco do consumo de matria seca do pasto

Todas as dietas experimentais continham uma mistura mineral e foram formuladas de acordo com as composices qumicas dos ingredientes apresentadas nas Tabelas Brasileiras de Composico de Alimentos para Ruminantes (CQBAL 4.0) e adequada s exigncias nutricionais para bovinos de corte (VALADARES FILHO et al., 2018) (Tabela 3).

Tabela 3. Composico percentual dos ingredientes e composico calculada de protena bruta e nitrognio no proteico utilizada nos suplementos e nas dietas experimentais.

Ingredientes (%)	Dietas			
	Pasto	Baixo NNP	Mdio NNP	Alto NNP
Forragem	100,00	-	-	-
Milho modo ¹	0	45,67	66,24	91,50
Farelo de soja ²	0	54,33	30,10	0
Ureia/Sulfato de amnio	0	0	3,66	8,50
Nutrientes calculados ³				
Protena bruta (%)	9,0	30,7	30,4	30,8
Protena bruta da ureia (%)	0	0	32,7	74,3
NNP do suplemento (% na MS)	2,21 ⁴	5,0	13,1	24,0
Protena bruta da dieta (% na MS)	9,0	13,29	13,39	13,58

¹9%PB na MS e 18% NNP na PB; ²48,9%PB na MS e 16% NNP na PB; ³NNP: nitrognio no proteico; Mistura mineral (quantidades/kg de produto comercial): Ca: 215 g, Na: 75g, P: 65 g, Mg: 12 g, S: 10 g, Zn: 1.900 mg, Fe: 1.700 mg, Cu: 800 mg, F: 650 mg, Mn: 425 mg, I: 65 mg, Co: 45 mg, Se: 35 mg. ⁴Valor calculado considerando uma pastagem com 24,5% (valor mdio entre 10 e 39%) de NNP (Tabela CQBAL 4.0).

Os animais foram submetidos a 14 dias de adaptao s dietas experimentais. A quantidade de suplemento (concentrado) ofertado e consumido por animal ao dia foi definida em 0,6% do peso corporal, sendo reajustada a cada 28 dias, com base no consumo dirio por animal, em funo do peso corporal. A suplementao foi fornecida diariamente s 10:00h, no decorrer de trs perodos experimentais de 28 dias, totalizando 84 dias. Todos os animais receberam sal e gua *ad libitum*.

O consumo de matria seca (CMS) do pasto foi estimado com base em informaes de rea de cada piquete, acmulo de forragem no perodo, mdia das gaiolas iniciais e finais a partir de trs rplicas, quantidade de matria seca inicial e final, consumida por todos os animais em cada piquete, por dia e por animal/dia (Tabela 4).

Tabela 4. Consumo de matéria seca de bovinos de acordo com as dietas experimentais.

CMS (kg/dia) ¹	Dietas			
	Pasto	Baixo NNP	Médio NNP	Alto NNP
CMS do pasto	10,94	10,34	10,04	9,58
CMS do suplemento	0	2,55	2,59	2,55
CMS total	10,94	12,89	12,63	12,13
PCF (kg)	434	495	501	498
CMS total (% PCF)	2,52	2,60	2,52	2,44

¹CMS: consumo de matéria seca; PCF: peso corporal final; NNP: nitrogênio não proteico.

As coletas para quantificação de disponibilidade, crescimento e altura da forragem foram realizadas no 1.º, 28.º, 56.º e 84.º dia experimental. A altura da forragem foi coletada com auxílio de uma régua graduada, em nível da curvatura média das folhas superiores, no total de 40 pontos aleatórios por piquete. Para avaliar o crescimento e disponibilidade de forragem foi adaptada a técnica de emparelhamento triplo (SANTOS et al., 2016), com auxílio de gaiolas de exclusão (1 m²) e quadrado metálico de área (0,25 m²).

Foram fixadas 12 gaiolas na área experimental, em pontos onde a forragem era representativa. Nas proximidades de cada gaiola fixada, foram retiradas duas amostras de forragem, de modo a obter a disponibilidade inicial de forragem da área experimental, e dentro das gaiolas. No final do período foi mensurada a massa de forragem da área experimental e das áreas excluídas (dentro das gaiolas). Então pela diferença das massas obteve-se o acúmulo da forragem no período.

3.2.5 Transporte dos animais

Antes do embarque os animais foram pesados às 16:00h, sem jejum, e transportados em espaço médio de 1,53 m² por animal (FAWC, 2013). Após a chegada na indústria frigorífica, os animais foram desembarcados, conduzidos para o curral de espera, onde permaneceram por 14 horas. Em seguida foram identificados e conduzidos para a insensibilização.

Os currais apresentaram área de 45 m² e eram cercados, iluminados e de acesso restrito apenas a pessoas autorizadas, incluindo funcionários. O critério de lotação dos currais foi de 2,5 m² por bovino, permitindo abrigar 18 animais/curral de espera (BRASIL, 1971).

3.2.6 Abate dos animais

Os abates dos animais foram realizados em quatro dias distintos, em 11/05, 21/06, 28/06 e 25/07/2018, com 18, 9, 4 e 5 animais, respectivamente. Em todos os abates havia animais de todos os tratamentos.

Antes do abate, os animais foram submetidos a 14 horas de jejum de sólidos e líquidos nos depósitos do próprio estabelecimento. Após o descanso preconizado para cada lote, os animais foram abatidos por insensibilização pelo método de concussão cerebral, empregando pistola pneumática de dardo cativo penetrante, seguido por sangria com o corte da veia jugular e da carótida (BRASIL, 2000)

3.2.7 Características avaliadas

3.2.7.1 Glicose sanguínea

Após a sangria, amostras de aproximadamente quatro mL de sangue de cada animal foram coletadas em copos plásticos descartáveis, transferidas para tubos a vácuo contendo o anticoagulante fluoreto, identificadas e mantidas refrigeradas. Posteriormente, as amostras foram centrifugadas a 5.000 rpm por quinze minutos para a obtenção do plasma sanguíneo. O plasma foi armazenado em microtubos com volume de 2 mL e conservados a -20 °C. As concentrações plasmáticas de glicose foram determinadas pelo método enzimático colorimétrico, utilizando kits comerciais (Glicose PP - Ref. 434, Analisa Diagnóstica©).

3.2.7.2 Temperatura e pH da carcaça quente e resfriada

A mensuração da temperatura (TEMP; °C) e do pH foi realizada nas meias carcaças esquerda na posição superior da paleta. A medição do pH e da TEMP das amostras da carcaça foi realizada com auxílio de potenciômetro digital portátil, modelo M1120 x (Mettler-Toledo International Inc., Columbus, EUA), equipado com eletrodo de inserção com resolução de 0,01 unidade de pH. Para a utilização do medidor de pH, foi realizada uma limpeza prévia e posterior ao uso, bem como uma calibração, realizada com soluções de pH = 4 e pH = 7.

Duas leituras de pH e TEMP foram obtidas para cada carcaça, em que foi utilizado o valor médio das leituras para representar os dados. As mensurações de pH e TEMP na carcaça quente (pHCQ e TCQ) e na carcaça fria (pHCF e TCF) foram realizadas antes do resfriamento das carcaças (0 hora) e 24 horas após o resfriamento, respectivamente.

3.2.7.3 Peso e rendimento de carcaça

O peso de carcaça quente (PCQ; kg) foi mensurado após abate, sangria, esfolagem, evisceração e retirada de cabeça e patas do animal. Após o resfriamento por 24 horas a 4 °C foi realizada uma outra pesagem para mensuração do peso da carcaça resfriada (PCR).

O rendimento de carcaça (RC; %) foi estimado por $RC = (PCQ \div PCF \times 100)$, em que PCF é o peso corporal final. As perdas de peso ocorridas durante o período de resfriamento (PDCR; %) foram calculadas de acordo com a equação $PDCR = (100 - (PCR \div PCQ) \times 100)$ (BRIDI; CONSTANTINO, 2010; FREITAS et al., 2008).

3.2.7.4 Amostras do músculo *Longissimus dorsi*

Após o resfriamento, foram retiradas das meias-carcaças esquerdas amostras do músculo *Longissimus dorsi* (LD), na região entre a 12^a e 13^a costelas, que foram identificadas, embaladas em sacos plásticos e transferidas para caixa de isopor contendo gelo, com capacidade de 100 litros, para posteriores análises no Laboratório de Alimentos da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE).

3.2.7.5 Espessura de gordura subcutânea, cor da carne e cor da gordura

Para minimizar as variações, a espessura de gordura subcutânea (EGS) e a coloração da carne e da gordura no músculo LD foram mensuradas no mesmo ponto, em todas as amostras do músculo. A EGS (mm) foi mensurada com o auxílio de um paquímetro digital de aço inox.

A coloração das amostras de carne e da gordura no músculo LD foi avaliada pelo sistema de cor Cielab, utilizando-se de calorímetro portátil CR-400 (Konica Minolta). As

características avaliadas foram cor da carne, expressa pelos parâmetros luminosidade (L^*), a^* e b^* , e cor da gordura, expressa pelos parâmetros luminosidade (L_G), a (a_G) e b (b_G).

A L^* expressa o gradiente de cor entre o escuro ao claro, em que os valores de percepção visual variam de 0 (negro) a 100 (branco); o parâmetro a^* representa o gradiente de intensidade de cor verde para a cor vermelha, em que os valores positivos correspondem à cor vermelha e os negativos, à cor verde; e o parâmetro b^* traduz a diferença de intensidade de cor azul para a amarela, em que os valores positivos correspondem ao amarelo e os negativos, ao azul. A calibração do equipamento foi realizada utilizando-se placa branca como padrão ($L^* = 93,9$; $a^* = -0,8$ e $b^* = 1,2$), sendo realizadas três leituras por amostra, para obtenção do valor médio.

3.2.7.6 Perda de líquido por descongelamento (PLD)

A PLD foi mensurada em amostras de bifes do músculo LD com cerca de 2,5 cm de espessura (BOCCARD et al., 1981), obtidas no mesmo ponto, para se evitar variações nos valores das características devido à variação entre local de mensuração nas amostras de carne.

As amostras de bifes foram embaladas em sacos de polietileno, identificadas e congeladas. Em seguida foram retiradas do freezer, pesadas, identificadas, colocadas em bandejas de isopor CR-03 para evitar o empilhamento e armazenadas em Demanda Bioquímica de Oxigênio (D.B.O.) por 24 horas a 4 °C para descongelarem. Após 24 horas, foram retiradas da geladeira, enxugadas levemente com toalha de papel e pesadas (CATTELAM et al., 2013). A PLD foi calculada por: $PLD (\% \text{ de água perdida}) = ((\text{Peso da amostra congelada} - \text{Peso da amostra descongelada}) \div \text{Peso da amostra congelada}) \times 100$.

3.2.7.7 Perda de água por gotejamento (PAGT)

Para cálculo das perdas por gotejamento no tempo inicial (PGTI), as amostras de bifes do músculo LD, com cerca de 2,5 cm de espessura, foram pesadas em balança semianalítica modelo SHIMADZU, série UX-4200H, com capacidade de 4200 g e precisão de 0,01 g, e suspensas em redes colocadas dentro de recipientes, os quais foram fechados sob pressão atmosférica e mantidos sem contato com as amostras.

As amostras foram mantidas em D.B.O. por 48 horas a 4 °C, enxugadas suavemente com toalha de papel sem que entrassem em contato com o líquido exsudado da carne, e pesadas novamente para estimar as perdas por gotejamento no tempo final (PGTF). A PAGT foi obtida por: $PAGT (\%) = 100 - ((\text{Peso final da amostra} \div \text{Peso inicial da amostra}) \times 100)$.

Todos os procedimentos foram realizados de forma rápida para evitar a perda excessiva de água durante o transporte das amostras do frigorífico até o laboratório, as quais estavam embaladas em isopor com gelo.

3.2.7.8 Extrato etéreo

Para a quantificação de extrato etéreo (EE), as amostras de bifes do músculo LD, com cerca de 2,5 cm de espessura, foram pré-secas em estufa de circulação forçada a 55 °C por 72 horas, moídas em moinho tipo bola, armazenadas em recipientes de polietileno e identificadas. Posteriormente, pesaram-se aproximadamente dois gramas de amostra pré-seca, preparou-se um cartucho com papel filtro, manipulado com uma pinça e luvas para evitar a contaminação ou aderência de gordura ao mesmo, e foi anotado o peso.

Os copos de *Goldfish* foram secos em estufa a 105 °C por duas horas, resfriados em dissecador por 20 a 30 min e pesados. Colocou-se o cartucho dentro do copo conectado ao equipamento *Goldfish* e foram adicionados 250 mL de éter de petróleo. Ligou-se o equipamento, que permaneceu aquecido por um período de 6 horas após o início da fervura, com velocidade de gotejamento de 4 a 5 gotas por segundo, a fim de lavar a amostra e extrair a gordura. Em seguida o conjunto foi retirado, cuidando para remover o máximo de éter do copo, colocado em estufa a 105 °C por 2 horas, resfriado em dissecador e pesado novamente (GODOY et al., 1986).

3.2.8 Procedimentos estatísticos

Inicialmente, foi verificada, por meio de análise de variância (ANOVA), a não influência ($p > 0,05$) dos tratamentos sobre a diferença de dias para o abate dos bovinos (DIF_AB) e sobre o peso inicial no ajuste do suplemento (PI), para a indicação matemática da DIF_AB e PI como covariáveis, para correção dos valores de médias observadas das características (BANZATTO; KRONKA, 2013).

Em seguida, foi procedida uma ANOVA e, em sequência, uma análise de covariância (ANCOVA) com inclusão dos efeitos de dieta (D), DIF_AB, PI, interação DIF_AB*D e interação PI*D, para verificação do efeito de DIF_AB e PI, se os betas forem homogêneos, e para verificação da influência das interações entre covariáveis e dieta sobre as características, se ocorrer heterogeneidade dos betas para pelo menos uma covariável, ambas utilizando-se do procedimento GLM do *software SAS® University Edition* (SAS, 2020).

O modelo estatístico de ANCOVA foi descrito por $Y_{ij} = m + D_i + \beta_1(X_{ij} - \bar{X}_{..}) + \beta_2(W_{ij} - \bar{W}_{..}) + D_i * \beta_1(X_{ij} - \bar{X}_{..}) + D_i * \beta_2(W_{ij} - \bar{W}_{..}) + \varepsilon_{ij}$, em que: Y_{ij} = observação da variável dependente em cada parcela, medida no i-ésima classe de dieta e na j-ésima repetição; m = efeito da média geral; D_i = efeito das classes de dieta, para $i = (1, 2, 3 \text{ e } 4)$; β_1 = coeficiente de regressão homogêneo de Y sobre X (DIF_AB); X_{ij} = valor de DIF_AB em cada parcela, medida na i-ésima classe de dieta e na j-ésima repetição; $\bar{X}_{..}$ = média geral para a DIF_AB; β_2 = coeficiente de regressão homogêneo de Y sobre W (PI); W_{ij} = valor de PI em cada parcela, medido na i-ésima classe de dieta e na j-ésima repetição; $\bar{W}_{..}$ = média geral para o PI; $D_i * \beta_1(X_{ij} - \bar{X}_{..})$ = interação entre classes de dieta e DIF_AB; $D_i * \beta_2(W_{ij} - \bar{W}_{..})$ = interação entre classes de dieta e PI; ε_{ij} = erros aleatórios das parcelas associados à classe de dieta i e à repetição j, independentes, homocedásticos e com distribuição normal.

A não detecção de significância ($p > 0,05$) de DIF_AB, PI, DIF_AB*D e PI*D na ANCOVA resultou na utilização da ANOVA como a análise inicial adotada para a verificação dos efeitos das classes de D sobre uma característica, adotando-se o modelo estatístico descrito anteriormente, sem a inclusão dos efeitos das covariáveis e de suas interações com as classes de dieta.

A não significância de DIF_AB*D e PI*D e a significância de DIF_AB, PI ou de ambos indicam o uso de um modelo de ANCOVA com beta(s) homogêneo(s), em que as quatro estimativas das inclinações das retas de regressão para as quatro dietas foram equivalentes, isto é, foi utilizada ao menos uma estimativa única de coeficiente de regressão dos valores de uma variável resposta em função dos valores de uma covariável (DIF_AB ou PI).

A hipótese de nulidade conjunta associada à homogeneidade dos quatro coeficientes de regressão é dada por $H_0: \beta_{D1} = \beta_{D2} = \beta_{D3} = \beta_{D4}$. A rejeição desta H_0 , constatada quando $p \leq \alpha$, ao se ajustar um modelo de ANCOVA e aplicar o teste F para os termos de interação entre a DIF_AB*D e PI*D, demonstra a heterogeneidade dos betas para pelo menos uma covariável, indicando a necessidade de se retirar do resíduo da ANCOVA a variação entre grupos de dietas que apresentaram diferença ($p \leq 0,05$) entre os valores de coeficiente de regressão.

Em algumas situações, a modelagem de DIF_AB*D ou de PI*D ocorreu, inicialmente, por meio da estimação dos betas dos valores de Y em função dos valores de X (DIF_AB ou de PI), considerando as repetições de cada dieta, e do estabelecimento de contrastes ortogonais entre grupos de dietas, com base nas estimativas dos coeficientes de regressão que apresentaram maiores magnitudes de diferenças numéricas, observando-se inclusive a direção (sinal positivo ou negativo), ao se regredirem os valores da variável resposta em função dos valores da covariável. Valores de coeficientes de regressão com sinais diferentes são indicativos de formação de grupos de dietas distintas, assim como valores de coeficientes de regressão com mesmo sinal, mas que apresentam distância numérica importante.

Sequencialmente, visando a comparar inclinações associadas aos contrastes entre os grupos de dietas pré-estabelecidos, foi procedida a aplicação de teste t parcial para o efeito de interação entre DIF_AB*D ou de PI*D. A detecção de significância ($p \leq 0,05$) para um contraste entre grupos de dietas, ao se aplicar o teste t para o efeito de DIF_AB*D ou de PI*D, indicou a necessidade de se modelar a variação entre diferentes coeficientes de regressão para os respectivos grupos de dietas, e representou as diferenças de magnitude e de sinal das estimativas dos betas para cada grupo de dieta formado. Para um total de quatro dietas e para uma interação, houve a possibilidade de formação de duas a quatro *dummies* de dieta (DD), associadas ao respectivo grupo de dieta. A formação dos contrastes ocorreu pela atribuição de coeficientes para cada dieta, de modo que sua soma foi nula.

Após a detecção das variações significativas relacionadas às diferenças entre betas para dietas distintos, incluíram-se, no modelo de ANCOVA heterogênea, componentes relacionados às interações entre DIF_AB*DD e PI*DD, em substituição à interação DIF_AB*D e PI*D, respectivamente. A codificação das DD ocorreu de acordo com as significâncias dos contrastes estabelecidos anteriormente e sua formação se deu por meio da atribuição de valores binários (0 e 1) para os grupos de dietas homogêneos. O valor zero para uma DD representou a codificação para um grupo de tratamentos e o valor um, para o outro grupo de tratamentos.

Após a formação das variáveis indicadoras, representadas pelas interações entre DIF_AB e uma “*dummy*” de dieta (DIF_AB*DD₁, DIF_AB*DD₂ e DIF_AB*DD₃), ou de PI e uma “*dummy*” de dieta (PI*DD₁, PI*DD₂ e PI*DD₃), foram ajustados os modelos definitivos de ANCOVA com betas heterogêneos, com a inclusão dos efeitos aditivos de dieta (D), das interações entre DIF_AB*DD, sem inclusão do efeito isolado de DIF_AB, e das interações entre PI*DD, sem inclusão do efeito isolado de PI, independentemente de suas significâncias.

Concomitantemente ao ajuste dos modelos, foi procedida a estimação dos betas para cada grupo homogêneo de dieta e a estimação das médias de quadrados mínimos (*lsmeans*), ajustadas para a DIF_AB*DD e PI*DD. A significância ($p \leq 0,05$) para ao menos um componente de interação DIF_AB*DD e PI*DD indicou a adequabilidade do modelo de ANCOVA com betas heterogêneos e o aumento da precisão experimental, com menores valores de coeficiente de variação em relação à ANOVA e ANCOVA homogênea.

Após o ajuste definitivo dos modelos de ANOVA e ANCOVA, a normalidade dos erros experimentais e a homogeneidade de variâncias dos erros experimentais entre os tratamentos para as diversas características foram avaliadas utilizando-se dos testes de Shapiro-Wilk e de Levene, respectivamente.

Para as características que apresentaram heterogeneidade de variâncias, os dados foram analisados por meio de modelos de ANCOVA mista, com efeitos fixos aditivos de dieta (D), de covariáveis significativas ($p \leq 0,05$) (DIF_AB ou PI), além do erro aleatório. O método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML) foi utilizado para obtenção das estimativas dos parâmetros dos modelos. Os componentes distintos de variâncias residuais foram modelados utilizando-se a opção “GROUP” do comando “REPEATED”, utilizando-se do procedimento MIXED do *software SAS® University Edition* (SAS, 2020)

A heterogeneidade das variâncias residuais entre classes de D, correspondentes a dois e quatro componentes de variância residual, foi verificada por meio do teste de razão de verossimilhança em relação a um modelo nulo. Os critérios para escolha do número homogêneo de componentes de variância foram baseados na significância ($p \leq 0,05$) do teste de razão de verossimilhança em conjunto com o menor valor de critério de informação de Akaike (AIC) associado ao modelo ajustado. A formação de dois componentes de variância, representados por dois grupos contendo diferentes classes de dieta, foi obtida por meio de utilização de variáveis indicadoras (*dummy*), sendo o valor um (1) designado para o primeiro grupo e o valor menos um (-1) designado ao outro grupo.

Para características modeladas pela ANOVA, ANCOVA homogênea, ANCOVA heterogênea e ANCOVA mista, o efeito das classes de dieta (D) foi verificado na análise inicial, por meio do teste F. Constatada significância para o efeito das classes de D na análise inicial, as médias estimadas de quadrados mínimos (*lsmeans*) foram comparadas por meio do teste t para a diferença entre *lsmeans*.

O nível de significância (α) de 0,05 foi adotado em todos os testes de hipóteses. As análises foram efetuadas utilizando-se os *softwares R Core Team* (2019) e *SAS® University Edition* (SAS, 2020).

3.3 Resultados e discussão

Foi constatada distribuição normal ($p > 0,05$) nas amostras residuais para todas as características, considerando as quatro dietas (Tabela 1A). Tais resultados mostraram a inexistência de dados discrepantes que pudessem alterar a distribuição amostral dos dados. Nas amostras dos resíduos *studentizados* dos modelos ajustados, considerando todas as características avaliadas, não houve nenhum resíduo cujo valor tenha sido maior do que três desvios-padrão, critério adotado para que um dado tenha sido classificado como discrepante, que representa uma probabilidade bastante reduzida deste estar sob a curva normal.

Ao se aplicar o teste de Levene, verificou-se homogeneidade ($p > 0,05$) das variâncias residuais para todas as características, considerando os quatro tratamentos, à exceção da EGS ($p = 0,0194$) (Tabela 1A). Esses resultados mostraram que as amostras utilizadas são provenientes de uma população única. Para a EGS, a heterogeneidade de variâncias residuais foi modelada utilizando-se de ANCOVA homogênea mista, cujos procedimentos foram descritos anteriormente.

Sob uma avaliação conjunta envolvendo os quesitos normalidade residual e homogeneidade das variâncias residuais, pode-se constatar que não há restrições para se proceder a ANOVA, a ANCOVA homogênea e a ANCOVA heterogênea, a fim de verificar o efeito das classes de dieta sobre as características.

Não houve efeito dos tratamentos ($GL = 3$) sobre a diferença de dias para o abate dos bovinos (DIF_AB) ($p = 0,2319$) e sobre o peso inicial no ajuste do suplemento (PI) ($p = 0,9494$). Estes resultados indicaram que houve independência entre as covariáveis e os tratamentos, ou seja, a DIF_AB e o PI podem ser utilizados como covariáveis, em conjunto ou em separado, para correção das características (BANZATTO; KRONKA, 2013).

Ao se ajustar o modelo completo de análise de covariância (ANCOVA), não se observou efeito de $PI \cdot D$ ($p = 0,8758$) sobre o peso corporal final (PCF). Após sua retirada do modelo, verificou-se efeito isolado de DIF_AB ($p = 0,0059$), de PI ($p < 0,0001$) e de $DIF_AB \cdot D$ ($p < 0,0001$) sobre o PCF. No entanto, após a retirada de DIF_AB, haja vista que $DIF_AB \cdot D$ foi significativa, indicando a heterogeneidade dos coeficientes de regressão (betas) considerando as repetições de cada dieta, foram observados efeitos significativos de PI ($p < 0,0001$), de $DIF_AB \cdot D$ ($p < 0,0001$) e das classes de dieta ($p = 0,0016$) sobre o PCF.

Para o PCF, as médias observadas foram corrigidas pelo valor de beta homogêneo de 1,0325 para PI, em conjunto com os valores de betas heterogêneos associados à covariável DIF_AB*D, que foram de -0,4993 (pasto), 0,2509 (alto NNP), 0,3915 (médio NNP) e 1,2920 (baixo NNP). Esses resultados indicaram que a modelagem da variação entre coeficientes de regressão distintos, que estão associados a grupos específicos de dieta, foi realizada com quatro estimativas de betas, independentemente da significância de cada componente da interação DIF_AB*D.

As médias estimadas de PCF dos bovinos alimentados com dietas contendo baixa, média e alta concentração de NNP foram de 501,27; 498,22 e 495,19 kg, respectivamente, valores equivalentes entre si ($p > 0,05$), mas maiores ($p < 0,05$) do que o valor médio de PCF de bovinos que receberam pasto (433,79 kg), indicando maiores ganhos de peso dos animais suplementados em relação aos animais alimentados exclusivamente com pasto (Tabela 5). Pode-se inferir que independentemente do nível de NNP utilizado, há vantagens da suplementação em relação aos animais que receberam dieta sem suplementação adicional. A síntese de proteína microbiana no rúmen é a principal fonte de aminoácidos absorvidos pelo animal, o que contribui para a obtenção de maiores ganhos (FU et al., 2001).

Tabela 5. Médias estimadas de quadrados mínimos (*lsmeans*)³ e erros-padrão da *lsmeans* (entre parênteses) de características de desempenho, carcaça e físico-químicas da carne de bovinos cruzados ½ Angus × ½ Nelore, de acordo com as dietas.

Característica ¹	Dietas ²				CV (%)
	Pasto	Baixo NNP	Médio NNP	Alto NNP	
PCF (kg)	433,79(6,04) ^b	501,27(5,80) ^a	498,22(5,79) ^a	495,19(5,55) ^a	3,45
PCQ (kg)	212,68(4,12) ^b	252,73(4,12) ^a	249,49(4,11) ^a	247,37(4,11) ^a	5,12
PCR (kg)	210,49(4,08) ^b	249,44(4,70) ^a	246,70(4,06) ^a	246,41(4,06) ^a	5,12
RC (%)	48,69(0,72) ^b	52,52(0,67) ^a	51,38(0,67) ^a	49,06(0,64) ^b	3,59
PDCR (%)	1,12(0,14)	1,40(0,12)	1,46(0,12)	1,19(0,11)	24,23
L*	34,47(1,13)	35,70(1,34)	34,32(1,09)	36,97(1,14)	9,15
a*	14,11(0,99)	17,31(1,17)	14,98(0,95)	15,52(0,99)	18,37
b*	6,87(0,77)	8,73(0,91)	6,92(0,74)	7,69(0,77)	29,44
L_G	74,83(1,11) ^{ab}	73,70(1,50) ^{ab}	72,28(1,05) ^b	76,00(1,11) ^a	4,22
a_G ³	5,00(0,86)	7,21(1,06)	6,36(0,86)	5,60(0,91)	43,49
b_G	10,99(0,98)	12,71(1,17)	10,80(0,95)	11,15(0,99)	24,85
pHCQ	7,19 (0,09)	7,12 (0,09)	7,04 (0,07)	7,04 (0,07)	3,12
pHCF	6,25(0,13) ^a	5,69(0,13) ^{bc}	5,98(0,11) ^{ab}	5,51(0,14) ^c	5,62
TCQ (°C)	32,55(0,56) ^b	33,57(0,56) ^{ab}	32,12(0,48) ^b	34,44(0,56) ^a	4,23
TCF (°C)	9,24(0,55)	10,38(0,56)	9,17(0,49)	9,52(0,61)	15,10
EGS (mm)	2,06(0,26)	3,27(0,57)	3,15(0,46)	2,84(0,27)	39,46
PAGT (%) ³	1,65(0,26)	1,75(0,31)	1,83(0,27)	2,07(0,27)	42,26
PLD (%) ³	4,78(1,00)	4,80(1,22)	3,54(1,00)	7,05(1,06)	59,69
EE (%) ³	0,79(0,15)	0,42(0,18)	0,56(0,16)	0,91(0,18)	65,87
GLI (mg/dL)	64,74(16,16) ^b	114,76(19,80) ^{ab}	136,46(19,80) ^a	101,54(16,16) ^{ab}	48,43

¹PCF: peso corporal final; PCQ: peso da carcaça quente; PCR: peso da carcaça resfriada; RC: rendimento de carcaça; PDCR: perda de peso da carcaça resfriada; L*: gradiente de luminosidade da carne do escuro (0) para o claro (100); a*: intensidade de cor da carne do verde para o vermelho; b*: intensidade de cor da carne do azul para o amarelo; L_G: gradiente de luminosidade da gordura da carne do escuro (0) para o claro (100); a_G: intensidade de cor da gordura da carne do verde para o vermelho; b_G: intensidade de cor da gordura da carne do azul para o amarelo; pHQ: pH da carcaça quente; pHCF: pH da carcaça fria; TCQ: temperatura da carcaça quente; TCF: temperatura da carcaça fria; EGS: espessura de gordura subcutânea; PAGT: perda de água por gotejamento; PLD: perda de líquido por descongelamento; EE: extrato etéreo; GLI: glicose plasmática; ²NNP: nitrogênio não proteico; ³*lsmeans* igual a médias observadas para a_G, PAGT, PLD e GLI; Médias seguidas por letras minúsculas diferentes, na linha, diferem entre si, pelo teste t para a diferença entre médias de quadrados mínimos, em nível de 5% de probabilidade.

Esse resultado indicou também que o peso corporal final dos animais que receberam dietas com suplementação de nitrogênio não proteico (NNP) atingiu o valor exigido pelos frigoríficos. Os animais que estavam em sistema de terminação somente a pasto obtiveram PCF médio de 433,79 kg, que refletiu em um peso de carcaça quente (PCQ) com valor inferior a 230 kg. Atualmente, o PCQ é a forma de comercialização mais utilizada pelos frigoríficos, que normalmente desejam peso mínimo de 230 kg (FREITAS et al., 2008).

Com o ajuste do modelo completo de ANCOVA, não foram encontrados efeitos de DIF_AB (p = 0,9088), DIF_AB*D (p = 0,2094) e de PI*D (p = 0,5589) sobre o PCQ. Após a retirada individual de cada componente não significativo, o modelo definitivo foi o de

ANCOVA homogêneo, com o efeito isolado de PI ($p < 0,0001$) e das classes de dieta ($p < 0,0001$) sobre o PCQ. Neste caso, as médias observadas de PCQ foram corrigidas por um único beta, cuja estimativa foi de 0,5638.

A ausência de efeito isolado para a covariável DIF_AB ($p = 0,9088$) sobre o PCQ, observado no teste da covariável ($H_0: \beta_{YX} = 0$), e a ausência de efeito de DIF_AB*D ($p = 0,2094$), no teste para a hipótese do paralelismo das retas de PCQ sobre DIF_AB, considerando as repetições de cada dieta ($H_0: \beta_{D1} = \beta_{D2} = \beta_{D3} = \beta_{D4}$), mostraram que as médias de PCQ não devem ser corrigidas pelos valores de DIF_AB, seja por utilização de beta homogêneo ou por utilização de correção para a variação entre coeficientes de regressão distintos associados a grupos de dieta.

As médias estimadas de PCQ de bovinos alimentados com baixa, média e alta concentração de NNP foram de 252,73; 249,49 e 247,37 kg, respectivamente, valores equivalentes entre si ($p > 0,05$), mas maiores ($p < 0,05$) do que o valor médio de PCQ de bovinos que receberam pasto (212,68 kg) (Tabela 5). Esses resultados indicaram que bovinos que receberam dietas com NNP apresentaram maiores ganhos de peso e PCQ do que os bovinos alimentados exclusivamente a pasto.

A análise de peso de carcaça resfriada (PCR) foi semelhante à realizada para o PCQ. Com o ajuste do modelo completo de ANCOVA, não foi detectado efeito de DIF_AB ($p = 0,8806$), DIF_AB*D ($p = 0,1740$) e de PI*D ($p = 0,6376$) sobre o PCR. Ao se proceder a retirada dos componentes não significativos e reajustando-se o modelo remanescente, o modelo definitivo foi o de ANCOVA homogêneo, com efeitos significativos de PI ($p < 0,0001$) e das classes de dieta ($p < 0,0001$) sobre o PCR. O coeficiente de regressão estimado foi de 0,5538, o qual foi utilizado para corrigir as médias observadas de PCR.

Do mesmo modo que ocorreu para o PCF, os pesos de carcaça quente (PCQ) e resfriada (PCR) dos bovinos foram influenciados pelas dietas, sendo que os maiores valores médios ($p < 0,05$) foram obtidos para bovinos suplementados com NNP em relação aos não suplementados, indicando uma falta de eficiência no uso do nitrogênio para os animais que receberam pasto. No entanto, não foi observada diferença ($p > 0,05$) entre médias de PCQ e PCR para bovinos que receberam diferentes relações entre NNP, proveniente da utilização de ureia e sulfato de amônio (SA), e proteína verdadeira nas dietas.

No ajuste do modelo completo de ANCOVA, não foi observado efeito de PI ($p = 0,2575$) e de PI*D ($p = 0,5898$) sobre o rendimento de carcaça (RC), indicando que o PI não influenciou no RC. Após o reajuste do modelo, verificou-se efeito de DIF_AB ($p = 0,0060$) e da interação DIF_AB*D ($p = 0,0016$) no RC. Após a retirada de DIF_AB do modelo, em

razão da detecção da heterogeneidade dos betas, o modelo de ANCOVA apresentou efeito significativo de DIF_AB*D ($p = 0,0022$) e das classes de dieta ($p = 0,0062$) sobre o RC. As estimativas dos coeficientes de regressão (b_{YX}) associados às classes de dieta, estimadas considerando-se o efeito da interação DIF_AB*D e as repetições de cada dieta, foram de 0,0157 (pasto), 0,0198 (alto NNP), -0,1149 (baixo NNP) e -0,0807 (médio NNP).

Para o RC, a heterogeneidade dos coeficientes de regressão, expressa pela significância de DIF_AB*D ($p = 0,0022$), foi modelada pela utilização de variáveis *dummy* associadas a contrastes entre diferentes grupos de dietas. Houve efeito de interação entre DIF_AB*D para o contraste $C_1: b_1 + b_2 - b_3 - b_4$ ($p = 0,0002$), indicando que o contraste formado pelo grupo “pasto” e dieta com alto NNP diferiu do grupo formado pelas classes baixo e médio NNP. Não houve efeito de DIF_AB*D para o $C_2: b_1 - b_2$ ($p = 0,8971$) (pasto x dieta com alto NNP) e para o $C_3: b_3 - b_4$ ($p = 0,4429$) (dietas com baixo NNP x médio NNP) sobre o RC.

Desse modo, foi ajustado um modelo de ANCOVA heterogênea com os efeitos das classes de dieta (D), de DIF_AB*DD₁ (DD₁: valor um (1) para as classes “pasto” e dieta com alto NNP e zero (0) para dietas com baixo e médio NNP) e DIF_AB*DD₂ (DD₂: código inverso de DD₁) sobre o RC. As probabilidades de significância (p) encontradas foram de $p = 0,2320$ (DIF_AB*DD₁), $p < 0,0001$ (DIF_AB*DD₂) e $p = 0,0055$ (classes de dieta). Optou-se pela manutenção da interação entre DIF_AB e *dummy* de dieta 1 (DIF_AB*DD₁) no modelo. As estimativas conjuntas de b_{YX} para as classes “pasto” e dieta com alto NNP (0,0169) e baixo e médio NNP (-0,0978) foram utilizadas para corrigir as médias observadas de RC.

Animais alimentados com dietas contendo baixa e média concentração de NNP obtiveram valores médios de RC de 52,52 e 51,38%, respectivamente, semelhantes entre si ($p > 0,05$), mas maiores ($p < 0,05$) do que as médias de RC para bovinos alimentados com pasto (48,69%) e com dieta contendo alta suplementação de NNP (49,06%), proveniente da maior inclusão de ureia e SA no suplemento, as quais foram semelhantes entre si ($p > 0,05$).

Tais resultados indicaram que bovinos que consumiram dietas com baixo e médio NNP apresentaram maior incorporação de tecidos na carcaça, possivelmente pela maior eficiência de deposição do nitrogênio (N), em detrimento dos bovinos que receberam pasto e a dieta com alto NNP, que não apresentaram eficiência de utilização do nitrogênio (Tabela 5).

Para os animais do grupo controle, a baixa eficiência de incorporação do N pode ser atribuída à limitação do N e à baixa concentração de proteína bruta na dieta, o que reduz a digestibilidade dos carboidratos fibrosos da forragem, com consequente redução do ganho de peso médio diário e do RC, ou seja, houve falta de proteína para esses animais.

Todavia, os bovinos em terminação alimentados com dieta contendo a mais alta concentração de NNP podem ter apresentado uma menor eficiência na deposição de N em razão de terem alcançado um limite de consumo, por conta da quantidade mais elevada de ureia na respectiva dieta.

De outro modo, a relação entre os níveis de proteína e energia (NDT) da dieta podem ter aumentado a síntese de proteína microbiana dos animais alimentados com dietas contendo baixo e médio NNP, resultando nos melhores RC. Segundo Miranda et al. (2015), a sincronização entre proteína e energia podem aumentar a síntese de proteína microbiana, elevar as taxas de digestão e melhorar o desempenho animal, promovendo um melhor rendimento de carne.

O RC pode ser influenciado pelo resfriamento e espessura de gordura subcutânea (EGS), pois durante o resfriamento as carcaças livres de gordura ficam desprotegidas e perdem sua qualidade devido ao maior encurtamento pelo frio. A quebra ao resfriamento causa perda de peso da carcaça nas primeiras 24 horas do processo de resfriamento e interfere no RC (CALLEGARO et al., 2018). Os autores ainda relatam que a espessura de gordura que recobre a carcaça reduz as perdas por desidratação durante o resfriamento, visto que esta funciona como isolante térmico. Na presente pesquisa, foram encontradas médias numericamente mais elevadas de EGS, de 3,27 e 3,15 mm, respectivamente, para os bovinos que receberam as dietas com BS e MS (Tabela 5), possivelmente pelo maior equilíbrio no desenvolvimento microbiano ruminal e pela maior disponibilidade de proteína metabolizável.

No ajuste do modelo completo de ANCOVA, não foi observado efeito de PI ($p = 0,1392$) e de PI*D ($p = 0,5019$) sobre a perda de peso da carcaça resfriada (PDCR), indicando que os valores de PI não corrigirão as médias de PDCR. Após o reajuste do modelo, verificou-se efeito de DIF_AB ($p = 0,0008$) e de DIF_AB*D ($p < 0,0001$) no PDCR. Após a retirada de DIF_AB do modelo, em razão da heterogeneidade dos betas, o modelo de ANCOVA apresentou significância para DIF_AB*D ($p < 0,0001$), mas não houve efeito das classes de dieta ($p = 0,4222$) sobre o PDCR. As estimativas dos betas (b_{YX}) associados às classes de dieta, considerando-se o efeito de DIF_AB*D e das repetições de cada dieta, foram de -0,0178 (alto NNP), -0,0164 (médio NNP), -0,0152 (baixo NNP) e 0,0101 (pasto), sugerindo a formação de um grupo homogêneo quanto às estimativas dos betas para as classes baixo, médio e alto NNP, que foi confirmado pelo efeito ($p < 0,0001$) da interação entre DIF_AB*D para o contraste $C_1: 3b_1 - b_2 - b_3 - b_4$.

Desse modo, foi ajustado um modelo de ANCOVA heterogênea com os efeitos das classes de dieta (D), de DIF_AB*DD₁ (valor um para pasto e zero para as demais classes) e

DIF_AB*DD₂ (valor um para baixo, médio e alto NNP e zero para pasto) sobre o PDCR. As probabilidades de significância (p) obtidas foram de $p = 0,0012$ (DIF_AB*DD₁), $p < 0,0001$ (DIF_AB*DD₂) e $p = 0,1718$ (dieta). As estimativas de b_{YX} para “pasto” (0,0101) e baixo, médio e alto NNP (-0,0168) foram utilizadas para corrigir as médias observadas de PDCR.

Embora tenha havido uma crescente PDCR, com médias variando de 1,12% para bovinos alimentados com pasto a 1,46% para bovinos alimentados com dietas contendo médio NNP, não foi observado efeito ($p > 0,05$) sobre a PDCR (Tabela 5). Variações na perda de peso das carcaças bovinas durante o resfriamento são naturais e podem ser provocadas por exsudação e desidratação superficial da carcaça (CALLEGARO et al., 2018).

Ao se ajustar o modelo completo de ANCOVA, não houve efeito de PI ($p = 0,5357$ (L*), $p = 0,0672$ (a*) e $p = 0,1553$ (b*)), PI*D ($p = 0,8604$ (L*), $p = 0,2224$ (a*) e $p = 0,2113$ (b*)) e DIF_AB*D ($p = 0,9683$ (L*), $p = 0,1800$ (a*) e $p = 0,3881$ (b*)) sobre os parâmetros de cor da carne de bovinos. Após serem retirados do modelo, verificou-se um efeito isolado de DIF_AB ($p = 0,0072$ (L*), $p = 0,0007$ (a*) e $p = 0,0074$ (b*)), mas não foi constatado efeito das classes de dieta sobre a L* ($p = 0,3263$), a* ($p = 0,2445$) e b* ($p = 0,3870$). As estimativas homogêneas de b_{YX} para todas as classes de dieta foram de 0,0629 (L*), 0,0722 (a*) e 0,0425 (b*), as quais foram utilizadas para corrigir suas respectivas médias observadas.

Não foi observado efeito de PI ($p = 0,5498$) e DIF_AB*D ($p = 0,6529$) sobre a luminosidade da gordura de bovinos (L_G). Após serem retirados do modelo, foram constatados efeitos de DIF_AB ($p = 0,0222$), PI*D ($p = 0,0020$) e das classes de dieta ($p = 0,0014$). A estimativa homogênea de b_{YX} para DIF_AB, para todas as classes de dieta, foi de 0,0520. Esse valor, em conjunto com as quatro estimativas de betas heterogêneos associados à covariável PI*D (-0,1002 (médio NNP), -0,0022 (baixo NNP), 0,0126 (alto NNP) e 0,0731 (pasto), independentemente de sua significância, foram utilizados para corrigir as médias observadas de L_G.

A intensidade média de L_G com tonalidade mais clara foi observada na carne de bovinos alimentados com a dieta contendo alto NNP (76,00), não divergindo ($p > 0,05$) da média de L_G de bovinos alimentados com pasto (74,83) e com dieta contendo baixo NNP (73,70), mas divergente ($p < 0,05$) quando comparada à média de L_G dos bovinos alimentados com a dieta contendo média suplementação de NNP (72,28) (Tabela 5).

A média de L_G da carne dos bovinos alimentados com a dieta contendo média suplementação de NNP (13,1%), que contemplou 3,66% de U + SA, foi a de menor valor (72,28) e representou uma gordura de cor mais escura. No entanto, isso pode ter ocorrido pela maior saciedade desses animais, que não recorreram com maior frequência ao pasto, pois o

pasto disponibiliza uma quantidade de caroteno que pode contribuir para uma coloração mais clara da gordura. Todavia, os maiores níveis de caroteno podem influenciar na cor da gordura, tornando-a mais amarela e menos atraente ao consumidor (ANDRADE et al., 2010).

Ao se ajustar o modelo completo de análise de covariância (ANCOVA), não foi observado efeito de PI ($p = 0,9742$), DIF_AB ($p = 0,5527$), PI*D ($p = 0,0513$) e DIF_AB*D ($p = 0,3153$) sobre a intensidade de cor da gordura da carne de bovinos, variando do verde para o vermelho (a_G). Essas fontes de variação foram retiradas do modelo, que foi reprocessado utilizando-se um modelo de análise de variância (ANOVA) em delineamento inteiramente casualizado, portanto sem correções para as médias observadas. Não foi observado efeito das classes de dieta ($p = 0,4061$) sobre a a_G.

As médias estimadas para a_G dos bovinos alimentados com pasto e com dietas contendo baixa, média e alta suplementação de NNP foram de 5,00; 7,21; 6,36 e 5,60, respectivamente, cujos valores médios foram semelhantes ($p > 0,05$) (Tabela 5). Cabe ressaltar que para a avaliação da cor da gordura da carne, o parâmetro a_G, que mede a intensidade de cor no eixo do espectro que varia do verde ao vermelho, não é tão importante como o parâmetro b_G, que vai do azul para o amarelo.

Não houve efeito de PI ($p = 0,3788$), DIF_AB ($p = 0,2128$), PI*D ($p = 0,9530$) e DIF_AB*D ($p = 0,9003$) sobre o parâmetro “b” da gordura de bovinos (b_G). No entanto, após a retirada individual sucessiva da fonte de variação com maior valor de probabilidade de significância (p), verificou-se que o modelo ajustado com DIF_AB ($p = 0,0561$) e com as classes de dieta ($p = 0,6078$) foi o mais adequado. Para todas as classes de dieta, a estimativa de beta homogêneo para DIF_AB como variável independente, e que serviu para corrigir as médias observadas de b_G foi de -0,0376.

As médias estimadas de b_G para as dietas contendo pasto, baixo, médio e alto NNP foram de 10,99; 12,71, 10,80 e 11,15, respectivamente, todas equivalentes entre si (Tabela 5). A concentração de caroteno na *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés* não foi suficiente para imprimir um efeito adicional na tonalidade de amarelo da gordura da carne dos bovinos alimentados com pasto, em relação à intensidade de b_G de bovinos alimentados com dietas suplementadas, possivelmente pelo pasto estar seco, pois o período de terminação dos animais ocorreu no período de estiagem, em que o pasto estava deficiente em carotenoides.

No entanto, não se pode descartar uma possível ineficiência de deposição do caroteno na gordura da carne dos animais que receberam pasto, mesmo em concentrações mais baixas no pasto seco. O β -caroteno é encontrado predominantemente na carne de gado alimentado em pastagem verde (QUARESMA et al., 2013).

Do mesmo modo, a maior concentração de carotenos provenientes do milho incluído em maior quantidade na dieta com alto NNP não foi suficiente para impor um efeito adicional e incrementar a tonalidade amarela da gordura da carne dos bovinos que receberam esta dieta, em relação à b_G da carne dos bovinos alimentados com as dietas com baixo e médio NNP, que apresentaram menores concentrações de carotenoides (Tabela 3). Vale mencionar que o consumo de matéria seca (MS) do pasto, de suplemento e o consumo de MS total foram numericamente próximos (Tabela 4), o que provavelmente não impactou nos resultados de deposição de carotenoides na gordura da carne dos bovinos.

Não houve efeito de $PI*D$ ($p = 0,7660$) e DIF_AB*D ($p = 0,6155$) sobre o pH da carcaça quente de bovinos (pHCQ), ao se ajustar um modelo completo de ANCOVA. Após serem retirados do modelo, observou-se efeito de PI ($p = 0,0353$) e de DIF_AB ($p < 0,0001$) sobre o pHCQ, sugerindo uma maior adequabilidade para o modelo de ANCOVA homogênea com duas covariáveis. Para todas as classes de dieta, as estimativas de betas homogêneos para PI e DIF_AB foram de 0,0022 e -0,0074, respectivamente. Não foi constatado efeito das classes de dieta ($p = 0,5229$) sobre o pHCQ.

As médias estimadas de pHCQ para bovinos alimentados com dietas contendo pasto e baixa, média e alta concentração de NNP foram de 7,19; 7,12; 7,04 e 7,04, respectivamente, valores similares entre si ($p = 0,5229$) (Tabela 5).

No ajuste do modelo completo de ANCOVA, não foi observado efeito de PI ($p = 0,4364$) e de $PI*D$ ($p = 0,1251$) sobre o pH da carcaça fria (pHCF). Após serem retirados do modelo e a análise ser reprocessada, observou-se efeito de DIF_AB ($p = 0,0408$) e de DIF_AB*D ($p = 0,0133$) no pHCF. Comprovada a heterogeneidade dos betas, foi ajustado outro modelo contendo os efeitos de DIF_AB*D ($p = 0,0121$) e das classes de dieta ($p = 0,0152$). Optou-se por modelar a heterogeneidade dos betas utilizando-se variáveis indicadoras. As estimativas dos betas heterogêneos associados à covariável DIF_AB*D foram de -0,0143 (médio NNP), -0,0125 (baixo NNP), -0,0038 (pasto) e 0,0087 (alto NNP).

Assim, foi ajustado um modelo de ANCOVA heterogênea com os efeitos das classes de dieta (D), de DIF_AB*DD_1 (DD_1 : valor um para a classe “alto NNP” e zero para as demais) e DIF_AB*DD_2 (DD_2 : código inverso de DD_1) sobre o pHCF, a fim de estimar um beta único para as classes “pasto”, baixo e médio NNP, haja vista que houve efeito de DIF_AB*D ($p = 0,0019$) para o contraste C_1 : $3b_2 - b_1 - b_3 - b_4$. Após o processamento da análise, não foi constatado efeito de DIF_AB*DD_1 ($p = 0,0754$), mas verificou-se efeito de DIF_AB*DD_2 ($p = 0,0086$) e das classes de dieta ($p = 0,0054$) sobre o pHCF. As estimativas de betas

heterogêneos associados à DIF_AB*DD foram de 0,0087 (“alto NNP”) e -0,0069 (“pasto”, baixo e médio NNP), que foram utilizadas para corrigir as médias observadas de pHCF.

Observou-se queda de pH do músculo *Longissimus dorsi* da carcaça e da carne de bovinos, após o resfriamento no decorrer de 24 horas, decorrente do efeito das classes de dieta ($p = 0,0054$) sobre o pHCF. Bovinos suplementados com alta concentração de NNP (24,0%) na dieta apresentaram menor ($p < 0,05$) média de pHCF (5,51) em relação às médias de pHCF de bovinos que receberam pasto (6,25) e dieta com médio NNP (5,98) (Tabela 5). As menores médias de pHCF foram observadas em bovinos alimentados com as dietas contendo alto NNP (5,51) e baixo NNP (5,69), as quais foram similares entre si ($p > 0,05$).

Essas dietas podem ter uma importância na produção de carne em alta escala, pois os frigoríficos brasileiros exportam apenas a carne que apresenta pH abaixo de 5,8, avaliado diretamente no músculo *Longissimus dorsi*, 24 horas *post-mortem* (SANTOS et al., 2014). A curva de pH do músculo *Longissimus dorsi* submetido a resfriamento em câmara sofreu decréscimo importante quando mensurado 24 horas após o abate (CATTELAM et al., 2013).

Não houve efeito de PI ($p = 0,6897$) e PI*D ($p = 0,4314$) sobre a temperatura da carcaça quente (TCQ) de bovinos, ao se ajustar um modelo completo de ANCOVA. Após a retirada de PI e PI*D do modelo, verificou-se efeito de DIF_AB ($p = 0,0025$) na TCQ, mas a DIF_AB foi retirada do modelo, em razão da significância de DIF_AB*D ($p = 0,0095$), sugerindo uma modelagem considerando a heterogeneidade dos betas. As estimativas de betas heterogêneos associados à covariável DIF_AB*D foram de -0,0772 (alto NNP), -0,0678 (baixo NNP), -0,0028 (pasto) e -0,0095 (médio NNP). Nesse modelo não foi constatado o efeito das classes de dieta ($p = 0,0837$).

Em sequência, foi ajustado um modelo de ANCOVA heterogênea com os efeitos das classes de D, de DIF_AB*DD₁ (DD₁: valor um para as classes “pasto” e médio NNP e zero para baixo e alto NNP) e DIF_AB*DD₂ (DD₂: código inverso de DD₁) sobre a TCQ, a fim de estimar um beta único para as classes “pasto” e médio NNP, e, baixo e alto NNP, haja vista que houve efeito de DIF_AB*D ($p = 0,0091$) para o contraste C₁: $b_1 + b_4 - b_2 - b_3$. Após a análise ser processada, não foi constatado efeito de DIF_AB*DD₁ ($p = 0,7002$), mas verificou-se efeito de DIF_AB*DD₂ ($p = 0,0002$) e das classes de dieta ($p = 0,0445$) sobre a TCQ. As estimativas de betas heterogêneos associados à covariável DIF_AB*DD foram de -0,0043 (“pasto” e médio NNP) e -0,0738 (baixo e alto NNP). Tais estimativas foram utilizadas para corrigir as médias observadas de TCQ.

Animais alimentados com alta concentração de NNP apresentaram média de TCQ de 34,44 °C, valor divergente ($p < 0,05$) das médias de TCQ de bovinos alimentados com P

(32,55 °C) e com dietas contendo médio NNP (32,12 °C), mas semelhante ao valor médio de TCQ (33,57 °C) de bovinos que receberam a dieta contendo baixo NNP (Tabela 5).

O tamanho da carcaça pode ter contribuído para a diferença entre TCQ de bovinos alimentados com alto NNP em relação à TCQ de bovinos que receberam pasto, pois observou-se efeito ($p < 0,05$) das dietas sobre o PCQ (Tabela 5). Características intrínsecas às carcaças como o tamanho e o peso podem alterar o calor específico, o que causa influência nos ajustes operacionais do sistema de resfriamento (SAMPAIO et al., 2015). Após o abate, a temperatura interna (TI) das carcaças bovinas varia entre 30 a 39 °C. O calor corporal deve ser eliminado durante o processo de esfriamento inicial, para que a TI da carcaça reduza a temperaturas próximas a 0 °C (RICARDO, 2010).

Com o ajuste do modelo completo de ANCOVA, não se observou efeito de PI ($p = 0,7161$) e PI*D ($p = 0,2609$) sobre a temperatura da carcaça fria (TCF). Após serem retirados do modelo, verificou-se efeito de DIF_AB ($p = 0,0002$) e DIF_AB*D ($p = 0,0208$), mas não houve efeito das classes de dieta ($p = 0,1769$) sobre a TCF. No entanto, após a retirada de DIF_AB, haja vista que a significância de DIF_AB*D caracterizou a heterogeneidade dos coeficientes de regressão considerando as repetições de cada dieta, foi observado efeito de DIF_AB*D ($p = 0,0003$), mas não houve efeito das classes de dieta ($p = 0,1769$) sobre a TCF. As médias de TCF após 24 horas do abate foram de 9,24; 10,38; 9,17 e 9,52 °C para os animais que receberam P e dietas com baixo, médio e alto NNP, respectivamente (Tabela 5).

Para a TCF, as estimativas de betas heterogêneos associados à covariável DIF_AB*D foram de -0,0043 (alto NNP), 0,0361 (pasto), 0,0588 (baixo NNP) e 0,0953 (médio NNP). Houve efeito de DIF_AB*D ($p = 0,0074$) para o contraste $C_1: 3b_2 - b_1 - b_3 - b_4$. Assim, foi ajustado um modelo de ANCOVA heterogênea com os efeitos das classes de dieta, de DIF_AB*DD₁ (valor um para a dieta com alto NNP e zero para as demais classes) e DIF_AB*DD₂ (valor um para as classes “pasto”, baixo e médio NNP e zero para a dieta com alto NNP) sobre a TCF, a fim de estimar um beta único para a dieta à base de pasto e com baixo e médio NNP. A análise foi processada e foi constatado efeito de DIF_AB*DD₂ ($p < 0,0001$), mas não foi verificado efeito de DIF_AB*DD₁ ($p = 0,8353$) e das classes de dieta ($p = 0,3816$) sobre a TCF. As estimativas de betas heterogêneos associados à DIF_AB*DD₂ foram de -0,0043 (dieta com alto NNP) e 0,0506 (dietas com pasto, baixo e médio NNP), as quais foram utilizadas para corrigir as médias observadas de TCF.

Com o ajuste do modelo completo de ANCOVA, não foram encontrados efeitos de DIF_AB ($p = 0,4282$), DIF_AB*D ($p = 0,9183$), PI*D ($p = 0,9078$) e PI ($p = 0,1096$) sobre a espessura de gordura subcutânea (EGS). Após a retirada individual dos componentes que

apresentaram maior valor de probabilidade de significância (p), a análise foi reprocessada e o modelo definitivo foi o de ANCOVA homogêneo. Observou-se efeito de PI ($p = 0,0427$), mas não foi detectado efeito das classes de dieta ($p = 0,1494$) sobre a EGS.

No entanto, foi observada heterogeneidade de variâncias na amostra residual de EGS ($p = 0,0194$), ao se aplicar o teste de Levene, considerando os quatro tratamentos (Tabela 1A). Esse resultado sugeriu uma análise mais detalhada dos componentes de variância, a fim de se obter valores corretos de probabilidade de significância para os efeitos fixos incluídos no modelo estatístico.

Ao se proceder a ANCOVA homogênea mista para EGS, avaliando-se as variâncias residuais entre classes de D, observou-se que a análise mais adequada ocorreu pela obtenção de dois componentes de variância residual. O resultado do teste de razão de verossimilhança mostrou variâncias residuais heterogêneas significativas ($p = 0,0332$; AIC = -50,2) entre classes de dieta para EGS. A dieta exclusiva com pasto e a dieta com alto NNP formaram um grupo homogêneo, enquanto as dietas com baixo e médio NNP formaram outro grupo homogêneo para variâncias. Assim, as estimativas das variâncias residuais para o primeiro e o segundo grupo foram de 0,5910 e 1,9007, respectivamente.

A discrepância numérica da variância residual entre grupos de dieta se constituiu em um importante caso de discussão. O valor do quadrado médio residual da ANCOVA homogênea com variância única para EGS foi de 1,2106, e as estimativas individuais foram de 0,5828 (pasto); 0,5998 (alto NNP); 1,6077 (baixo NNP) e 2,0860 (médio NNP). Neste caso, a utilização de estimativa única de variância residual causaria uma superestimação da variância para as dietas à base de pasto e com alta concentração de NNP, e uma subestimação da variância para as dietas com baixa e média concentração de NNP, promovendo uma alteração no valor de p do teste F, para o efeito das classes de dieta sobre a EGS.

Assim, a modelagem da homogeneidade das variâncias residuais permitiu que o efeito das classes de dieta passasse de $p = 0,1494$, na ANCOVA homogênea com soma de quadrados do tipo III corrigida para o PI, para $p = 0,0695$ na ANCOVA homogênea mista, ou seja, houve uma redução drástica no valor de p devido ao modo de se estimar componentes de variância. As médias observadas de EGS foram corrigidas por um beta único para PI, com estimativa de 0,0103 na ANCOVA homogênea, e de 0,0095 na ANCOVA homogênea mista. O valor de p para o efeito de PI na ANCOVA homogênea mista foi de 0,0280.

As médias estimadas para espessura de gordura subcutânea (EGS) dos bovinos suplementados com dietas contendo pasto e baixa, média e alta suplementação de NNP foram de 2,06; 3,27; 3,15 e 2,84 mm, respectivamente, valores equivalentes entre si ($p > 0,05$)

(Tabela 5). A falta de efeito das classes de dieta sobre a EGS pode indicar ausência de diferenças quanto à maturidade fisiológica (terminação) entre os animais suplementados.

Ao se ajustar o modelo completo de análise de covariância (ANCOVA), não foi observado efeito de PI ($p = 0,8061$), PI*D ($p = 0,8220$), DIF_AB ($p = 0,4389$) e DIF_AB*D ($p = 0,5302$) sobre a perda de água por gotejamento (PAGT) da carne de bovinos. Após serem retirados individualmente do modelo, a análise foi reprocessada e foi ajustada uma ANOVA em DIC, em que não foi constatado efeito das classes de dieta na PAGT ($p = 0,7230$).

As médias observadas de PAGT foram de 1,65; 1,75; 1,83 e 2,07% para bovinos alimentados com dietas à base de pasto e com baixa, média e alta suplementação de NNP, respectivamente, todas equivalentes ($p > 0,05$) entre si. A menor perda de água por gotejamento normalmente se correlaciona com uma menor deposição de gordura na carcaça.

Ao se ajustar o modelo completo de análise de covariância (ANCOVA), não foi observado efeito de PI ($p = 0,1125$), PI*D ($p = 0,4224$) e DIF_AB ($p = 0,8025$), mas houve efeito de DIF_AB*D ($p = 0,0458$) sobre a perda de líquido por descongelamento (PLD) da carne de bovinos. Após serem retirados individualmente do modelo, as análises sequenciais foram reprocessadas e verificou-se a inexistência do efeito de DIF_AB*D ($p = 0,0725$) sobre o PLD. Desse modo, foi ajustado um modelo de ANOVA em DIC, em que não foi constatado efeito das classes de dieta na PLD ($p = 0,1361$).

As médias observadas para PLD dos bovinos alimentados com pasto e com dietas contendo baixa, média e alta suplementação de NNP foram de 4,78; 4,80; 3,54 e 7,05%, respectivamente, valores equivalentes entre si ($p > 0,05$) (Tabela 5). A PLD tem uma relação inversa com o marmoreio, ou seja, quanto maior a deposição de gordura intramuscular, menores serão as perdas de líquido na carne (KUSS et al., 2010). Apesar dos animais alimentados com pasto apresentarem menores valores médios ($p < 0,05$) de PCF, PCQ e PCR do que os animais alimentados com as demais dietas, não foi observada diferença ($p > 0,05$) entre as médias dos tratamentos para a perda de peso da carcaça resfriada (PDCR) (Tabela 5), não sendo possível constatar no presente trabalho a evidência relatada.

Ao se ajustar o modelo completo de ANCOVA, não foi observado efeito de PI ($p = 0,1714$ (EE) e $p = 0,5196$ (GLI)); PI*D ($p = 0,1352$ (EE) e $p = 0,2089$ (GLI)); DIF_AB ($p = 0,7194$ (EE) e $p = 0,6415$ (GLI)) e DIF_AB*D ($p = 0,8897$ (EE) e $p = 0,2574$ (GLI)). Após serem retirados individualmente do modelo, as análises sequenciais foram reprocessadas e foi ajustado um modelo de ANOVA em DIC, em que não foi constatado efeito das classes de dieta no extrato etéreo (EE) da carne ($p = 0,2176$), no entanto a probabilidade de significância para a glicose sanguínea foi de 0,0537.

As médias observadas de EE da carne de bovinos alimentados com pasto e com dietas contendo baixa, média e alta suplementação de NNP foram de 0,79; 0,42, 0,56 e 0,91%, respectivamente, todas semelhantes entre si ($p > 0,05$) (Tabela 5).

Observou-se diferença ($p = 0,0094$) entre a média de glicose plasmática (GLI) de bovinos que receberam pasto (64,74 mg/dL) em relação à média de bovinos alimentados com dieta com média concentração de NNP (136,46 mg/dL). Não houve efeito ($p > 0,05$) para os demais contrastes entre médias observadas de GLI, sem correção por covariável. As demais médias foram de 114,76 e 101,54 mg/dL, para bovinos alimentados com dietas com baixa e alta suplementação de NNP, respectivamente (Tabela 5).

A oferta de dieta contendo média suplementação de NNP (13,1%) aos bovinos $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore promoveu ($p < 0,05$) elevação no nível de GLI, com diferencial de 71,72 mg/dL em relação aos animais do grupo controle. Os níveis de GLI para os animais que receberam alguma suplementação de NNP na dieta estão acima dos valores relatados por Fraser (1993), que delimita os níveis de glicose de animais ruminantes para a faixa de 40 a 60 mg/dL.

Esses resultados podem sugerir algumas informações sobre o metabolismo da glicose (GLI), uma vez que em níveis baixos de GLI não há secreção de insulina e que há aumento da velocidade de secreção de insulina para o interior da célula com o aumento da concentração de glicose sanguínea (AMORIM et al., 2015). A maior concentração de GLI na corrente sanguínea para os bovinos alimentados com dieta com médio NNP pode indicar que houve grande quantidade de ureia sendo metabolizada pelo fígado.

3.4 Conclusões

Bovinos cruzados $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore alimentados com dietas contendo aproximadamente 13,4% de proteína bruta, oriundo de pasto de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés* e de suplementação crescente de nitrogênio não proteico proveniente de ureia e sulfato de amônio, apresentam melhores respostas de peso corporal e de peso e rendimento de carcaça do que bovinos alimentados exclusivamente a pasto com 9,0% de proteína bruta.

A substituição da proteína verdadeira do farelo de soja por dietas com baixa e média suplementação de nitrogênio não proteico (NNP) proveniente de ureia e sulfato de amônio, na concentração de 5,0 até 13,1% de NNP no suplemento, não causa prejuízos na intensidade de cor vermelha da carne (a^*) e na espessura de gordura subcutânea, sendo vantajosa para a obtenção de carnes com qualidade físico-química desejável, e propicia peso e rendimento elevado na carcaça de bovinos machos, não castrados e semiconfinados durante a fase de terminação.

3.5 Referências

- ALVARES, C.A.; STAPE, J.L.; SENTELHAS, P.C. et al. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v.22, n.6, p.711-728, 2013.
- AMORIM, L.S.; KAWAMOTO, T.S.; TORRES, C.A.A. et al. Influência do hormônio do crescimento na concentração de testosterona plasmática e nas características seminais de touros jovens e adultos da raça Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.67, n.1, p.7-14, 2015.
- ANDRADE, P.L.; BRESSAN, M.C.; GAMA, L.T. et al. Qualidade da carne maturada de bovinos Red Norte e Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.8, p.1791-1800, 2010.
- BANZATTO, D.A.; KRONKA, S.N. **Experimentação Agrícola**. Jaboticabal: FUNEP, 4ª ed. 2013. 237p.
- BOCCARD, R.; BUCHTER, L.; CASTEELS, E. et al. Procedures for measuring meat quality characteristics in beef production experiments. Report of a working group in the Commission of the European Communities (CEC) beef production research programme. **Livestock Production Science**, v.8, n.5, p.385-397, 1981.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Secretaria de Defesa Agropecuária. Departamento de Inspeção de Produtos de Origem Animal. **Inspeção de carnes - Padronização de Técnicas, Instalações e Equipamentos, I - Bovinos: Currais e seus Anexos - Sala de Matança**. Brasília, 1971.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa nº 3, de 17 de janeiro de 2000. Aprova o Regulamento Técnico de Métodos de Insensibilização para o Abate Humanitário de Animais de Açougue. **Diário Oficial da União**: Seção 1, Brasília, DF: Imprensa Nacional, 24 jan. 2000.
- BRIDI, A.M., CONSTANTINO, C. Qualidade e avaliação de carcaças e carnes bovinas. In: Sociedade Paranaense dos Estudantes de Zootecnia (Org.), 2010, Maringá. **Anais do 31º Congresso Paranaense dos Estudantes de Zootecnia**, Maringá: Sociedade Paranaense dos Estudantes de Zootecnia, 2010, p.1-18.
- CALLEGARO, A.M.; ARGENTA, F.M.; SCHMIDT, T. et al. Avaliação da inclusão parcial da silagem de girassol (*Helianthus annuus*, L.) sobre as características quantitativas da carcaça de bovinos terminados em confinamento. **Revista Brasileira de Nutrição Animal**, v.12, n.1, p.23-28, 2018.
- CATTELAM, J.; BRONDANI, I.L.; ALVES FILHO, D.C. et al. Características de carcaça e qualidade da carne de novilhos confinados em diferentes espaços individuais. **Ciência Animal Brasileira**, v.14, n.2, p.185-198, 2013.
- DETMANN, E.; VALENTE, E.E.L.; BATISTA, E.D. et al. An evaluation of the performance and efficiency of nitrogen utilization in cattle fed tropical grass pastures with supplementation. **Livestock Science**, v.162, n.1, p.141-153, 2014.

- EDUARDO, H.B.K.M.; MÁRIO, F.P.; SEBASTIÃO, C.V.F. et al. Avaliação nutricional de estratégias de suplementação para bovinos de corte durante a estação da seca. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.3, p.608-616, 2010.
- FARM ANIMAL WELFARE COUNCIL - FAWC. Advice on space and headroom allowances for transport of farm animals. London: FAWC, 2013. Disponível em: < [FAWC advice on space and headroom allowances for transport of farm animals.pdf](#) ([publishing.service.gov.uk](#))>Acesso em: 02 mar. 2021.
- FREITAS, A.K.D.; RESTLE, J.; PACHECO, P.S. et al. Características de carcaças de bovinos Nelore inteiros vs castrados em duas idades, terminados em confinamento. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.37, n.6, p.1055-1062, 2008.
- FRASER, D. Assessing animal well-being: common sense, uncommon science. **In:** ALBRIGHT, J.L. (Ed.). **Food animal well-being**. West Lafayette, USDA: Purdue University, 1993.
- FU, C.J.; FELTON, E.E.D.; LEHMKUHLER, J.W. et al. Ruminal peptide concentration required to optimize microbial growth and efficiency. **Journal of Animal Science**, v.79, n.5, p.1305-1312, 2001.
- GODOY, I.J.D.; TEIXEIRA, J.P.F.; NAGAI, V. et al. Determinação do teor de óleo em sementes individuais de amendoim pelo método de ressonância magnética nuclear: estudo de variância e relação com o método Soxhlet. **Bragantia**, v.45, n.1, p.161-169, 1986.
- KOSCHECK, J.F.W.; ZEVOUDAKIS, J.T.; CARVALHO, D.M.G. et al. Suplementação de bovinos de corte em sistema de pastejo. **Uniciências**, v.15, n.1, p.377-412, 2011.
- KUSS, F.; LÓPEZ, J.; RESTLE, J. et al. Qualidade da carne de novilhos terminados em confinamento e abatidos aos 16 ou 26 meses de idade. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.4, p.924-931, 2010.
- MIRANDA, P.A.B.; FIALHO, M.P.F.; SALIBA, E.O.S. et al. Consumo, degradabilidade *in situ* e cinética ruminal em bovinos suplementados com diferentes proteinados. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.67, n.2, p.573-582, 2015.
- NASSU, R.T.; TULLIO, R.R.; ESTEVES, S.N. et al. Características da carcaça e qualidade da carne de bovinos terminados em sistema de integração lavoura-pecuária. **Veterinária e Zootecnia**, v.23, n.4, p.637-641, 2016.
- OLIVEIRA, B.C.; CAETANO, G.A.O.; CAETANO JÚNIOR, M.B. et al. Mecanismos reguladores de consumo em bovinos de corte. **Nutritime Revista Eletrônica**, v.14, n.4, p.6066-6075, 2017.
- QUARESMA, M.A.G.; TRIGO-RODRIGUES, I.; COSTA, J.N. et al. The effect of season, muscle and breed on total cholesterol, β -carotene and vitamin E contents in Alentejana, Arouquesa, Barrosã and Mertolenga bovine breeds reared under the PDO certification system. **Revista Portuguesa de Ciências Veterinárias**, v.108, n.587-588, p.127-136, 2013.

- R Core Team (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>> Acesso em: 02/12/2020.
- RICARDO, H.A. Resfriamento de carcaças de ruminantes. **PUBVET**, v.4, n.9, Ed. 114, Art. 770, 2010.
- SANTOS, D.C.; GUIMARÃES JÚNIOR, R.; VILELA, L. et al. Forage dry mass accumulation and structural characteristics of Piatã grass in silvopastoral systems in the Brazilian savannah. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, v.233, n.3, p.16-24, 2016.
- SANTOS, G.R.D.; TSCHOEKE, P.H.; SILVA, L.D.G. et al. Sanitary analysis, transmission and pathogenicity of fungi associated with forage plant seeds in tropical regions of Brazil. **Journal of Seed Science**, v.36, n.1, p.54-62, 2014.
- SAMPAIO, G.S.L.; PFLANZER-JÚNIOR, S.B.; ROÇA, R.O. et al. Effects of polyethylene film wrap on cooler shrink and the microbial status of beef carcasses. **Meat Science**, v.100, n.22, p.164-170, 2015.
- Statistical Analyses System® - SAS. University Edition [online]. ©SAS Institute Inc.; 2020. Disponível em: <https://www.sas.com/en_us/software/university-edition.html> Acesso em: 20/03/2020.
- VALADARES FILHO, S.C.; LOPES, S.A.; SILVA, B.S. et al. CQBAL 4.0. Tabelas Brasileiras de Composição de Alimentos para Ruminantes. 2018. Disponível em: <<https://www.cqbal.com.br>> Acesso em: 21/12/2020.
- VAZ, F.N.; RESTLE, J.; ARBOITTE, M.Z. et al. Fatores relacionados ao rendimento de carcaça de novilhos ou novilhas super jovens, terminados em pastagem cultivada. **Ciência Animal Brasileira**, v.11, n.1, p.53-61, 2010.

4 NITROGÊNIO NÃO PROTEICO NO SUPLEMENTO E A QUALIDADE FÍSICO-QUÍMICA DE BIFES DE *Longissimus dorsi* BOVINO SOB MATURAÇÃO

RESUMO: Esta pesquisa teve por objetivo a avaliação do efeito crescente de nitrogênio não proteico (NNP) em suplementos e de tempos de maturação nas características físico-químicas da carne de bovinos cruzados $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore. Foram utilizados 108 bifos do músculo *Longissimus dorsi*, retirados de 36 bovinos $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore não castrados, com aproximadamente 20 meses de idade, em delineamento experimental inteiramente casualizado e esquema fatorial, com doze tratamentos, nove repetições e um bife por unidade experimental. Os tratamentos foram constituídos pela combinação de quatro dietas: t₁: dieta controle sem suplementação (SS), com oferta exclusiva de pasto de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés*; t₂: dieta com 5,0% de NNP (baixo NNP); t₃: dieta com 13,1% de NNP (médio NNP) e t₄: dieta com 24,0% de NNP (alto NNP) no suplemento, e três tempos de maturação (TM) da carne (3.º, 9.º e 16.º dia). Todos os animais receberam suplementação mineral *ad libitum*. Foram avaliados o a cor dos bifos, expressa por Luminosidade (L**), teor de vermelho (a**) e intensidade de amarelo (b**), pH, temperatura das amostras de carne (TEMP), peso inicial das amostras de carne sem o pré-cozimento (PI_SCZ), peso final das amostras de carne no pós-cozimento corrigido para 190 g (PF_PCZ_C), perda de água por cocção (PAC) e força de cisalhamento (FC). Não houve efeito ($p > 0,05$) de interação entre dietas e TM sobre a L**, a**, b**, pH e FC da carne. No terceiro dia de maturação, bovinos alimentados com pasto (21,57 °C) e com dieta com alta suplementação de NNP (19,62 °C) apresentaram as maiores médias de TEMP dos bifos. Independente dos TM, animais alimentados com pasto apresentaram a menor média de PAC (5,92%) e carnes mais duras (3,32 kgf/cm³) do que os bovinos que receberam dieta com média concentração de NNP (2,62 kgf/cm³). Bovinos que receberam dietas com baixa suplementação de NNP apresentaram carnes com maior pigmentação vermelha (a** = 17,73) do que o teor de vermelho da carne dos demais animais, com maior ($p < 0,05$) grau de clareza (L**) do que a carne de bovinos alimentados a pasto, além de apresentarem bifos mais pesados ($p < 0,05$) do que os alimentados com pasto e com dieta contendo alta suplementação de NNP. Independente das classes de NNP, a maturação a partir do 9º dia de armazenamento é eficaz para aumentar a maciez da carne dos bovinos. Bovinos que consomem dietas com baixa e média suplementação de nitrogênio não proteico oriundos de ureia e sulfato de amônio apresentam bifos com melhores condições de intensidade de cor vermelha e de maciez, respectivamente.

Palavras-chave: bovinos de corte, coloração de carne, maciez, ureia

4 NON-PROTEIN NITROGEN IN SUPPLEMENT AND THE PHYSICAL-CHEMICAL QUALITY OF BEEF *Longissimus dorsi* BOVINE UNDER MATURATION

ABSTRACT: This research aimed to evaluate the increasing effect of non-protein nitrogen (NPN) in supplements and maturation times in the physical-chemical characteristics of crossbreed 1/2 Angus × 1/2 Nellore. We used 108 longissimus dorsi muscle steaks, taken from 36 cattle 1/2 Angus × 1/2 Nellore, approximately 20 months old, in a completely randomized experimental design and factorial scheme, with twelve treatments, nine replicates and one steak per experimental unit. The treatments consisted of the combination of four diets: t₁: control diet without supplementation (WS), with exclusive offer of *Brachiaria brizantha* cv pasture. *Xaraés*; t₂: diet with 5.0% NPN (low NPN); t₃: diet with 13.1% NPN (medium NPN) and t₄: diet with 24.0% NPN (high NPN) in the supplement, and three maturation times (MT) of meat (3rd, 9th and 16th day). All animals received mineral supplementation *ad libitum*. The characteristics evaluated were color of the steaks, expressed by Luminosity (L**), red content (a**) and intensity of yellow (b**), pH, temperature of meat samples (TEMP), initial weight of meat samples without pre-cooking (IW_WPC), final weight of meat samples in post-cooking corrected to 190 g (FW_PCC), cooking water loss (CWL) and shear force (SF). There was no effect ($p > 0.05$) of interaction between diets and TM on L**, a**, b**, pH and SF of meat. On the third day of maturation, cattle fed pasture (21.57 °C) and diet with high NPN supplementation (19.62 °C) presented the highest average TEMP of the steaks. Regardless of MT, animals fed pasture had the lowest CWL average (5.92%) and harder meat (3.32 kgf/cm³) than cattle that received a diet with medium NPN concentration (2.62 kgf/cm³). Cattle that received diets with low NPN supplementation presented meats with higher red pigmentation (a** = 17.73) than the red meat content of the other animals, with higher ($p < 0.05$) degree of clarity (L**) than beef from pasture-fed cattle, besides presenting heavier steaks ($p < 0.05$) than those fed pasture and diet containing high NPN supplementation. Regardless of NNP classes, maturation from the 9th day of storage is effective to increase the softness of beef in cattle. Cattle that consume diets with low and medium non-protein nitrogen supplementation from urea and ammonium sulfate present steaks with better conditions of red color intensity and softness, respectively.

Keywords: beef cattle, meat coloring, softness, urea

4.1 Introdução

O consumo de carne é afetado por fatores econômicos (preço do produto), relacionados à saúde e alimentação (certificação de alimentos) e socioculturais, como praticidade, religião, conveniência, educação e profissão dos consumidores (BRUHN et al., 2015).

Como a necessidade de proteína de origem animal é de âmbito mundial, o uso de proteína na alimentação animal tem se tornado cada vez mais importante a fim de dispor de animais mais jovens ao abate, para obtenção de carnes com qualidade mais elevadas.

Contudo, o milho moído e o farelo de soja têm sido frequentemente utilizados e são considerados os principais suplementos para bovinos de corte no Brasil (GUIMARÃES et al., 2015). Além desses, a ureia tem sido utilizada como fonte de compostos nitrogenados não proteicos (NNP), em que seu uso permite aos microrganismos ruminais converterem o NNP em proteína de elevado valor biológico (SANTOS; MENDONÇA 2011).

A utilização de suplementos permite corrigir deficiências específicas de nutrientes na forragem, visando a maximizar a utilização do nitrogênio pelos microrganismos ruminais e potencializar o ganho de peso. A melhora na qualidade da carcaça e da carne, e o encurtamento da fase de terminação são outros benefícios (REIS et al., 2012), e ainda pode contribuir para que a inconsistência na maciez não seja um dos principais problemas enfrentados pela indústria da carne (LAGE et al., 2009).

De outro modo, a maturação pode contribuir para a melhora da maciez da carne bovina, desde que realizada de forma adequada e no tempo de maturação correto, para que não haja danos ao produto (MAZZUCHETTI e BATALHA, 2004).

Este trabalho tem por objetivo a avaliação do efeito da inclusão crescente de nitrogênio não proteico no suplemento e de tempos de maturação sobre características físico-químicas do músculo *Longissimus dorsi* de novilhos cruzados $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore.

4.2 Material e métodos

4.2.1 Local e clima do experimento

O experimento foi conduzido no setor de bovinocultura de corte da fazenda experimental Antônio Carlos dos Santos Pessoa, pertencente à Universidade Estadual do

Oeste do Paraná (UNIOESTE), localizada no município de Entre Rios do Oeste, PR, Brasil (24°40'34''S e 54°16'39''O) com altitude média de 261 m. O clima é quente e temperado, classificado como Cfa segundo a escala de Koppen e Geiger (ALVARES et al., 2013).

4.2.2 Protocolo experimental no uso de animais

O protocolo experimental nº 13/17 foi aprovado pelo Comitê de Ética no Uso de Animais (CEUA) da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE).

4.2.3 Delineamento experimental e tratamentos

Foram utilizados 108 bifes retirados de 36 bovinos $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore, não castrados, com aproximadamente 20 meses de idade e com peso corporal médio no final do embarque de 496,46 (20,28 kg), em delineamento experimental inteiramente ao acaso, em esquema fatorial, com doze tratamentos, nove repetições e um bife por unidade experimental.

Os tratamentos foram constituídos por quatro dietas experimentais: t₁: tratamento controle negativo, constituído por oferta exclusiva de pasto (P) de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés*, sem uso de suplementação. As demais dietas foram constituídas, na base da matéria natural, por três concentrações de NNP no suplemento, proveniente de ureia e sulfato de amônio, a fim de elevar para aproximadamente 13,5% de PB dietética, sendo compostas por: t₂: dieta com P e de baixa suplementação (5,0%) de NNP (baixo NNP); t₃: dieta com P e suplementada com média concentração (13,1%) de NNP (médio NNP) e t₄: dieta com P e de alta suplementação (24,0%) de NNP (alto NNP). A composição dos suplementos foi constituída por pasto (P) milho (M), ureia (U) e sulfato de amônio granulado (SA).

4.2.4 Dietas experimentais

As dietas experimentais foram formuladas de acordo com as composições químicas dos ingredientes apresentadas nas Tabelas Brasileiras de Composição de Alimentos para

Ruminantes (CQBAL 4.0) e adequada às exigências nutricionais para bovinos de corte (VALADARES FILHO et al., 2018).

Os níveis nutricionais do milho, farelo de soja e pasto de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés* encontrados na CQBAL 4.0 e que foram utilizados para cálculo da composição percentual e química dos suplementos e dietas foram: milho (9% de proteína bruta (PB) na MS e 18% NNP na PB), farelo de soja (48,9% PB na MS e 16% NNP na PB) e pastagem de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés* (24,5% de NNP) (VALADARES FILHO et al., 2018).

A composição percentual dos ingredientes nos suplementos de acordo com as dietas foi: t₁: dieta à base de pasto: 100,00% de pasto e 0% de milho (M), farelo de soja (FS) e ureia (U) + sulfato de amônio (SA); t₂: dieta com baixa suplementação de nitrogênio não proteico (NNP): 45,67% de M + 54,33% de FS + 0 % de U e SA; t₃: dieta com média suplementação de NNP: 66,24% de M + 30,10% de FS + 3,66% de U e AS; e t₄: dieta com alta suplementação de NNP: 91,50% de M + 0% de FS + 8,5% de U e AS.

A composição calculada de PB e NNP utilizada nos suplementos e nas dietas experimentais, em % da matéria seca (MS) foi: t₁: dieta à base de pasto: 9,0% de PB e 2,21% de NNP no suplemento e 9% de PB na dieta; t₂: 30,7% de PB e 5,0% de NNP no suplemento e 13,29% de PB na dieta; t₃: 30,4% de PB e 13,1% de NNP no suplemento e 13,39% de PB na dieta e t₄: 30,8% de PB e 24,0% de NNP no suplemento e 13,58% de PB na dieta.

Todas as dietas experimentais continham uma mistura mineral, cujas quantidades/kg de produto comercial foram: Ca: 215 g, Na: 75g, P: 65 g, Mg: 12 g, S: 10 g, Zn: 1.900 mg, Fe: 1.700 mg, Cu: 800 mg, F: 650 mg, Mn: 425 mg, I: 65 mg, Co: 45 mg e Se: 35 mg.

Os animais foram submetidos a 14 dias de adaptação às dietas experimentais. A quantidade de suplemento (concentrado) ofertado e consumido por animal ao dia foi definida em 0,6% do peso corporal, sendo reajustada a cada 28 dias, com base no consumo diário por animal, em função do peso corporal. A suplementação foi fornecida diariamente às 10:00h, no decorrer de três períodos experimentais de 28 dias, totalizando 84 dias. Todos os animais receberam sal e água *ad libitum*.

4.2.5 Abate dos animais e retirada dos bifos

Após o transporte e abate, as carcaças foram resfriadas por 24 horas a 4 °C. Em seguida, foram retiradas das meias-carcaças esquerdas amostras do músculo *Longissimus dorsi* (LD), na região entre a 12^a e 13^a costelas.

As amostras foram identificadas, embaladas, pesadas em sacos plásticos e transferidas para caixa de isopor contendo gelo com capacidade de 100 litros, para posteriores análises no Laboratório de Alimentos na Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). Para minimizar variações, as mensurações foram realizadas no mesmo ponto do músculo, em todos os animais, e o manejo pré e pós-abate foram padronizados.

Após a retirada do músculo do osso, foi removido o excesso de gordura que se sobrepunha sobre a carne e foram retiradas de cada músculo, três réplicas no formato da peça original, com espessura de uma polegada (2,54 cm), com auxílio de uma régua. O corte das réplicas seguiu o sentido paralelo das fibras musculares (WHEELER et al., 1995).

As réplicas foram embaladas a vácuo em sacos plásticos, identificadas individualmente de acordo com o respectivo tempo de maturação e levadas à unidade de processamento da Cooperativa Agroindustrial Copagril (COPAGRIL) para a retirada do vácuo, com auxílio de uma máquina seladora Willvac, modelo WV 9500, equipada de quatro bicos de sucção e uma barra de selagem de 112 cm, o que proporcionou embalar quatro unidades simultaneamente.

4.2.6 Características avaliadas

4.2.6.1 Peso inicial dos bifos sem o pré-cozimento (PI_SCZ) e peso final dos bifos no pós-cozimento (PF_PCZ).

O PI_SCZ e o PF_PCZ, expressos em gramas (g), foram mensurados em balança semianalítica modelo SHIMADZU, série UX-4200H, com capacidade de 4200 g e precisão de 0,01g. O PF_PCZ foi corrigido para um bife de 190 g, por meio da equação $PF_PCZ_C = (PF_PCZ \times 190) \div PI_SCZ$. A correção para um bife de 190 g se baseou no valor médio estimado do PI_SCZ obtido na amostra experimental.

4.2.6.2 Temperatura e pH dos bifos

A mensuração da temperatura (TEMP) (°C) e do pH foi realizada no 3º, 9º e 16º dias de maturação, na abertura das embalagens com os bifos retirados do músculo *Longissimus dorsi* (LD), entre a 12ª e a 13ª costela da meia carcaça esquerda, utilizando-se um aparelho específico para mensuração simultânea de TEMP e pH. As amostras (bifos) foram retiradas

da geladeira e permaneceram por 20 minutos na bancada do laboratório, sob temperatura ambiente, para readquirirem sua cor normal, após ser removido o vácuo pela abertura dos sacos plásticos. Em seguida foi feita a inserção do eletrodo e posteriores aferições.

Antes do pré-cozimento, a mensuração do pH e TEMP das amostras de carne foi realizada com auxílio de potenciômetro digital portátil com eletrodo de inserção e resolução de 0,01 unidade de pH. Antes e após a utilização do medidor de pH, foi realizada uma limpeza e uma calibração com soluções de pH = 4 e pH = 7. Duas leituras de pH e temperatura foram obtidas para cada bife, em cada tempo de maturação, com utilização do valor médio para representar os dados.

4.2.6.3 Cor da carne

A coloração dos bifos coletadas no músculo LD no *post-mortem* foi avaliada pelo sistema de cor Cielab, utilizando-se de colorímetro portátil CR-400 (Konica Minolta). Os parâmetros avaliados foram a luminosidade (L^{**}), que expressa o gradiente de cor entre o nível de escuro a claro, em que os valores de percepção visual variam de 0 (negro) a 100 (branco); o parâmetro a^{**} , que representa o gradiente de intensidade de cor vermelha para a cor verde, em que os valores positivos correspondem à cor vermelha e os negativos, à cor verde; e o parâmetro b^{**} , que traduz a diferença de cor de intensidade amarela para o azul, em que os valores positivos correspondem ao amarelo e os negativos, ao azul. A calibração do equipamento foi realizada utilizando-se placa branca como padrão ($L^{**} = 93,9$; $a^{**} = -0,8$ e $b^{**} = 1,2$), sendo realizadas três leituras por amostra, para obtenção do valor médio.

4.2.6.4 Perda de água por cocção (PAC)

Após abertura das embalagens a vácuo, foi retirado o excesso de água com lenço de papel e mensurado o peso (g) dos bifos maturados e refrigerados em balança semianalítica modelo SHIMADZU, série UX-4200H, com capacidade de 4200 g e precisão de 0,01 g.

A PAC foi obtida pela diferença de peso entre a amostra refrigerada e a amostra obtida após o pré-cozimento, realizado em Grill da marca Vicini Di Casa com capacidade de temperatura de até 225 °C. Antes da cocção a bandeja do grill foi forrada com papel alumínio

com pequenos furos para o escoamento do líquido exsudado do bife. A seguir, o Grill foi previamente aquecido a 100 °C, a temperatura mantida durante toda a cocção.

A temperatura interna dos bifes foi mensurada com o auxílio de um termômetro de perfuração modelo tp101, culinário, digital e para medição de altas temperaturas, que foi inserido na região central dos bifes. Ao atingirem a temperatura interna de 40 °C as amostras (bifes) foram viradas e mantidas no Grill até atingirem a temperatura interna de 71 °C (BRIDI e SILVA, 2006). Em seguida, os bifes foram retirados do Grill no pré-cozimento, esfriados em temperatura ambiente, embalados novamente com filmes plásticos, acondicionados em bandejas de isopor e refrigerados em estufa por 24 horas a 4 °C. Logo após esse tempo de resfriamento, foram retirados, secos com papel toalha e mensurados quanto ao peso final.

4.2.6.5 Força de cisalhamento

A força de cisalhamento (FC) (kgf/cm^3) foi mensurada com o auxílio de um texturômetro (Brookfield CT3 Texture Analyzer, acoplado com a probe TA 3/100, fixture TA – SBA) com lâmina V de 1 mm de espessura, calibrado com uma velocidade de teste de subida e descida da lâmina de 200 mm/min, deformação de 20 mm e força de 5 kg. Foram retirados pelo menos seis cilindros de carne de 1,27 cm de diâmetro de cada amostra, com as fibras musculares orientadas longitudinalmente (AMSA, 2015). Cada cilindro foi cortado uma única vez e o resultado foi baseado na média das réplicas.

4.2.7 Procedimentos estatísticos

Inicialmente, foi verificada, por meio de análise de variância (ANOVA), a não influência ($p > 0,05$) dos tratamentos sobre a diferença de dias para o abate dos bovinos (DIF_AB), para a indicação matemática da DIF_AB como covariável e correção dos valores de médias observadas das características (BANZATTO; KRONKA, 2013).

Em seguida, foi procedida uma ANOVA e, em sequência, uma análise de covariância (ANCOVA) com betas homogêneos, para verificação ou não do efeito de DIF_AB sobre as características, e uma ANCOVA com inclusão dos efeitos de interação DIF_AB*D e de DIF_AB, para verificação da homogeneidade dos betas, ambas utilizando-se do procedimento

GLM do software SAS® *University Edition* (SAS, 2020).

O modelo estatístico de ANCOVA homogênea foi descrito por $Y_{ijk} = m + D_i + TM_j + D*TM_{ij} + \beta(X_{ijk} - \bar{X}_{...}) + \varepsilon_{ijk}$, em que: Y_{ijk} = observação da variável dependente em cada parcela, medida no i-ésima classe de dieta, no j-ésimo nível de tempo de maturação e na k-ésima repetição; m = efeito da média geral; D_i = efeito das classes de dieta, para $i = (1, 2, 3 \text{ e } 4)$; TM_j = efeito dos níveis de tempo de maturação, para $j = (1, 2 \text{ e } 3)$; $D*TM_{ij}$ = efeito de interação entre as classes de dieta e os níveis de tempo de maturação; β = coeficiente de regressão de Y sobre X ; X_{ijk} = observação da covariável (DIF_AB) em cada parcela, medida na i-ésima classe de dieta e na k-ésima repetição; $\bar{X}_{...}$ = média geral para a covariável X ; ε_{ijk} = erros aleatórios das parcelas associados à classe i , ao nível j e à repetição k , independentes, homocedásticos e com distribuição normal.

A não detecção de significância ($p > 0,05$) de DIF_AB na ANCOVA homogênea e de DIF_AB*D na ANCOVA subsequente resultou na utilização da ANOVA como a análise inicial adotada para a verificação dos efeitos das classes de D , dos níveis de TM e da interação entre D e TM sobre uma característica, adotando-se o modelo estatístico descrito anteriormente, sem a inclusão do efeito de covariável.

A utilização de um modelo de ANCOVA requer a realização do teste de homogeneidade dos coeficientes de regressão linear de 1º grau (betas), um pré-requisito para sua utilização, em que se verificou se as inclinações das retas de regressão para as quatro dietas foram equivalentes. Este procedimento foi realizado ajustando-se um modelo de ANCOVA com efeitos das classes de dieta (D), dos níveis de tempo de maturação (TM), da interação entre as classes de D e de TM e adicionando-se o termo de interação entre a covariável DIF_AB e as classes de dieta (DIF_AB*D). A homogeneidade dos quatro coeficientes de regressão é detectada quando não se rejeita a hipótese de nulidade conjunta $H_0: \beta_{D1} = \beta_{D2} = \beta_{D3} = \beta_{D4}$, ao se aplicar o teste F .

Para as características em que houve heterogeneidade dos betas, o efeito significativo da interação DIF_AB*D indicou a necessidade de se retirar do resíduo da ANCOVA a variação entre grupos de dietas que apresentaram diferença ($p \leq 0,05$) entre os valores de coeficiente de regressão. Essa modelagem ocorreu, inicialmente, por meio da estimação dos betas dos valores de Y em função dos valores de X (DIF_AB), considerando as repetições de cada dieta, e do estabelecimento de contrastes ortogonais entre grupos de dietas, com base nas estimativas dos coeficientes de regressão que apresentaram maiores magnitudes de diferenças numéricas, observando-se inclusive a direção (sinal positivo ou negativo), ao se regredirem os valores da variável resposta em função dos valores da covariável. Coeficientes de regressão

com sinais diferentes ou coeficientes com mesmo sinal e que apresentam distância numérica importante podem ser indicativos de formação de grupos distintos de dietas.

Sequencialmente em relação à modelagem da heterogeneidade dos betas, visando a comparar inclinações associadas aos contrastes pré-estabelecidos entre os grupos de dietas, foi procedida a aplicação de teste t parcial para o efeito de interação entre DIF_AB*D. A detecção de significância ($p \leq 0,05$) para um contraste entre grupos de dietas, ao se aplicar o teste t para o efeito de DIF_AB*D, indicou a necessidade de se modelar a variação entre diferentes coeficientes de regressão para os respectivos grupos de dietas, e representou as diferenças de magnitude e de sinal das estimativas dos betas para cada grupo de dieta formado. Para um total de quatro dietas, houve a possibilidade de formação de duas a quatro *dummies* de dieta (DD), associadas ao respectivo grupo de dieta. A formação dos contrastes ocorreu pela atribuição de coeficientes para cada dieta, de modo que sua soma foi nula.

Após a detecção das variações significativas relacionadas às diferenças entre betas para dietas distintas, incluíram-se, no modelo de ANCOVA heterogênea, componentes relacionados às interações entre covariável e DD (DIF_AB*DD), em substituição à interação DIF_AB*D. A codificação das DD ocorreu de acordo com as significâncias dos contrastes estabelecidos anteriormente e sua formação se deu por meio da atribuição de valores binários (0 e 1) para os grupos de dietas homogêneas. O valor zero para uma DD representou a codificação para um grupo de tratamentos e o valor um, para o outro grupo de tratamentos.

Após a formação das variáveis indicadoras, representadas pelas interações entre a covariável e uma “*dummy*” de dieta (DIF_AB*DD₁, DIF_AB*DD₂ e DIF_AB*DD₃), foram ajustados os modelos definitivos de ANCOVA com betas heterogêneos, com a inclusão dos efeitos aditivos de dieta (D), tempo de maturação (TM), interação TM*D e das interações entre DIF_AB*DD, sem inclusão do efeito isolado de DIF_AB. Apenas as interações entre DIF_AB*DD que foram significativas ($p \leq 0,05$) foram mantidas nos modelos definitivos, para estimação dos betas para cada grupo homogêneo de dieta, das médias de quadrados mínimos (*lsmeans*) e posterior comparação das *lsmeans*, ajustadas para a DIF_AB*DD, de acordo com a significância de D, TM e D*TM na ANCOVA heterogênea.

A significância ($p \leq 0,05$) para ao menos um componente de interação DIF_AB*DD indicou a adequabilidade do modelo de ANCOVA com betas heterogêneos e o aumento da precisão experimental, com menores valores de coeficiente de variação em relação à ANOVA e ANCOVA com betas homogêneos.

Após o ajuste definitivo dos modelos de ANCOVA heterogênea, a normalidade dos erros experimentais e a homogeneidade de variâncias dos erros experimentais entre os

tratamentos para as diversas características foram avaliadas utilizando-se dos testes de Shapiro-Wilk e de Levene, respectivamente.

Para as características que apresentaram heterogeneidade de variâncias, os dados foram analisados por meio de modelos de ANCOVA heterogênea mista, com efeitos fixos aditivos de dieta (D), tempo de maturação (TM), interação entre D*TM e interação entre DIF_AB*DD, além do erro aleatório. O método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML) foi utilizado para obtenção das estimativas dos parâmetros dos modelos.

Os componentes distintos de variâncias residuais foram modelados utilizando-se a opção “GROUP” do comando “REPEATED”, utilizando-se do procedimento MIXED do software SAS® *University Edition* (SAS, 2020). A heterogeneidade das variâncias residuais entre classes de D, entre níveis de TM e entre classes de D versus níveis de TM, que corresponderam a quatro, três e doze componentes de variância residual, respectivamente, foi verificada por meio do teste de razão de verossimilhança em relação a um modelo nulo. Os critérios para escolha do número homogêneo de componentes de variância foram baseados na significância ($p \leq 0,05$) do teste de razão de verossimilhança em conjunto com o menor valor de critério de informação de Akaike (AIC) associado ao modelo ajustado.

Para características modeladas pela ANOVA e ANCOVA heterogênea, o efeito de interação D*TM, D e TM foi verificado na ANOVA ou ANCOVA inicial, por meio do teste F. Se constatada significância ($p \leq 0,05$) para D*TM, os efeitos hierárquicos das classes de D, dado TM (D/TM), e dos níveis de TM, dado D (TM/D), foram verificados por meio do teste F na ANOVA ou ANCOVA intermediária, utilizando-se do comando “LSMEANS”, seguido dos argumentos “TM*D/SLICE = TM” e “TM*D/SLICE = D” do procedimento GLM do software SAS® *University Edition* (SAS, 2020).

Constatada significância para os efeitos de D/TM e de D na análise inicial, as médias de D, dada cada classe de TM (D/TM), e as médias das classes de D independente de TM, para o efeito isolado de dieta, foram comparadas por meio do teste t para a diferença entre médias de quadrados mínimos (*lsmeans*).

Constatada o efeito de TM/D e TM na análise inicial, as médias entre níveis de TM hierarquizadas em cada classe de D (TM/pasto, TM/baixo NNP, TM/médio NNP, TM/alto NNP), e as médias de TM, independente de D, foram comparadas por meio do teste F, após desdobramento dos graus de liberdade e das somas de quadrados das fontes de variação TM/pasto, TM/baixo NNP, TM/médio NNP, TM/alto NNP e D em três grupos ortogonais de contrastes ortogonais (BANZATTO; KRONKA, 2013).

Para o efeito isolado de TM, os grupos ortogonais de contrastes ortogonais foram

descritos por: Grupo 1: $C_1 = 2mTM_3 - mTM_9 - mTM_{16}$ e $C_2 = mTM_9 - mTM_{16}$; Grupo 2: $C_3 = 2mTM_9 - mTM_3 - mTM_{16}$ e $C_4 = mTM_3 - mTM_{16}$; Grupo 3: $C_5 = 2mTM_{16} - mTM_3 - mTM_9$ e $C_6 = mTM_3 - mTM_9$. Os contrastes de interesse foram o C_2 , C_4 e C_6 . Os mesmos grupos ortogonais de contrastes ortogonais foram aplicados na comparação de *lsmeans* associadas aos efeitos de TM/pasto, TM/baixo NNP, TM/médio NNP e TM/alto NNP.

Para características modeladas pela ANCOVA heterogênea mista, o efeito da interação D*TM foi verificado por meio do teste F, na análise do tipo III. Em razão da modelagem ser realizada pelo método REML de estimação dos parâmetros, não foi possível realizar os desdobramentos de somas de quadrados e graus de liberdade relacionados aos efeitos hierárquicos de D/TM e TM/D, decorrentes de interação D*TM significativa ($p \leq 0,05$). Nestes casos, a comparação das médias estimadas de quadrados mínimos (*lsmeans*), referente aos efeitos hierárquicos e aos efeitos isolados de D e TM, foi realizada por meio do teste t para a diferença entre *lsmeans*.

O nível de significância (α) de 0,05 foi adotado em todos os testes de hipóteses. As análises foram efetuadas utilizando-se os *softwares R Core Team* (2019) e *SAS® University Edition* (SAS, 2020).

4.3 Resultados e discussão

Não houve efeito ($p = 0,2770$) dos tratamentos (GL = 11) sobre a diferença de dias para o abate dos bovinos (DIF_AB). Este resultado indicou que houve independência entre a DIF_AB e os tratamentos, ou seja, a DIF_AB pode ser utilizada como covariável para correção das características (BANZATTO; KRONKA, 2013).

Não houve efeito da covariável DIF_AB sobre a força de cisalhamento (FC; $p = 0,4802$) e no peso inicial dos bifes sem o pré-cozimento (PI_SCZ; $p = 0,0756$). Para a FC, foi procedida uma análise de variância (ANOVA) para verificação dos efeitos de dieta (D), tempo de maturação (TM) e de interação D*TM, não havendo a necessidade de corrigir os valores médios observados da FC considerando os valores de DIF_AB.

Ao se proceder a análise de covariância (ANCOVA) observou-se efeito isolado de DIF_AB sobre a L** ($p < 0,0001$), a** ($p < 0,0001$), b** ($p < 0,0001$), PF_PCZ_C ($p < 0,0001$), PAC ($p < 0,0001$), pH ($p = 0,0003$) e TEMP ($p = 0,0208$). Para estas características, as médias observadas foram corrigidas por valores associados à covariável DIF_AB.

Em passo subsequente na análise, observou-se efeito da interação DIF_AB*D na

ANCOVA, indicando que houve heterogeneidade dos coeficientes de regressão, considerando as repetições de cada dieta, para as características L^{**} ($p = 0,0001$); a^{**} ($p = 0,0311$); b^{**} ($p = 0,0198$); PI_SCZ ($p = 0,0015$); pH ($p = 0,0021$); $TEMP$ ($p = 0,0291$); PF_PCZ_C ($p = 0,0009$) e PAC ($p = 0,0010$). Esses resultados indicaram a necessidade de se modelar a variação entre coeficientes de regressão distintos associados a grupos específicos de dieta.

Para o PI_SCZ , a ausência de efeito isolado de DIF_AB , observado no teste da covariável ($H_0: \beta_{YX} = 0$), não impediu que houvesse significância ($p = 0,0015$) para a hipótese do paralelismo das retas de PI_SCZ sobre DIF_AB , considerando as repetições de cada dieta ($H_0: \beta_{D1} = \beta_{D2} = \beta_{D3} = \beta_{D4}$), possivelmente pelo valor de probabilidade de significância ($p = 0,0756$) estar próximo do nível de significância adotado ($\alpha = 0,05$), caracterizando a ocorrência de erro beta, ou seja, a probabilidade de se aceitar a H_0 sendo esta falsa, e indicando a existência de variação entre coeficientes de regressão distintos associados a grupos de dieta.

Em relação ao parâmetro L^{**} , houve efeito de interação entre DIF_AB*D para o contraste $C_1: b_1 + b_2 - b_3 - b_4$ ($p = 0,0007$), indicando que o contraste formado pelo grupo pasto (P ; b_1) e alta suplementação (b_2) de NNP diferiu do grupo formado pelas classes baixa (b_3) e média (b_4) suplementação de NNP. Houve efeito para o $C_2: b_1 - b_2$ ($p = 0,0309$), mas nenhum efeito ($p = 0,9508$) foi constatado para o $C_3: b_3 - b_4$ sobre a L^{**} . O C_2 representou o contraste entre os coeficientes de regressão associados às classes P e alto NNP, e sua significância indica que o resultado da comparação das médias para estas classes de dieta dependerá do valor especificado no teste para a DIF_AB . O C_3 representou a comparação entre os betas associados às classes baixa e média suplementação de NNP.

As significâncias para C_1 e C_2 sugeriram que houve a utilização de três *dummies* de dieta para modelar a variação entre coeficientes de regressão para L^{**} . A *dummy* de dieta 1 (DD_1) foi representada pela atribuição do valor um para as classes baixa e média suplementação de NNP, e do valor zero para P e alto NNP. A DD_2 foi codificada pela atribuição do valor um para a classe alto NNP e zero para P , baixo e médio NNP. A DD_3 foi codificada pela atribuição do valor um para P e zero para as demais classes de dieta.

Ao ajustar um modelo de ANCOVA heterogênea contendo os efeitos do fatorial, DIF_AB*DD_1 , DIF_AB*DD_2 e DIF_AB*DD_3 , observou-se que, dentre esses três últimos componentes, houve efeito ($p < 0,0001$) apenas de DIF_AB*DD_3 sobre a L^{**} . Assim, a correção das médias observadas de L^{**} , para todas as classes de dieta, levou em consideração a estimativa específica para o coeficiente de regressão associado à classe “pasto”, que foi de $b_{YX} = 0,1252$. Para as outras classes de dieta, em razão da não significância dos componentes

de interação DIF_AB*DD₁ e DIF_AB*DD₂, as correções para cômputo dos valores de *lsmeans* não levaram em conta as estimativas dos betas para alto NNP ($b_{YX} = 0,0517$) e baixo = médio NNP ($b_{YX} = -0,0210$).

Deve-se mencionar que a L**, modelada pela ANCOVA heterogênea e com significância ($p < 0,0001$) para DIF_AB*DD₃, os valores de b_{YX} de L** sobre X (DIF_AB*DD₃) foram utilizados para ajustar as médias observadas dos tratamentos por meio da expressão $\hat{m}_{ij}^* = \bar{Y}_{ij} - \hat{b}_i(\bar{X}_{ij} - \bar{X})$, em que \hat{m}_{ij}^* = média ajustada de L** para o ij-ésimo tratamento; \bar{Y}_{ij} = média não ajustada de L** do ij-ésimo tratamento; \hat{b}_i = coeficiente de regressão linear associado à classe “pasto” de dieta ($b_{YX} = 0,1252$); \bar{X}_{ij} = média de X (DIF_AB*DD₃) do ij-ésimo tratamento e $\bar{X} = 10,28$ = média geral para a covariável X (DIF_AB*DD₃) (BANZATTO; KRONKA, 2013).

O efeito significativo ($p = 0,0311$) da interação DIF_AB*D na ANCOVA indicou que houve heterogeneidade dos coeficientes de regressão para o parâmetro a**. As estimativas dos coeficientes de regressão (b_{YX}) associados às classes de dieta, considerando as repetições de cada dieta, foram de 0,0814 (pasto), 0,0098 (baixo NNP), 0,0482 (médio NNP) e 0,0630 (alto NNP). Não houve efeito de DIF_AB*D para os contrastes C₂: $b_2 + b_4 - 2b_1$ ($p = 0,1009$; médio e alto NNP x pasto) e C₃: $b_2 - b_4$ ($p = 0,5424$; alto x médio NNP), no entanto, houve efeito ($p = 0,0317$) para o contraste C₁: $b_1 + b_2 + b_4 - 3b_3$, indicando que as classes pasto (b_1), médio (b_4) e alto (b_2) NNP formaram um grupo homogêneo quanto à estimativa de beta.

Com base nos resultados sobre os contrastes, foram criadas duas variáveis indicadoras para modelar a heterogeneidade dos betas. A *dummy* de dieta 1 (DD₁) foi codificada com o valor um para as dietas “pasto”, médio e alto NNP e o valor zero para a dieta com baixo NNP. A DD₂ foi codificada com o valor um para a dieta com baixo NNP e o valor zero para as dietas “pasto”, médio e alto NNP. Ao se ajustar um modelo com os efeitos do fatorial, de DIF_AB*DD₁ e DIF_AB*DD₂, observou-se que a DIF_AB*DD₁ foi significativa ($p < 0,0001$), mas não houve efeito ($p = 0,6789$) de DIF_AB*DD₂ sobre a**. A estimativa única do coeficiente angular para as classes “pasto”, médio e alto NNP, utilizada para corrigir todas as médias observadas de a**, inclusive para a dieta com baixo NNP, foi de $b_{YX} = 0,0715$. A estimativa de 0,0098, relacionada à classe “baixo NNP”, não foi utilizada para corrigir as médias observadas do parâmetro a**, pois DIF_AB*DD₂ foi retirada do modelo.

Após se observar a heterogeneidade dos coeficientes de regressão para o parâmetro b** na ANCOVA, as estimativas dos coeficientes de regressão (b_{YX}) associados às classes de dieta, considerando as repetições de cada dieta, foram de 0,0626 (pasto), 0,0660 (alto NNP),

0,0174 (baixo NNP) e 0,0231 (médio NNP). Com base nessas estimativas, verificou-se que não houve efeito de DIF_AB*D para os contrastes C₂: $b_1 - b_2$ ($p = 0,8269$) e C₃: $b_3 - b_4$ ($p = 0,8110$), no entanto, houve significância ($p = 0,0024$) para o contraste C₁: $b_1 + b_2 - b_3 - b_4$, indicando que as classes pasto e alto NNP, e baixo e médio NNP formaram dois grupos homogêneos quanto às estimativas dos betas, ou seja, um único valor de coeficiente angular para pasto e alto NNP, e outra estimativa única para dietas com baixa e média suplementação de NNP. Tais estimativas devem ser utilizadas para corrigir as médias observadas de b^{**} .

Com base nos resultados sobre os contrastes, foi ajustado um modelo de ANCOVA com os efeitos do fatorial, de DIF_AB*DD₁, em que a codificação para DD₁ foi pasto = alto NNP = 1 e baixo = médio NNP = 0, e DIF_AB*DD₂, cuja codificação para DD₂ foi inversa à apresentada para DD₁. Observou-se efeito de DIF_AB*DD₁ ($p < 0,0001$), mas não houve efeito ($p = 0,0677$) de DIF_AB*DD₂ sobre o parâmetro b^{**} . A estimativa única de beta para as classes “pasto” e alta suplementação de NNP foi de $b_{YX} = 0,0635$. A estimativa de 0,0209, relacionada às classes baixo e médio NNP, não foi utilizada para corrigir as médias observadas de b^{**} , pois DIF_AB*DD₂ foi retirada do modelo.

Para a PI_SCZ, as estimativas dos coeficientes de regressão (b_{YX}) associados à cada classe de dieta foram de -0,5130 (médio NNP), -0,4443 (pasto), 0,4155 (baixo NNP) e 0,4548 (alto NNP). Verificou-se que não houve efeito de DIF_AB*D para os contrastes C₂: $b_1 - b_4$ ($p = 0,8102$) e C₃: $b_2 - b_3$ ($p = 0,9208$), no entanto, houve significância ($p = 0,0003$) para o contraste C₁: $b_1 + b_4 - b_2 - b_3$, indicando que as classes “pasto e médio NNP”, e “baixo e alto NNP” foram homogêneas quanto às estimativas dos betas.

No ajuste do modelo de ANCOVA com os efeitos do fatorial, de DIF_AB*DD₁, cujo código para DD₁ foi pasto = médio NNP = 1 e baixo = alto NNP = 0, e DIF_AB*DD₂ (DD₂: código inverso de DD₁), observou-se efeito de DIF_AB*DD₁ ($p = 0,0002$) e de DIF_AB*DD₂ ($p = 0,0176$) sobre o PI_SCZ. As estimativas únicas de b_{YX} para as classes “pasto e médio NNP” (-0,4599), e “baixo e alto NNP” (0,4420) foram utilizadas para corrigir as médias observadas de PI_SCZ.

As estimativas dos coeficientes de regressão (b_{YX}) da PF_PCZ_C em função dos valores de DIF_AB foram de 0,0657 (pasto), 0,1310 (médio NNP), 0,3103 (baixo NNP) e 0,4603 (alto NNP). Não houve efeito de DIF_AB*D sobre os contrastes C₂: $b_1 - b_4$ ($p = 0,5440$) e C₃: $b_2 - b_3$ ($p = 0,3046$), mas houve significância ($p = 0,0021$) para o contraste C₁: $b_1 + b_4 - b_2 - b_3$, mostrando que as classes “pasto” e médio NNP, e baixo e alto NNP formaram grupos homogêneos quanto às estimativas dos betas.

Não houve efeito ($p = 0,0733$) de DIF_AB*DD₁ (DD₁: pasto = médio NNP = 1, e baixo

= alto NNP = 0), mas houve efeito ($p < 0,0001$) de DIF_AB*DD_2 (DD_2 : baixo = alto NNP = 1 e pasto = médio NNP = 0) sobre a PF_PCZ_C . Retirando-se a DIF_AB*DD_1 do modelo e reprocessando a análise com os efeitos do fatorial e de DIF_AB*DD_2 ($p < 0,0001$), foi obtida a estimativa única de b_{YX} para as classes baixo e alto NNP (0,4115), que foi utilizada para corrigir todas as médias observadas de PF_PCZ_C .

As estimativas dos coeficientes de regressão (b_{YX}) da PAC em função dos valores de DIF_AB foram de -0,0349 (pasto), -0,0689 (médio NNP), -0,1633 (baixo NNP) e -0,2423 (alto NNP). Não houve efeito de DIF_AB*D sobre os contrastes C_2 : $b_1 - b_4$ (pasto x médio NNP; $p = 0,5489$) e C_3 : $b_2 - b_3$ (baixo x médio NNP; $p = 0,3049$), mas houve significância ($p = 0,0021$) para o contraste C_1 : $b_1 + b_4 - b_2 - b_3$, mostrando que as classes “pasto” e médio NNP, e baixa e alta NNP formaram grupos homogêneos quanto às estimativas dos betas.

Não houve efeito ($p = 0,0716$) de DIF_AB*DD_1 (DD_1 : valor um para as classes “pasto e médio NNP” e zero para “baixo e alto NNP”), mas houve efeito ($p < 0,0001$) de DIF_AB*DD_2 (DD_2 : código inverso de DD_1) sobre a PAC. Retirando-se a DIF_AB*DD_1 do modelo e reprocessando a análise com os efeitos do fatorial e de DIF_AB*DD_2 ($p < 0,0001$), foi obtida a estimativa única de b_{YX} para as classes “baixa e alta concentração de NNP” (-0,2166), que foi utilizada para corrigir todas as médias observadas de PAC.

As estimativas dos coeficientes de regressão (b_{YX}) do pH em função dos valores de DIF_AB , para cada classe de dieta, foram de -0,0101 (pasto), -0,0079 (alto NNP), 0,0030 (baixo NNP) e 0,0046 (médio NNP). Não houve efeito de DIF_AB*D sobre os contrastes C_2 : $b_1 - b_2$ ($p = 0,5829$) e C_3 : $b_3 - b_4$ ($p = 0,7861$), mas houve significância ($p = 0,0007$) para o contraste C_1 : $b_1 + b_2 - b_3 - b_4$, mostrando que as classes “pasto” e “alto NNP”, e as dietas com baixo e médio NNP foram homogêneas quanto às estimativas dos betas.

No ajuste de modelo de ANCOVA heterogênea com os efeitos do fatorial, DIF_AB*DD_1 (DD_1 : pasto = alto NNP = 1 e baixo NNP = médio NNP = 0) e DIF_AB*DD_2 (DD_2 : código inverso de DD_1) sobre o pH, foram obtidos $p < 0,0001$ (DIF_AB*DD_1) e $p = 0,1720$ (DIF_AB*DD_2). Retirando-se a DIF_AB*DD_2 do modelo e reprocessando a análise, observou-se a heterogeneidade das variâncias residuais, verificada ao se aplicar o teste de Levene ($p = 0,0117$) (Tabela 1B). Assim, ajustou-se um modelo de ANCOVA heterogênea mista, com os efeitos do fatorial e de DIF_AB*DD_1 ($p < 0,0001$), obtendo-se a estimativa única de b_{YX} para as classes “pasto e alto NNP” (-0,0096), a qual foi utilizada para corrigir as médias observadas de pH, inclusive para as dietas com baixa e média concentração de NNP.

As estimativas dos coeficientes de regressão (b_{YX}) da TEMP em função dos valores de DIF_AB foram de -0,00079 (pasto), 0,0262 (alto NNP), 0,0492 (médio NNP) e 0,0615

(baixo NNP). Não houve efeito de DIF_AB*D sobre os contrastes C₂: $2b_2 - b_3 - b_4$ ($p = 0,2077$) e C₃: $b_3 - b_4$ ($p = 0,6923$), mas houve significância ($p = 0,0038$) para o contraste C₁: $3b_1 - b_2 - b_3 - b_4$, mostrando que as dietas com baixa, média e alta concentração de NNP no suplemento foram homogêneas quanto às estimativas dos betas.

Não houve efeito ($p = 0,9386$) de DIF_AB*DD₁ (DD₁: valor um para a classe “pasto” e zero para as demais dietas), mas houve efeito ($p = 0,0004$) de DIF_AB*DD₂ (DD₂: codificação inversa de DD₁) sobre a TEMP. Retirando-se a DIF_AB*DD₁ do modelo e reprocessando a análise, observou-se a ocorrência de heterogeneidade das variâncias residuais, verificada ao se aplicar o teste de Levene ($p < 0,0001$) (Tabela 1B). Assim, ajustou-se um modelo de ANCOVA heterogênea mista, com os efeitos do fatorial e de DIF_AB*DD₂ ($p < 0,0001$), em que foi obtida a estimativa única de b_{YX} para as dietas com baixa, média e alta suplementação de NNP (0,0424), que foi utilizada para corrigir as médias observadas de TEMP, inclusive para a classe “pasto”.

Ao se aplicar o teste de Shapiro-Wilk, observou-se que as amostras dos erros experimentais de todas as características foram ajustadas pela distribuição normal padrão ($p > 0,05$) (Tabela 1B). Tais resultados indicaram que os desvios de assimetria e curtose dos dados amostrais em relação à curva normal padrão foram não significativos ($p > 0,05$), sendo numericamente aceitáveis, e também mostraram a inexistência de dados discrepantes que pudessem alterar a distribuição amostral dos dados. Vale mencionar que nas amostras dos resíduos *studentizados* dos modelos ajustados, o critério adotado para que um dado tenha sido classificado como discrepante foi de três desvios-padrão, que representa uma probabilidade bastante reduzida deste estar sob a curva normal padrão. Portanto, não houve nenhum resíduo cujo valor tenha sido maior do que três desvios-padrão, para todas as características avaliadas.

Ao se proceder o teste de Levene, considerando os doze tratamentos, verificou-se homogeneidade ($p > 0,05$) das variâncias residuais para L**, a**, b**, PI_SCZ, PF_PCZ_C, PAC e FC (Tabela 1B). Esses resultados mostraram que os dados amostrais dessas características são provenientes de uma mesma população. Sob uma avaliação conjunta envolvendo normalidade residual e homogeneidade das variâncias residuais, pode-se constatar que não há restrições para se proceder a ANOVA para a FC, e a ANCOVA com betas heterogêneos para a L**, a**, b**, PI_SCZ, PF_PCZ_C e PAC, a fim de verificar os efeitos dos fatores incluídos no modelo estatístico.

No entanto, foi observada heterogeneidade ($p < 0,05$) de variâncias residuais nas amostras de pH e TEMP ($p < 0,05$) (Tabela 1B), sugerindo uma análise mais detalhada dos componentes de variância, a fim de se obter valores corretos de probabilidade de significância

para os efeitos fixos incluídos no modelo estatístico.

Ao se proceder a ANCOVA heterogênea mista para pH e TEMP, avaliando-se as variâncias residuais entre classes de dieta (D), entre níveis de TM e entre classes de D versus níveis de TM, observou-se que a análise mais adequada ocorreu pela obtenção de quatro componentes de variância residual. Os resultados do teste de razão de verossimilhança mostraram variâncias residuais heterogêneas significativas entre dietas para pH ($p = 0,0133$; AIC = -54,5) e TEMP ($p = 0,0054$; AIC = -187,9).

As estimativas das variâncias residuais para pH, por classe de dieta, foram: 0,0847 (pasto); 0,0959 (baixo NNP); 0,1068 (alto NNP) e 0,2717 (médio NNP). Observou-se uma discrepância numérica da variância residual da dieta com média concentração de NNP em relação às demais dietas. O valor do quadrado médio residual da ANCOVA heterogênea com variância única para pH foi de 0,1463. Neste caso, a utilização de estimativa única de variância residual causaria um evidente subdimensionamento da variância para a dieta com médio NNP e um superdimensionamento da variância para as demais dietas, alterando as probabilidades de significância (p) associadas ao teste F, na análise de tipo III (corrigida para a covariável), para teste dos efeitos fixos dos fatores incluídos no modelo estatístico. Vale mencionar que o efeito das classes de dieta na ANCOVA heterogênea passou de $p = 0,0714$ para $p = 0,0143$ no teste F da ANCOVA heterogênea mista.

As estimativas das variâncias residuais de TEMP foram de 1,68 (dieta com médio NNP); 2,72 (alto NNP); 3,34 (baixo NNP) e 6,95 (pasto). Do mesmo modo em relação à análise de pH, pode-se verificar uma discrepância numérica, em que a variância residual da dieta à base de pasto foi numericamente maior do que variância residual das demais dietas.

O valor do quadrado médio residual na ANCOVA heterogênea com variância única para TEMP foi de 3,7575. Na análise do tipo III, mudanças de magnitude pequena foram observadas entre os valores de p para as respectivas fontes de variação incluídas no modelo estatístico da ANCOVA heterogênea e ANCOVA heterogênea mista. No entanto, ao se avaliar o resultado da análise de efeitos das estimativas, por meio de teste t parcial, podem-se observar alterações nos valores de desvios-padrão associados aos diversos parâmetros.

Por exemplo, a estimativa do parâmetro TM no nono dia (TM₉) é idêntica para os dois procedimentos (TM₉ = -1,3611), mas os valores de desvio-padrão, de estatística calculada t de *student* e de p apresentaram-se diferenciados na ANCOVA heterogênea ($s = 0,9138$; $t_{cal} = -1,49$; $p = 0,1401$) em relação aos respectivos resultados na ANCOVA heterogênea mista ($s = 0,6110$; $t_{cal} = -2,23$; $p = 0,0286$). Alterações nos desvios-padrão dos parâmetros, que ocorrem entre procedimentos que utilizam de modo distinto as estimativas de variâncias residuais,

podem alterar os valores de p da análise do tipo III.

Não houve efeito de interação D*TM sobre a L** (p = 0,9471), a** (p = 0,7492), b** (p = 0,2654), pH (p = 0,7309) e FC (p = 0,7054), no entanto observou-se efeito de D*TM sobre a temperatura (p = 0,0082), peso inicial das amostras de carne sem o pré-cozimento (PI_SCZ; p = 0,0080), peso final das amostras de carne no pós-cozimento corrigido para um bife de 190 g (PF_PCZ_C; p = 0,0326) e PAC (p = 0,0325) (Tabela 6).

Tabela 6. Médias estimadas de quadrados mínimos (*lsmeans*) e erros-padrão da *lsmeans* (entre parênteses) de características físicas e químicas de bifês de bovinos ½ Angus × ½ Nelore, de acordo com as combinações de classes de dieta e níveis de tempo de maturação.

Característica ¹	TM ²	Diets			
		Pasto	Baixo NNP	Médio NNP	Alto NNP
Luminosidade (L**)	3	34,16(1,22)	38,66(1,37)	36,87(1,12)	40,23(1,19)
	9	36,37(1,22)	38,84(1,50)	36,90(1,12)	41,79(1,19)
	16	36,45(1,22)	40,19(1,37)	39,20(1,12)	42,61(1,19)
Teor de vermelho (a**)	3	15,10(0,64)	17,16(0,78)	14,35(0,62)	15,47(0,66)
	9	16,42(0,64)	17,79(0,78)	15,47(0,62)	16,07(0,66)
	16	15,58(0,64)	18,25(0,78)	16,60(0,62)	16,51(0,66)
b**	3	4,89(0,52)	6,80(0,62)	5,76(0,51)	5,15(0,53)
	9	5,97(0,52)	6,28(0,62)	6,29(0,51)	6,16(0,53)
	16	4,81(0,52)	6,48(0,62)	6,93(0,51)	6,86(0,53)
pH	3	5,95(0,10)	5,56(0,13)	5,77(0,18)	5,98(0,12)
	9	6,00(0,10)	5,76(0,13)	6,05(0,18)	5,84(0,12)
	16	5,99(0,10)	5,56(0,13)	5,79(0,18)	5,81(0,12)
Temperatura (°C)	3	21,57(0,89) ^{aA}	19,19(0,75) ^{bA}	18,51(0,43) ^{bA}	19,62(0,59) ^{abA}
	9	19,18(0,89) ^A	17,09(0,75) ^B	17,27(0,43) ^B	17,38(0,59) ^B
	16	16,13(0,89) ^{bB}	18,12(0,75) ^{abAB}	18,64(0,43) ^{aA}	18,48(0,59) ^{aAB}
PI_SCZ (g)	3	162,07(9,13) ^b	219,14(10,66) ^a	216,29(8,66) ^a	178,28(9,65) ^{bAB}
	9	185,75(9,13)	186,38(10,66)	189,64(8,66)	166,12(9,65) ^B
	16	186,50(9,13)	197,69(10,66)	196,04(8,66)	200,76(9,65) ^A
PF_PCZ_C (g)	3	184,43(3,26) ^{aA}	149,83(3,95) ^b	159,63(3,46) ^b	156,36(3,56) ^{bA}
	9	178,63(3,26) ^{aAB}	142,66(3,95) ^c	157,67(3,26) ^b	144,40(3,56) ^{cB}
	16	173,13(3,26) ^{ab}	140,20(3,95) ^b	167,59(3,26) ^a	142,80(3,56) ^{bB}
PAC (%)	3	2,93(1,72) ^{bB}	21,14(2,08) ^a	15,98(1,82) ^a	17,70(1,88) ^{ab}
	9	5,94(1,72) ^{cAB}	24,92(2,08) ^a	17,02(1,72) ^b	24,00(1,88) ^{aA}
	16	8,88(1,72) ^{bA}	26,21(2,08) ^a	11,79(1,72) ^b	24,84(1,88) ^{aA}
FC (kgf/cm ³)	3	3,99(0,29)	3,39(0,35)	3,09(0,29)	3,98(0,31)
	9	3,02(0,29)	2,84(0,35)	2,56(0,29)	2,80(0,31)
	16	2,95(0,29)	2,60(0,35)	2,20(0,29)	2,19(0,31)

¹Análise de covariância com β heterogêneos, à exceção da FC (força de cisalhamento), realizada por análise de variância; b**: intensidade de amarelo; PI_SCZ: peso inicial dos bifês sem o pré-cozimento; PF_PCZ_C: peso final dos bifês no pós-cozimento corrigido para um bife de 190 g; PAC: perda de água por cocção; ²TM: tempo de maturação (dias); TM₃, TM₉ e TM₁₆: bifês com três, nove e dezesseis dias de maturação, respectivamente; Médias seguidas por letras minúsculas diferentes na linha, para o efeito de dietas (D) dado TM (D/TM), diferem entre si, pelo teste t para a diferença entre médias de quadrados mínimos, em nível de 5% de probabilidade; Médias seguidas por letras maiúsculas diferentes na coluna, para o efeito de TM dado D (TM/D), diferem entre si, pelo teste F associado a grupos ortogonais de contrastes ortogonais, em nível de 5% de probabilidade.

No estudo do desdobramento de D*TM sobre o peso inicial das amostras de carne sem o pré-cozimento (PI_SCZ), verificou-se que houve efeito das classes de dieta (D) considerando o tempo de maturação de três dias (TM₃) ($p < 0,0001$). Contudo, não foram encontrados efeitos das classes de D fixando-se o TM₉ ($p = 0,3062$) e o TM₁₆ ($p = 0,7606$). De outro modo, observou-se efeito dos níveis TM/alto NNP ($p = 0,0269$), mas não foi constatado efeito de TM/pasto ($p = 0,0761$), TM/baixo NNP ($p = 0,0850$) e TM/médio NNP ($p = 0,0757$) (Tabela 6).

Dado o terceiro dia de maturação, as médias estimadas do PI_SCZ das amostras de carne de bovinos alimentados com dietas com baixa e média suplementação de NNP foram de 219,14 e 216,29 g, respectivamente, valores maiores ($p < 0,05$) do que os valores médios dos bifes de bovinos que receberam pasto (162,07 g) e dieta contendo alta suplementação de NNP (178,28 g) (Tabela 6). Esse resultado demonstrou que animais que receberam baixa e média concentração de NNP oriundo de ureia e sulfato do amônio apresentam uma maior possibilidade de terem o músculo *Longissimus dorsi* com tamanhos mais elevados, possibilitando um maior acúmulo de carne nesse local. A suplementação de bovinos à base de milho e soja triturada é capaz de promover ganhos de peso expressivos, que permite ao animal atingir o peso de abate antecipadamente (ANDRADE et al., 2015).

Bovinos alimentados com dietas contendo alta suplementação de NNP apresentaram uma maior ($p < 0,05$) média estimada de peso inicial dos bifes sem o pré-cozimento (PI_SCZ) armazenadas no 16.º dia (200,76 g) em relação à média de PI_SCZ armazenados no 9.º dia (166,12 g). Esse resultado sugere que o tempo de maturação (TM) tem influência no PI_SCZ de bovinos cruzados $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore. A escolha do TM da carne de bovinos alimentados com dietas contendo alto NNP depende do atributo a ser valorizado (Tabela 6).

No estudo hierárquico de um fator dado o outro, observou-se efeito de D/TM₃ ($p < 0,0001$), D/TM₉ ($p < 0,0001$), D/TM₁₆ ($p < 0,0001$), TM/pasto ($p = 0,0507$) e TM/alto NNP ($p = 0,0113$) sobre o PF_PCZ_C. Não foram encontrados efeitos dos níveis de TM fixando-se as classes de dieta “baixo NNP” ($p = 0,2047$) e “médio NNP” ($p = 0,0762$) (Tabela 6).

As médias estimadas de PF_PCZ_C de bovinos que receberam dieta à base de pasto no 3.º (184,43g) e no 9.º dia de maturação (178,63 g) foram mais elevadas ($p < 0,05$) do que as respectivas médias de PF_PCZ_C de bovinos alimentados com as demais dietas, as quais contém diferentes concentrações de NNP no suplemento (Tabela 6). Isto ocorreu possivelmente pela menor deposição de gordura na carcaça de bovinos alimentados exclusivamente a pasto, refletindo em menor perda de água no pré-cozimento dos seus bifes.

As diferenças no PF_PCZ_C desses animais podem estar relacionadas às fontes extras

de proteína na dieta, proveniente de NNP e de proteína verdadeira do milho e farelo de soja. A suplementação dispõe de melhores estruturas de desempenho do crescimento de bovinos de corte em pastejo (SILVA-MARQUES et al., 2018). Porém, a capacidade de perda de água é que irá definir o potencial de redução no peso da carne após o abate, pois qualquer processamento realizado promove uma perda de umidade natural, devido à presença de água na forma livre nos tecidos (RAMOS e GOMIDE, 2017).

Quando alimentados com pasto de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés*, bovinos apresentaram menor valor médio ($p < 0,05$) de PF_PCZ_C no 16º dia de maturação (TM₁₆; 173,13 g) do que no 3º dia de maturação (TM₃; 184,43 g). O valor médio de PF_PCZ_C no TM₁₆ foi superior ao encontrado por Igarasi et al. (2008) que recomendaram um TM de 14 dias para ocorrerem diferenças nas funções organolépticas da carne de bovinos jovens.

As médias de PF_PCZ_C foram equivalentes ($p > 0,05$) entre os três TM quando os bovinos foram alimentados com dietas contendo baixa e média suplementação de NNP. Dado que os animais se alimentaram com dietas com baixo NNP, os valores médios de PF_PCZ_C foram de 149,83 (TM₃), 142,66 (TM₉) e 140,20 g (TM₁₆). No entanto, quando os animais receberam a dieta com alta suplementação de NNP, a média de PF_PCZ_C no 3.º dia (156,36 g) foi maior ($p < 0,05$) do que as médias obtidas no 9º (144,40 g) e no 16º dia de maturação (142,80 g), indicando que o TM exerceu efeito ($p < 0,05$) no PF_PCZ_C armazenados a partir do 3.º dia de maturação (Tabela 6).

Segundo Igarasi et al. (2008), o TM exerceu mais influência no PF_PCZ_C do que o tipo de alimentação, pois as perdas totais no cozimento das amostras do músculo *Longissimus dorsi* não foram influenciadas ($p > 0,05$) pelas dietas experimentais.

No desdobramento de D*TM, verificou-se que houve efeito de D/TM₃ ($p < 0,0001$), D/TM₉ ($p < 0,0001$), D/TM₁₆ ($p < 0,0001$), TM/pasto ($p = 0,0509$) e TM/alto NNP ($p = 0,0114$) sobre a perda de água por cocção (PAC). Não foram encontrados efeitos dos níveis de TM fixando-se as classes de dieta com baixa ($p = 0,2053$) e média concentração ($p = 0,0766$) de NNP (Tabela 6).

As médias estimadas para PAC (%) dos bifes de bovinos alimentados com pasto no 3.º, 9.º e 16.º dias foram de 2,93; 5,94 e 8,88%, respectivamente. A maior perda foi observada no 16.º dia de maturação (8,88%), cuja média diferiu ($p < 0,05$) em relação à média estimada no 3.º dia (Tabela 6).

Perdas de água maiores foram obtidas nos bifes dos animais que consumiram dieta com alta suplementação de NNP no 9.º (24,00%) e 16.º dia (24,84%) de maturação, cujas médias diferiram ($p < 0,05$) da média de PAC de bifes maturados até o 3.º dia (17,70%) (Tabela 6).

Quanto mais tempo o bife permanece em maturação, maiores serão as perdas no processo de cocção. Resultados semelhantes foram observados por Mateus et al. (2018), em que foi constatada maior perda ($p = 0,01$) no processo de cocção no último dia de maturação (9.º dia). No entanto, a maturação melhora a capacidade de retenção de água, diminuindo as perdas de peso por cozimento devido ao encolhimento do colágeno com o aquecimento (OLIVEIRA et al., 2002).

De modo geral, observou-se que as médias de PAC de bovinos alimentados com pasto foram menores ($p < 0,05$) do que as médias de PAC dos bifes de bovinos alimentados com dietas contendo as diferentes suplementações em NNP, considerando-se cada TM (Tabela 6).

O desdobramento de D*TM sobre a temperatura (TEMP) dos bifes mostrou, pelo teste t para a diferença entre *lsmeans*, que não houve efeito das classes de dieta sobre a TEMP no 9.º dia de maturação dos bifes. Porém, houve efeito das classes de dieta no 3.º e 16.º dia de maturação (Tabela 6).

Bovinos alimentados com pasto e com dieta contendo alta concentração de NNP apresentaram as maiores médias de TEMP dos bifes no 3.º dia de maturação, com valores médios de 21,57 °C (pasto) e 19,62 °C (alto NNP). De outro modo, bovinos alimentados com dietas com baixa e média suplementação de NNP apresentaram menores valores médios de TEMP dos bifes ($p < 0,05$) do que as mencionadas, com valores de 19,19 e 18,51 °C, respectivamente (Tabela 6). Para os bovinos alimentados com pasto, a média estimada de TEMP dos bifes armazenados no 16.º dia foi de 16,13 °C, o menor valor obtido. O TM promoveu redução na temperatura dos bifes a partir do 9.º dia (Tabela 6).

Independente dos tempos de maturação, não houve efeito de dietas no parâmetro b^{**} ($p = 0,0770$) e na TEMP ($p = 0,4783$), mas houve efeito de dietas na L^{**} ($p < 0,0001$), a^{**} ($p = 0,0022$), pH ($p = 0,0143$), PI_SCZ ($p = 0,0035$); PF_PCZ_C ($p < 0,0001$); PAC ($p < 0,0001$) e FC ($p = 0,0358$) (Tabela 7).

Tabela 7. Médias estimadas de quadrados mínimos (*lsmeans*) e erros-padrão da *lsmeans* (entre parênteses) de características físicas e químicas de bifes de bovinos ½ Angus × ½ Nelore, de acordo com as dietas, independente dos tempos de maturação.

Característica ¹	Dietas				CV (%)
	Pasto	Baixo NNP	Médio NNP	Alto NNP	
Luminosidade (L ^{**})	35,66(0,82) ^c	39,23(0,83) ^b	37,66(0,67) ^{bc}	41,54(0,71) ^a	8,64
Teor de vermelho (a ^{**})	15,70(0,39) ^b	17,73(0,47) ^a	15,48(0,36) ^b	16,02(0,38) ^b	11,60
Intensidade de amarelo (b ^{**})	5,22(0,33)	6,52(0,37)	6,33(0,31)	6,06(0,31)	25,04
pH	5,98(0,06) ^a	5,63(0,08) ^b	5,87(0,10) ^{ab}	5,88(0,07) ^a	6,53
Temperatura (°C)	18,96(0,52)	18,13(0,43)	18,14(0,25)	18,49(0,35)	10,50
PI_SCZ (g)	178,11(5,91) ^b	201,07(6,40) ^a	200,66(5,15) ^a	181,72(6,22) ^b	13,48
PF_PCZ_C	178,73(1,94) ^a	144,23(2,30) ^c	161,63(1,98) ^b	147,85(2,22) ^c	6,03
Perda de água por cocção	5,92(1,02) ^c	24,09(1,21) ^a	14,93(1,04) ^b	22,18(1,17) ^a	31,87
FC (kgf/cm ³)	3,32(0,17) ^a	2,94(0,20) ^{ab}	2,62(0,17) ^b	2,99(0,18) ^{ab}	29,14

¹Análise de covariância com β heterogêneos, à exceção da FC (força de cisalhamento), realizada por análise de variância; PI_SCZ: peso inicial dos bifes sem o pré-cozimento; PF_PCZ_C: peso final dos bifes no pós-cozimento corrigido para um bife de 190 g; Médias seguidas por letras minúsculas diferentes, na linha, diferem entre si, pelo teste t para a diferença entre médias de quadrados mínimos, em nível de 5% de probabilidade.

O maior valor médio ($p < 0,05$) para o teor de vermelho (a^{**}) foi de 17,73, mensurado nos bifes dos animais alimentados com dietas contendo baixa suplementação de NNP (Tabela 7). A carne é um produto heterogêneo e as diferenças observadas na sua coloração estão envolvidas com inúmeros fatores, sendo o pH um dos principais responsáveis (LIMA JÚNIOR et al., 2011). Porém os valores de a^{**} dos bifes dos animais que receberam pasto foram superiores aos encontrados por Nassu et al. (2016), com média de 14,71.

O pH pode ser o responsável pela carne mais avermelhada, pois o pH dos bifes de animais que receberam a dieta com baixa suplementação de NNP foi de 5,63, valor inferior ($p < 0,05$) às médias de pH da carne de bovinos alimentados com pasto (5,98) e com dieta contendo alta suplementação de NNP (5,88) (Tabela 7). A queda de pH deve ocorrer de maneira gradativa para que a carne fique com uma coloração aceitável aos consumidores.

O acúmulo de glicogênios no músculo antes do abate proporciona aumento da concentração de ácido láctico e a conseqüente queda de pH. As indústrias de carnes têm recomendado que o pH seja mensurado na carne resfriada após 24 horas com o intuito de desqualificar as carcaças com $pH > 5,8$ e $pH < 5,2$ (MACIEL et al., 2011).

Independente dos tempos de maturação, as médias estimadas de PI_SCZ de bovinos alimentados com pasto (178,11 g) e dieta com alta suplementação de NNP (181,72 g) foram equivalentes entre si ($p > 0,05$), mas ambas menores ($p < 0,05$) que as médias de PI_SCZ de bovinos que receberam dietas com baixa e média suplementação de NNP, de 201,07 e 200,66 g, respectivamente, sendo estas últimas médias similares ($p > 0,05$) entre si (Tabela 7). A suplementação induz ao animal a expressar seu máximo potencial produtivo em menos

tempo, resultando em melhor desempenho corporal e em maior eficiência para deposição de tecido corporal (SOUZA et al., 2012).

As médias de PF_PCZ_C dos animais alimentados com pasto foram superiores ($p < 0,05$) às médias de PF_PCZ_C dos animais que receberam as dietas com suplementação de NNP, possivelmente pela menor ($p < 0,05$) perda de água por cocção (PAC) dos bifes dos animais que receberam pasto (5,92%) em relação à PAC dos bifes dos animais que receberam as dietas com suplemento (Tabela 7), indicando menor perda de suco da carne após o pré-cozimento para os bifes dos animais que receberam pasto. A capacidade de retenção de água da carne fresca sofre interferência da cocção e de outros fatores, como alimentação e envelhecimento da carne na maturação, porém faltam estudos para esclarecer tais fatores (CHENG; SUN, 2008).

De outro modo, observou-se que os valores de coeficiente de variação (CV) do PF_PCZ_C (g) foi de 6,03%, indicando que a correção dos dados para um peso de bife de 190 g promoveu uma redução do CV e um aumento da precisão experimental (Tabela 7).

Os bifes dos animais alimentados com dietas com média suplementação de NNP apresentaram-se mais ($p < 0,05$) macios ($2,62 \text{ kgf/cm}^3$) do que os bifes dos animais que receberam pasto ($3,32 \text{ kgf/cm}^3$), mas não houve diferenças ($p > 0,05$) na força de cisalhamento (FC) destes em relação aos bifes de bovinos que receberam dietas com baixa e alta concentração de NNP (Tabela 7).

O valor médio de FC obtida nas amostras de carne dos bovinos alimentados com pasto ($3,32 \text{ kgf/cm}^3$) foi numericamente semelhante à média de FC da carne de novilhos alimentados com palma forrageira e silagem de sorgo corrigida com ureia e farelo de algodão ($3,35 \text{ kgf/cm}^3$) (SILVA et al., 2019), e também ao valor médio de $3,52 \text{ kgf/cm}^3$, obtido no músculo *Longissimus dorsi* de novilhos Nelore (RIBEIRO et al., 2016).

A luminosidade (L^{**}) dos bifes de bovinos alimentados com pasto (35,66) foi menor ($p < 0,0001$) do que a L^{**} da carne de bovinos que receberam dietas contendo baixa (39,23) e alta suplementação de NNP (41,54), sugerindo uma coloração de carne mais escura para os bifes provenientes de bovinos que receberam pasto (Tabela 7).

Cabe salientar que, em análise anterior de contrastes entre coeficiente de regressão, houve efeito de interação entre DIF_AB*D para o contraste $C_2: b_1 - b_2$ ($p = 0,0309$), que representou o contraste entre os coeficientes de regressão associados às classes “pasto” e alta suplementação de NNP, indicando que o resultado da comparação das médias para essas classes de dieta dependerá do valor especificado no teste para a diferença de dias para o abate dos bovinos (DIF_AB).

A diferença entre médias de L^{**} dos bifes de bovinos alimentados com pasto e dieta com alto NNP foi significativa ($p = 0,0040$), considerando o valor médio de DIF_AB (24,39 dias de abate). No entanto, considerando o terceiro quartil ($Q_3 = 43,5$ dias de abate), em que 75% dos dados apresentam-se inferiores e 25% dos dados apresentam-se superiores a Q_3 , o contraste entre estas classes de dieta não apresenta significância ($p = 0,1799$).

Não houve efeito de tempo de maturação (TM) sobre o parâmetro b^{**} ($p = 0,2172$), pH ($p = 0,3575$) e PI_SCZ ($p = 0,0843$), contudo observou-se efeito de TM na L^{**} ($p = 0,0444$), a^{**} ($p = 0,0325$), TEMP ($p < 0,0001$), PF_PCZ_C ($p = 0,0098$), PAC ($p = 0,0100$) e FC ($p < 0,0001$) (Tabela 8).

Tabela 8. Médias estimadas de quadrados mínimos (*lsmeans*) e erros-padrão da *lsmeans* (entre parênteses) de características físicas e químicas de bifes de bovinos ½ Angus × ½ Nelore, de acordo com os tempos de maturação, independente das dietas.

Característica ¹	Tempos de maturação (dias)			CV (%)
	3	9	16	
Luminosidade (L^{**})	37,48(0,59) ^B	38,48(0,61) ^{AB}	39,61(0,59) ^A	8,64
Teor de vermelho (a^{**})	15,52(0,34) ^B	16,44(0,34) ^{AB}	16,74(0,34) ^A	11,60
Intensidade de amarelo (b^{**})	5,65(0,27)	6,18(0,27)	6,27(0,27)	25,04
pH	5,82(0,07)	5,92(0,07)	5,79(0,07)	6,53
Temperatura (°C)	19,72(0,34) ^A	17,73(0,34) ^B	17,84(0,34) ^B	10,50
PI_SCZ (g)	193,94(4,59)	181,98(4,59)	195,25(4,59)	13,48
PF_PCZ_C (g)	162,56(1,75) ^A	155,84(1,73) ^B	155,93(1,73) ^B	6,03
Perda de água por cocção (%)	14,44(0,92) ^B	17,97(0,91) ^A	17,93(0,91) ^A	31,87
Força de cisalhamento (kgf/cm ³)	3,61(0,16) ^A	2,80(0,16) ^B	2,48(0,16) ^B	29,14

¹Análise de covariância com β heterogêneos, à exceção da força de cisalhamento, realizada por análise de variância; PI_SCZ: peso inicial dos bifes sem o pré-cozimento; PF_PCZ_C: peso final dos bifes no pós-cozimento corrigido para um bife de 190 g; Médias seguidas por letras maiúsculas diferentes, na linha, diferem entre si, pelo teste F associado a grupos ortogonais de contrastes ortogonais, em nível de 5% de probabilidade.

Independente da dieta, a média estimada de Luminosidade (L^{**}) de bifes de bovinos ½ Angus × ½ Nelore armazenadas no 16.º dia (39,61) foi maior ($p < 0,05$) do que a média de L^{**} de bifes armazenados no 3.º dia (37,48). A L^{**} não diferiu ($p > 0,05$) entre os bifes armazenadas no 3.º e 9.º dias, com médias de 37,48 e 38,48, respectivamente (Tabela 8).

A cor mais escura da carne foi o resultado de uma menor luminosidade, com mais intensidade no 3º dia de maturação. O índice L^{**} pode estar associado a um maior conteúdo de mioglobina muscular promovido pela atividade de locomoção e idade, que deve diminuir a L^{**} da carne, modificando o índice de vermelhidão (a^{**}) (MAGGIONI et al., 2012). Essa afirmação corrobora com os resultados da presente pesquisa, pois o valor médio de a^{**} da carne no 3.º dia de maturação (15,52) foi menor ($p < 0,05$) em relação à média de a^{**} da

carne no 16.º dia de maturação (16,74) (Tabela 8).

Bifes armazenados com três dias de maturação apresentaram a maior média de temperatura (TEMP) (19,72 °C). Esse valor diferiu ($p < 0,05$) em relação a TEMP dos bifes armazenados no 9.º (17,73 °C) e no 16.º dia (17,84 °C) (Tabela 8). Pode-se notar que a partir do nono dia de maturação houve uma estabilização das temperaturas internas das amostras de carne de bovinos $\frac{1}{2}$ Angus \times $\frac{1}{2}$ Nelore, independentemente das dietas utilizadas.

A rápida estabilização da temperatura (TEMP) dos bifes pode ter contribuído para a não ocorrência de alterações ($p > 0,05$) no PI_SCZ, pois quanto mais rápido é a estabilização da TEMP do músculo, menores serão as perdas no processamento final. Esses resultados podem ser observados em relação ao PF_PCZ_C, em que a média no 3.º dia de maturação foi de 162,56 g, valor maior ($p < 0,05$) que as demais, mas não houve diferença ($p > 0,05$) entre médias de PF_PCZ_C no 9.º e 16.º dias (Tabela 8). A partir da estabilização da TEMP, os PF_PCZ_C (g) apresentaram uma tendência de permanecerem semelhantes nos demais dias de maturação. A variação da TEMP tem maior impacto no rendimento do processamento de carne bovina do que a variação do tempo (MORAES; RODRIGUES, 2017).

Houve menor ($p < 0,05$) quantidade média de líquido extraído das amostras de carne maturadas até o 3.º dia (14,44%) do que as médias de perda de água por cocção (PAC) dos bifes armazenados no 9.º (17,97%) e no 16.º dia (17,93%), cujas médias foram similares ($p > 0,05$) (Tabela 8). Quanto maior a PAC, maior é o líquido extraído e menor a maciez, resultando em uma carne mais seca, especialmente devido aos micronutrientes hidrossolúveis que migram para o exsudato (ROLDÁN et al., 2013).

Os bifes que apresentaram os menores valores médios de força de cisalhamento (FC) foram armazenados no 9.º e 16.º dias, com médias de 2,80 e 2,48 kgf/cm³, respectivamente, que não divergiram ($p > 0,05$) entre si. Entre o 3.º e o 9.º dia de maturação ocorreu um amaciamento ($p < 0,05$) da carne, que representou uma diferença de 0,81 kgf/cm³, o equivalente a uma redução média na FC de 0,135 kgf/cm³ ao dia. A maciez proveniente da maturação ocorreu com maior intensidade no início do processo, entre o 3.º e o 9.º dia de maturação, pois nos sete últimos dias de maturação (9.º ao 16.º dia) o decréscimo foi de 0,32 kgf/cm³, que representou uma redução média na FC de 0,046 kgf/cm³ ao dia (Tabela 8).

Valores superiores de redução média diária de FC foram obtidos por Farias et al. (2018), que relataram redução média de 0,11 kgf/cm³ ao dia, entre o 7.º e o 14.º dia de maturação do músculo *Longissimus thoracic lumborum* de bovinos Nelore adultos com espessura de corte dos bifes de 7,5 cm. Os autores afirmaram que a maturação da carne de bovinos adultos deve ser de no mínimo 14 dias.

4.4 Conclusões

Novilhos cruzados $\frac{1}{2}$ Nelore x $\frac{1}{2}$ Angus alimentados com pasto de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés* apresentam bifes do músculo *Longissimus dorsi* mais pesados no pós-cozimento e menor perda de água por cocção em relação à carne de novilhos que recebem dieta suplementada com nitrogênio não proteico.

Bovinos que consomem dietas com baixa suplementação de nitrogênio não proteico oriundo de ureia e sulfato de amônio apresentam bifes mais pesados e com intensidade de coloração vermelha mais pronunciada em relação a bovinos que recebem pasto de *Brachiaria brizantha* cv. *Xaraés*.

A suplementação com média concentração de nitrogênio não proteico na dieta proporciona maior maciez dos bifes do músculo *Longissimus dorsi* de novilhos cruzados $\frac{1}{2}$ Nelore x $\frac{1}{2}$ Angus em relação a bovinos a pasto.

A suplementação com alta concentração de nitrogênio não proteico na dieta proporciona bifes mais claros e não promove ganhos adicionais no peso dos bifes do músculo *Longissimus dorsi* de novilhos cruzados $\frac{1}{2}$ Nelore x $\frac{1}{2}$ Angus.

A maturação promove aumento da perda de água por cocção, redução do peso dos bifes no pós-cozimento e o amaciamento da carne do 9.º ao 16.º dia de armazenamento.

4.5 Referências

- ALVARES, C.A.; STAPE, J.L.; SENTELHAS, P.C. et al. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v.22, n.6, p.711-728, 2013.
- American Meat Science Association - AMSA. **Research guidelines for cookery, sensory evaluation and instrumental tenderness measurements of fresh meat**. 2.ed. Champaign, Illinois: AMSA, 2015. 104p. Disponível em: <2015-amsa-sensory-guidelines-1-0.pdf (meatscience.org)> Acesso em: 01/03/2020.
- ANDRADE, A.T.; ROSSI, R.C.; STIVAL, V.P. et al. Diferentes suplementos na terminação de bovinos Nelore em pastagem diferida de *Brachiaria decumbens* no período da seca. **Boletim de Indústria Animal**, v.72, n.2, p.91-101, 2015.
- BANZATTO, D.A.; KRONKA, S.N. **Experimentação Agrícola**. Jaboticabal: FUNEP, 4ª ed. 2013. 237p.
- BRIDI, A.M.; SILVA, C.A. **Métodos de avaliação da carcaça e da carne suína**. Londrina: Midiograf. 2006. 97p.
- BRUHN, F.R.P., LOPES, M.A., FARIA, P.B. et al. Fatores associados à percepção e atitude de consumidores de carne bovina com certificação de origem. **Brazilian Journal of Veterinary Medicine**, v.37, n.4, p.371-378, 2015.
- CHENG, Q.; SUN, D.W. Factors affecting the water holding capacity of red meat products: a review of recent research advances. **Critical Reviews in Food Science and Nutrition**, v.48, n.2, p.137-159, 2008.
- FARIAS, J.S.; MACEDO, F.A.F.; SANTOS, G.R.A. et al. Qualitative characteristics of the *Longissimus thoracic lumborum* muscle of Nelore cattle during different maturation periods. **Semina**, v.39, n.3, p.1295-1306, 2018.
- GUIMARÃES, T.P.; PERON, H.J.M.C.; SILVA, D.B. et al. Exigências proteicas para bovinos de corte. **Multi-Science Journal**, v.1, n.1, p.90-99, 2015.
- IGARASI, M.S.; ARRIGONI, M.B.; HADLICH, J.C. et al. Características de carcaça e parâmetros de qualidade de carne de bovinos jovens alimentados com grãos úmidos de milho ou sorgo. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.37, n.3, p.520-528, 2008.
- LAGE, J.F.; OLIVEIRA, I.M.; PAULINO, P.V.R. et al. Papel do sistema calpaína-calpastatina sobre a proteólise muscular e sua relação com a maciez da carne em bovinos de corte. **REDVET. Revista Electrónica de Veterinaria**, v.10, n.12, p.1-19, 2009.
- LIMA JÚNIOR, D.M.; RANGEL, A.H.N.; URBANO, S.A. et al. Alguns aspectos qualitativos da carne bovina: uma revisão. **Acta Veterinaria Brasilica**, v.5, n.4, p.351-358, 2011.
- MACIEL, M.V.; AMARO, L.P.A.; LIMA JÚNIOR, D.M. et al. Métodos avaliativos das características qualitativas e organolépticas da carne de ruminantes. **Revista Verde**, v.6, n.3, p.17-24, 2011.

- MAGGIONI, D.; PRADO, I.N.; ZAWADZKI, F. et al. Grupos genéticos e graus de acabamento sobre qualidade da carne de bovinos. **Semina**, v.33, n.1, p.391-401, 2012.
- MATEUS, K.A.; SANTOS, M.R.; VIANA, L.R. et al. Período de maturação promove alterações dos parâmetros físico-químicos e microbiológicos da carne bovina submetida a vácuo. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, v.17, n.4, p.599-602, 2018.
- MAZZUCHETTI, R.N.; BATALHA, M.O. O comportamento do consumidor em relação ao consumo e às estruturas de comercialização da carne bovina na região de Amerios/PR. **Varia Scientia**, v.4, n.8, p.25-43, 2004.
- MORAES, F.; RODRIGUES, N.S. Maximização do rendimento no processamento de carne bovina (músculo *Semitendinosus*) pelo sistema sous vide. **Brazilian Journal of Food Technology**, v.20, e2016048, 2017.
- NASSU, R.T.; TULLIO, R.R.; ESTEVES, S.N. et al. Características da carcaça e qualidade da carne de bovinos terminados em sistema de integração lavoura-pecuária. **Veterinária e Zootecnia**, v.23, n.4, p.637-641, 2016.
- OLIVEIRA, A.L. Qualidade da carne bovina. **Informe Agropecuário**, v.21, n.205, p.39-47, 2002.
- RAMOS, E.M.; GOMIDE, L.A.M. **Avaliação da Qualidade de Carnes - Fundamentos e Metodologias**. 2ª ed. Viçosa: UFV, 2017. 473p.
- R Core Team (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>> Acesso em: 02/12/2020.
- REIS, R.A.; RUGGIERI, A.C.; OLIVEIRA, A.A. et al. Suplementação como Estratégia de Produção de Carne de Qualidade em Pastagens Tropicais. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.13, n.3, p.642-655, 2012.
- RIBEIRO, A.F.; MESSANA, J.D.; JOSÉ NETO, A. et al. Fatty acid profile, meat quality, and carcass traits of Nellore young bulls fed different sources of forage in high-concentrate diets with crude glycerin. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.45, n.4, p.165-173, 2016.
- ROLDÁN, M.; ANTEQUERA, T.; MARTÍN, A. et al. Effect of different temperature-time combinations on physicochemical, microbiological, textural and structural features of sous-vide cooked lamb loins. **Meat Science**, v.93, n.3, p.572-578, 2013.
- SANTOS, F.A.P.; MENDONÇA, A.P. Metabolismo de proteínas. In: [s.n.], **Nutrição de Ruminantes**. 2.ed. Jaboticabal: [s.n.], 2011. p.265-297.
- SILVA, J.R.C.; VERAS, A.S.C.; FERREIRA, M.A. et al. Qualidade da carcaça e da carne de novilhos alimentados com palma forrageira e silagem de sorgo corrigida com ureia e farelo de algodão. **Boletim da Indústria Animal**, v.76, p.1-8, 2019.
- SILVA-MARQUES, R.P.; ZERVOUDAKIS, J.T.; PAULA, N.F. et al. Effects of protein-energetic supplementation frequency on growth performance and nutritional

characteristics of grazing beef cattle. **Tropical Animal Health and Production**, v.50, n.3, p.495-501, 2018.

SOUZA, E.J.O.; VALADARES FILHO, S.C.; GUIM, A. et al. Taxa de deposição de tecidos corporais de novilhas Nelore e suas cruzas com Angus e Simental. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.13, n.2, p.344-359, 2012.

Statistical Analyses System® - SAS. University Edition [online]. ©SAS Institute Inc.; 2020. Disponível em: <https://www.sas.com/en_us/software/university-edition.html> Acesso em: 20/03/2020.

VALADARES FILHO, S.C.; LOPES, S.A.; SILVA, B.S. et al. CQBAL 4.0. **Tabelas Brasileiras de Composição de Alimentos para Ruminantes**. 2018. Disponível em: <<https://www.cqbal.com.br>> Acesso em: 21/12/2020.

WHEELER, T.L.; KOOHMARAIE, M.; SHACKELFORD, S.D. **Standardized Warner-Bratzler shear force procedures for meat tenderness measurement**. Clay Center: Roman L. Hruska U.S. MARC. USDA, 1995.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Resultados de normalidade e homogeneidade de variâncias dos resíduos para as características contidas no primeiro experimento.

Tabela 1A. Valores de probabilidade de significância (p) dos testes de normalidade e homogeneidade de variâncias nas amostras residuais, decorrentes do ajuste de modelos de análises de variância e de covariância das características contidas no primeiro experimento.

Variável	p	
	Shapiro -Wilk	Levene ¹
Peso corporal final	0,1186	0,9282
Peso da carcaça quente	0,1424	0,7721
Peso da carcaça resfriada	0,2456	0,1709
Rendimento de carcaça	0,4622	0,3699
Perda de peso da carcaça resfriada	0,9381	0,1982
Gradiente de luminosidade da carne (L*; escuro ao claro)	0,7025	0,1072
Intensidade de cor da carne (a*; verde ao vermelho)	0,0538	0,8599
Intensidade de cor da carne (b*; azul ao amarelo)	0,0562	0,2804
Gradiente de luminosidade da gordura da carne (L_G; escuro ao claro)	0,4734	0,5922
Intensidade de cor da gordura da carne (a_G; verde ao vermelho)	0,4042	0,5942
Intensidade de cor da gordura da carne (b_G; azul para o amarelo)	0,4105	0,9386
pH da carcaça quente	0,5805	0,2167
pH da carcaça fria	0,3321	0,3052
Temperatura da carcaça quente	0,0870	0,7306
Temperatura da carcaça fria	0,1306	0,6436
Espessura de gordura subcutânea	0,4345	0,0194
Perda de água por gotejamento	0,3610	0,1723
PDF	0,4991	0,3454
Perda de líquido por descongelamento	0,5928	0,2892
Extrato etéreo	0,3841	0,0568
Glicose plasmática	0,7848	0,3788

¹Valor p obtido a partir de quatro tratamentos.

APÊNDICE B – Resultados de normalidade e homogeneidade de variâncias dos resíduos para as características contidas no segundo experimento.

Tabela 1B. Valores de probabilidade de significância (p) dos testes de normalidade e homogeneidade de variâncias nas amostras residuais, decorrentes do ajuste de modelos de análises de variância e de covariância das características contidas no segundo experimento.

Variável	p	
	Shapiro-Wilk	Levene ¹
Gradiente de luminosidade do bife (L**; escuro ao claro)	0,3141	0,1326
Intensidade de cor do bife (a**; verde ao vermelho)	0,3195	0,8150
Intensidade de cor do bife (b**; azul ao amarelo)	0,2353	0,0991
pH	0,3498	0,0117
Temperatura	0,2110	< 0,0001
Peso inicial dos bifos sem o pré-cozimento	0,9378	0,4692
Peso final dos bifos no pós-cozimento corrigido para um bife de 190 g	0,2968	0,2402
Perda de água por cocção	0,2970	0,2413
Força de cisalhamento	0,1133	0,3927

¹Valor p obtido a partir de doze tratamentos.