

Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

**Ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979) a dados de degradação
ruminal *in situ* utilizando mínimos quadrados ponderados**

Ana Paula Meira Soares

**Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre
em Agronomia. Área de concentração: Estatística e Experi-
mentação Agronômica**

Piracicaba
2007

Ana Paula Meira Soares
Estatística

**Ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979) a dados de degradação ruminal *in situ*
utilizando mínimos quadrados ponderados**

Orientador:
Prof. Dr. CÉSAR GONÇALVES DE LIMA

**Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre
em Agronomia. Área de concentração: Estatística e Expe-
rimentação Agrônômica**

Piracicaba
2007

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Soares, Ana Paula Meira

Ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979) a dados de degradação ruminal *in situ* utilizando mínimos quadrados ponderados / Ana Paula Meira Soares. - - Piracicaba, 2007.
62 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2007.
Bibliografia.

1. Digestibilidade 2. Mínimo quadrados 3. Modelo matemático 4. Rúmen 5. Técnica *in situ* I. Título

CDD 591.43

“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”

Dedicatória

Aos meus pais Marlene e Odilon, à minha irmã Daniela, aos meus sobrinhos Marinna, Murilo e Milenna e ao meu grande amor Maurício.

AGRADECIMENTOS

À Deus, que nos momentos de dificuldade me pegou pela mão e me fez continuar caminhando.

Ao Professor Dr. César Gonçalves de Lima do Departamento de Ciências Básicas da Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos (FZEA/USP) pela orientação, amizade, compreensão, confiança e apoio na realização deste trabalho.

Aos professores e funcionários do Departamento de Ciências Exatas da ESALQ/USP, em especial a Clarice Garcia Borges Demétrio, Décio Barbin, Edwin Moisés Marcos Ortega, Roseli Aparecida Leandro, Solange de Assis Paes Sabadin, Luciane Brajão e Jorge Alexandre Wiendl que me propiciaram condições para a realização deste trabalho.

Ao Prof. Gerson Barreto Mourão pela disponibilidade e pelas importantes contribuições feitas ao trabalho.

Aos pesquisadores Amaury Camilo Valinote e Prof. Dr. José Carlos Machado Nogueira Filho (FZEA/USP), que gentilmente cederam os dados do experimento de degradabilidade ruminal utilizados neste trabalho.

Aos colegas da pós-graduação, em especial ao Alexandre Silva, Ana Carolina Alexandrino, Cristiane Afonso, Fernanda Rizzato, Hélio Rubens, Joseane Padilha, Jualiana Fachini, Pâmela Piovesan, Afrânio Vieira, Ana Alice Pilon, Ana Maria Araújo, Andréia Meyer, Angela Coelho, Cesar Taconelli, Édila de Souza, Genevile Bergano, Giovana Silva, Júlio Pereira, Luciana Carvalho, Lúcio Araújo e Osmar Macedo. Pela ajuda, apoio, compreensão e laços de amizade.

Ao meu companheiro Maurício Fernando Lima Pereira pelo carinho, compreensão e principalmente por sempre estar ao meu lado em todos os momentos.

Às minha amigas Cátia Presotti, Denise Viola, Edilaine Santos, Sandra Cardozo e Vera Sandanielo por estarem ao meu lado nos momentos em que mais precisei.

À CAPES pelo suporte financeiro concedido.

A todos que, de forma direta ou indireta, contribuíram para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	8
LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE TABELAS	10
1 INTRODUÇÃO	13
2 REVISÃO DE LITERATURA	15
2.1 O rúmen e suas características	15
2.2 A técnica <i>in situ</i>	15
2.3 O modelo de Orskov & McDonald	17
2.4 Características dos dados de experimentos de degradabilidade ruminal	18
2.5 Modelos não lineares para dados provenientes de medidas repetidas	19
2.5.1 Método dos Mínimos Quadrados Ordinários	19
2.5.2 Método dos Mínimos Quadrados Ponderados	20
2.5.3 Qualidade do ajuste	22
2.5.4 Estimativas iniciais	22
2.6 Estatística teste	23
2.6.1 Estatística teste utilizando comparações de médias dos tratamentos	23
2.6.2 Estatística teste utilizando comparações de estimativas obtidas com o ajuste do modelo referente aos tratamentos envolvidos	24
3 MATERIAIS E MÉTODOS	25
3.1 Materiais	25
3.2 Métodos	26
3.2.1 Análise preliminar dos dados	26
3.2.2 Obtenção das estimativas iniciais para o ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979)	27
3.2.3 Ajuste do modelo	28
3.2.3.1 Mínimos Quadrados Ordinários	29
3.2.3.2 Mínimos Quadrados Ponderados	29
3.2.4 Qualidade do ajuste	29
3.3 Comparação de médias e estimativas	30
3.3.1 O ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) ponderado e não ponderado e o cálculo da degradabilidade efetiva para cada combinação de animal, período e tratamento	30

3.3.2 Estatística teste utilizando comparações de estimativas obtidas com o ajuste do modelo ponderado e não ponderado referente aos tratamentos envolvidos	31
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	34
4.1 Introdução	34
4.2 Matéria Seca	35
4.2.1 Obtenção das estimativas iniciais para ajuste do modelo	35
4.2.2 Ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979)	35
4.2.3 Ajuste das curvas individuais dos modelos	39
4.2.4 Teste para verificar a igualdade dos parâmetros	43
4.3 Fibra em Detergente Ácido	48
4.3.1 Obtenção das estimativas iniciais para ajuste do modelo	48
4.3.2 Ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979)	49
4.3.3 Ajuste dos modelos individuais	52
4.3.4 Teste para verificar a igualdade dos parâmetros	57
5 CONCLUSÕES	62
REFERÊNCIAS	63

RESUMO

Ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979) a dados de degradação ruminal *in situ* utilizando mínimos quadrados ponderados

O presente trabalho teve como principal objetivo o estudo das diferenças entre os resultados obtidos com o uso do método dos mínimos quadrados ponderados e de mínimos quadrados ordinários, no ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) aos dados de degradação da matéria seca (MS) e fibra em detergente ácido (FDA) em novilhos Nelore fistulados, utilizando a técnica *in situ*. Foram utilizados os dados de um experimento delineado em quadrado latino 4x4 (quatro animais e quatro períodos) cujos tratamentos foram: dieta com sal de cálcio de ácidos graxos e monensina (A); dieta com caroço de algodão e monensina (B); dieta controle com monensina (C) e dieta com caroço de algodão sem monensina (D). As medidas de degradabilidade foram coletadas em oito ocasiões (0, 3, 6, 12, 24, 48, 72 e 96 horas). Como essas medidas são obtidas repetidamente no mesmo animal, espera-se que as variâncias das respostas nas diversas ocasiões não sejam iguais. Nas análises propostas foram utilizados os dados originais (MS e FDA) e os dados corrigidos para os efeitos de animal e de período. De uma forma geral, observou-se que o uso do método dos mínimos quadrados ponderados alterou os resultados das análises, produzindo um aumento das estatísticas dos testes e uma alteração da significância dessas estatísticas, por conta da retirada do efeito de animal e período dos dados originais e ao uso do método de mínimos quadrados ponderados, com a ponderação feita pelo inverso da variância dos dados em cada ocasião.

Palavras-chave: Mínimos Quadrados Ordinários; Mínimos Quadrados Ponderados; Degradabilidade *in situ*

ABSTRACT

Orskov and McDonald's model adjustment to ruminal degradation *in situ* data using weighed least squares

The present work had as main objective the study of the differences between the results obtained using the method of the weighted least squares and ordinary least squares, in the fit of the model of Orskov and McDonald (1979) to the data of degradation of the dry matter (MS) and acid detergent fiber (ADF) in fistulated Nelore steers, using the technique *in situ*. The data of a delineated 4x4 Latin Square had been used (four animals and four periods) whose treatments had been: diet with calcium salt of fatty acid and monensin (A); diet with whole cottonseed and monensin (B); diet has control with monensin (C) and diet with whole cottonseed without monensin (D). The measures of degradability had been collected in eight occasions (0, 3, 6, 12, 24, 48, 72 and 96 hours). As these measures they are gotten repeatedly in the same animal, expects that the variances of the answers in the diverse occasions are not equal. In the analyses proposals the original data (MS and ADF) and the data corrected for the period and animal effect had been used. Of a general form, it was observed that the use of the method of the weighted least squares modified the results of the analyses, producing an increase of the statisticians of the tests and an alteration of the significance of these statisticians, for account of the withdrawal of the animal effect and period of the original data and to the use of the method of weighted least squares, with the weighted made for the inverse one of the variance of the given ones in each occasion.

Keywords: Ordinary Least Squares; Weighed Least Squares; *In Situ* Degradability

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Esquema do processo digestivo em ruminantes	16
Figura 2 - Curva representativa do modelo (1)	18
Figura 3 - Valores observados de matéria seca (MS) e curvas de Orskov ajustadas por tratamento	38
Figura 4 - Valores observados de fibra em detergente ácido (FDA) e curvas de Orskov ajustadas por tratamento	50

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Tratamentos experimentais	25
Tabela 2 - Croqui do experimento	26
Tabela 3 - Informações sobre os modelos a serem comparados	33
Tabela 4 - Características dos quatro modelos de análise da Matéria Seca	34
Tabela 5 - Características dos quatro modelos de análise da Fibra em Detergente Ácido	34
Tabela 6 - Variâncias para os diferentes tempos das variáveis MS e MS_mod	35
Tabela 7 - Estimativas iniciais dos parâmetros do modelo de Orskov & McDonald (1979) para MS e MS_mod	36
Tabela 8 - Variâncias utilizadas na ponderação do ajuste dos modelos ponderados na variável Matéria Seca	36
Tabela 9 - Estimativas e respectivos erros padrões (e.p.) e Teste "t" de Student, para as estimativas <i>a</i> , <i>b</i> e <i>c</i> dos parâmetros do modelo de Orskov e McDonald (1979) obtidos com o ajuste das curvas médias dos modelos na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond	37
Tabela 10 - Número de iterações, Quadrado médio residual (QMR), Coeficiente de determinação ajustado (R^2) e erro de predição médio (EPM), obtidas com o ajuste das curvas médias dos modelos, MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond	38
Tabela 11 - Resultados da análise de variância e contrastes aplicados para comparação de médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos de Orskov e McDonald (1979), na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond	40
Tabela 12 - Médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos de Orskov e McDonald (1979), na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond	41
Tabela 13 - Médias das degradações efetivas dos modelos individuais na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond	42
Tabela 14 - Resultados do ajuste e contrastes da degradação efetiva com $k= 2, 5$ e $8\%/h$ na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond	43
Tabela 15 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável MS	44
Tabela 16 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável MS	44

Tabela 17 -Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável MS_pond	45
Tabela 18 -Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável MS_pond	45
Tabela 19 -Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável MS_mod	46
Tabela 20 -Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável MS_mod	46
Tabela 21 -Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável MS_mod_pond	47
Tabela 22 -Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste para a variável MS_mod_pond	47
Tabela 23 -Variâncias para os diferentes tempos das variáveis FDA e FDA_mod	48
Tabela 24 -Estimativas iniciais dos parâmetros do modelo de Orskov e McDonald (1979) para FDA e FDA_mod	49
Tabela 25 -Variâncias utilizadas na ponderação do ajuste dos modelos ponderados na variável Fibra em Detergente Neutro	49
Tabela 26 -Estimativas e respectivos erros padrões (e.p.) e Teste "t" de Student, para as estimativas a , b e c dos parâmetros do modelo de Orskov e McDonald (1979) obtidos com o ajuste das curvas médias dos modelos na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond	51
Tabela 27 -Número de iterações, Quadrado médio residual (QMR), Coeficiente de determinação ajustado (R^2) e erro de predição médio (EPM), obtidas com o ajuste das curvas médias dos modelos, FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond	52
Tabela 28 -Resultados da análise de variância e contrastes aplicados para comparação de médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos de Orskov e McDonald (1979), na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond	53
Tabela 29 -Médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos de Orskov e McDonald (1979), na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond	54
Tabela 30 -Médias das degradações efetivas dos modelos individuais na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond	55

Tabela 31 -Resultados do ajuste e contrastes da degradação efetiva com $k= 2, 5$ e $8\%/h$ na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond	56
Tabela 32 -Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável FDA	57
Tabela 33 -Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável FDA	57
Tabela 34 -Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável FDA_pond	58
Tabela 35 -Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável FDA_pond	58
Tabela 36 -Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável FDA_mod	59
Tabela 37 -Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável FDA_mod	59
Tabela 38 -Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável FDA_mod_pond	60
Tabela 39 -Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste para a variável FDA_mod_pond	60

1 INTRODUÇÃO

A pecuária tem desempenhado um importante papel no agronegócio nacional e o desenvolvimento desse setor traz grandes vantagens ao país, pois o gado de corte além de ser uma fonte de alimento nobre para a população fornece matéria prima para a indústria e gera divisas por meio da exportação. Nos sistemas usuais de produção animal em pastagens os ruminantes obtêm a maioria dos nutrientes da sua dieta a partir de volumosos, o que reflete a necessidade do conhecimento da qualidade nutricional dos alimentos consumidos, para predição do desempenho animal em sistemas de produção a pasto (PRADO et al., 2004).

Embora se saiba que a melhor forma de avaliar a degradação de um alimento seja através do desempenho animal e que as características dos alimentos para ruminantes, como consumo, digestibilidade e eficiência de utilização dos nutrientes são determinantes para o bom desempenho do animal (BUENO, 2002), algumas metodologias têm sido adotadas com o propósito de determinar as quantidades e relações dos nutrientes necessários para uma ótima resposta microbiana.

Diversas técnicas são utilizadas para avaliar o desempenho de alimentos que podem compor a dieta de um ruminante, dentre as quais as técnicas *in vivo*, *in vitro*, *in situ* e as enzimáticas. Na decisão da escolha da técnica a ser utilizada é importante que o pesquisador conheça suas vantagens e desvantagens pois dessa forma ele conduzirá o experimento com mais propriedade e conseqüentemente produzirá resultados mais confiáveis.

A descrição quantitativa dos processos biológicos pode ser realizada mediante modelagens que se ajustam bem ao conjunto de dados experimentais, já que entre o modelo matemático e o processo biológico existe um mecanismo desconhecido que pode ser esclarecido utilizando ferramentas matemáticas, com uma correspondente interpretação biológica. Neste contexto, os modelos não lineares são amplamente utilizados para estimar parâmetros da cinética ruminal através de dados de degradação *in situ*. Esses modelos apresentam a vantagem de incluir parâmetros que são facilmente interpretáveis e são utilizados em situações em que não se deseja ou não é possível a utilização de modelos lineares e (BATES; WATTS, 1988; DRAPER; SMITH, 1981; RATKOWSKY, 1983), dentre outros.

Para estimar o percentual da proteína dietética que é degradada pela ação microbiana no interior do rúmen do animal, quando suplementos protéicos são adicionados em uma ração específica, considerou-se neste trabalho o ajuste do modelo não-linear proposto por Orskov e McDonald (1979), que é utilizado para estimar a degradabilidade potencial e efetiva do alimento em estudo, além do ritmo de degradação do alimento submetido à técnica *in situ*.

Usualmente, o ajuste de um modelo não-linear é feito através da estimação dos seus parâmetros utilizando-se o método dos mínimos quadrados ordinários. Como não é possível a obtenção de for-

mas analíticas para os estimadores, os parâmetros são estimados com o uso de métodos numéricos ou iterativos.

Para dar início ao processo iterativo de estimação dos parâmetros é necessário especificar os valores iniciais que correspondem às estimativas iniciais dos parâmetros presentes no modelo a ser ajustado. Nesse contexto, torna-se necessário o uso de um procedimento robusto que possibilite a obtenção de estimativas iniciais que auxiliem na convergência do processo de estimação de forma rápida e eficiente. Existem na literatura, diversos métodos iterativos disponíveis em *softwares* estatísticos, como: *Steepest-descent* ou Gradiente, Newton, Marquardt e o de Gauss-Newton. No presente trabalho será adotado o método de Gauss-Newton que é baseado em uma aproximação da função de mínimos quadrados ou de máxima verossimilhança por uma série de Taylor de primeira ordem.

Como as medidas de degradação ruminal são feitas repetidamente no mesmo animal, em geral por um período de até 96 horas, espera-se que elas sejam correlacionadas entre si e que as variâncias das respostas nas diversas ocasiões não sejam iguais. Esses aspectos devem ser levados em conta nas fases de estimação, pois podem alterar as inferências sobre os parâmetros do modelo.

Admitindo-se a existência da heterogeneidade de variâncias, é evidente que a estimação dos parâmetros pelo método dos mínimos quadrados ordinários torna-se inadequada. Uma forma de contornar esse problema de heterogeneidade existente nos dados é utilizar o método de mínimos quadrados ponderados.

Os objetivos do trabalho são:

1. Apresentar um processo robusto de obtenção de estimativas iniciais que possam garantir a convergência rápida do processo iterativo;
2. Estudar as diferenças entre os resultados obtidos com o uso dos métodos dos mínimos quadrados ponderados e de mínimos quadrados ordinários, quando for identificada a presença de heterogeneidade de variâncias das respostas obtidas nas diversas ocasiões;
3. Comparar os tratamentos utilizando um procedimento adequado para testar hipóteses sobre os parâmetros dos modelos não lineares a eles associados.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 O rúmen e suas características

Os microorganismos presentes no rúmen de um animal são bactérias, protozoários e fungos. Sabe-se que a biomassa microbiana presente no rúmen é constituída por uma multidão de microorganismos de diferentes espécies (HUNGATE, 1966). As bactérias encontradas no conteúdo ruminal nem sempre correspondem à flora nativa, podendo proceder da dieta ou do meio ambiente que cerca o animal. As condições que prevalecem no rúmen, dadas as características anaeróbicas e a constante diluição de seu conteúdo, permitem unicamente o crescimento de microorganismos para os quais os substratos e o pH do rúmen são ótimos.

A idéia de considerar os microorganismos presentes do rúmen na fase líquida, aderidos em partículas e na parede do rúmen foi concebida principalmente por investigadores canadenses (CHENG; COSTERTON, 1980).

Considerando os aspectos do metabolismo protéico em ruminantes, os alimentos são primeiramente fermentados no rúmen antes da digestão gástrica e intestinal, sendo que a qualidade e quantidade dos produtos dessa fermentação são dependentes das atividades microbianas do rúmen, onde o ecossistema microbiano é muito complexo, uma vez que há numerosas inter-relações entre os vários tipos e espécies de microorganismos (RUSSEL; O'CONNOR, 1992).

O esquema apresentado na Figura 1 ilustra o fluxo do alimento no organismo de um ruminante. O alimento que é ingerido chega ao rúmen onde ocorre uma digestão preliminar por ação de bactérias e protozoários que ali vivem. Do rúmen, o alimento passa para o retículo, onde por compressão, formam-se bolos alimentares que são regurgitados e atingem a boca para a mastigação. O alimento bem mastigado desce pelo esôfago, passando pelo omaso, onde é emulsionado e fica mais digerido. Em seguida atinge o abomaso, onde ocorre parte da digestão química. As etapas seguintes seguem o processo semelhante aos demais mamíferos monogástricos.

2.2 A técnica *in situ*

Das técnicas utilizadas para avaliar o desempenho de alimentos, o experimento *in vivo* tem como princípio caracterizar o real valor nutritivo dos alimentos, mas é muito dispendioso e necessita de grande quantidade de alimentos. Experimentos *in vitro* possibilitam compartimentatizar o aproveitamento do alimento em um estágio relacionado ao ambiente ruminal e outro ligado à digestão pós-ruminal (MENKE, 1979; TILLEY; TERRY, 1963; GOERING; VAN SOEST, 1970), mas não consideram as condições comportamentais dos animais. Vale a pena salientar que um determinado alimento pode apresentar um excelente desempenho tanto na degradabilidade como na digestibilidade pós-ruminal, mas pode não ser

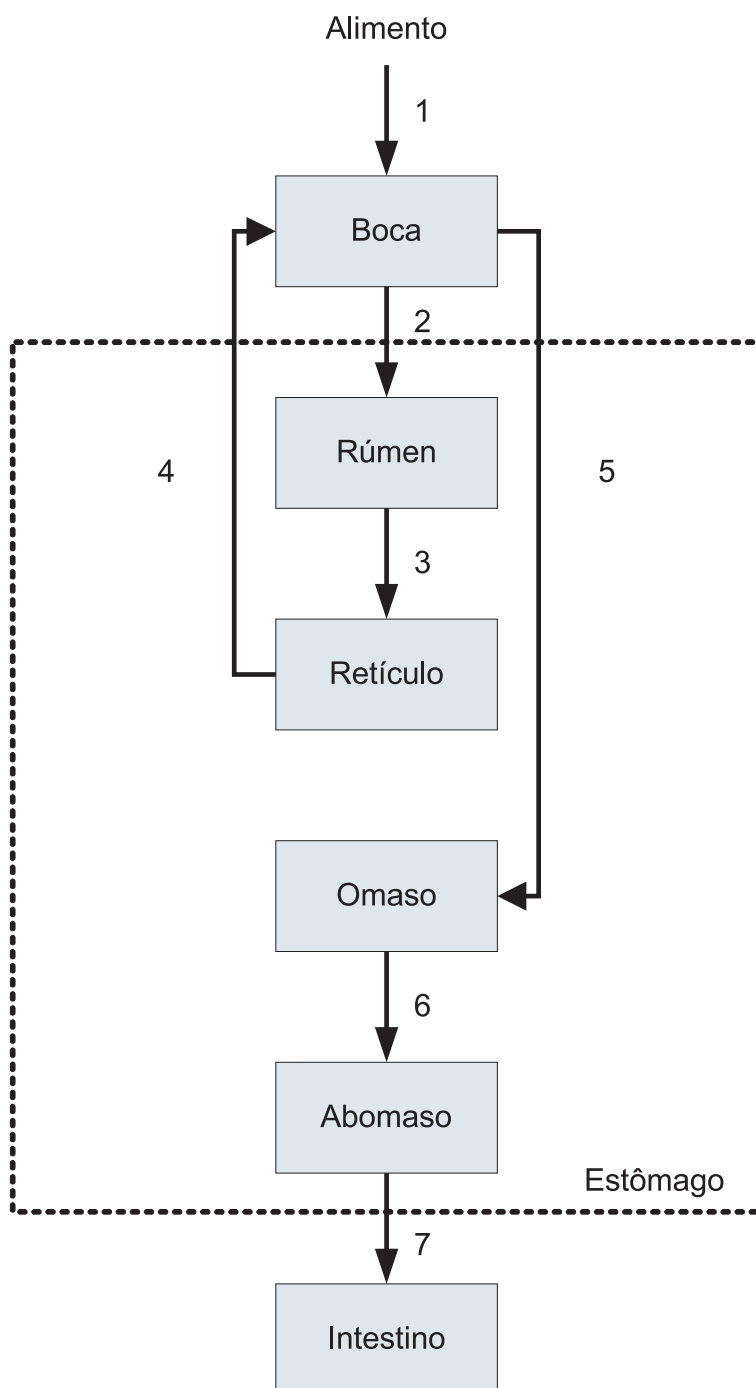


Figura 1 - Esquema do processo digestivo em ruminantes

aceito pelo animal.

A técnica *in situ* para caracterização e avaliação de alimentos para ruminantes foi citada pela primeira vez no final dos anos 1930 (HUNTINGTON; GIVENS, 1995) e tem sido amplamente difundida em função da sua simplicidade e baixo custo. A explicação para os benefícios do uso dessa técnica está focalizada na habilidade de padronizar as variações associadas com sua condução entre laboratórios.

Essa técnica tem como princípio básico a suspensão de alimentos no rúmen do animal e para isso uma cânula ou fístula é implantada no animal, através da qual são introduzidos no interior do rúmen sacos de náilon contendo o material a ser degradado. Esse material fica alocado no rúmen por um determinado período de tempo, proporcionando um contato direto do alimento a ser avaliado com o ambiente ruminal e seu dinamismo, sendo possível medir a taxa de degradação do alimento em estudo. Nesse caso, o alimento não está sujeito à experiência ruminal total que envolve a mastigação, ruminação e passagem.

Algumas críticas foram feitas a essa técnica (BRODERICK; COCHRAN, 2000):

- (i) A contaminação microbiana do resíduo subestima a degradabilidade da matéria seca e, principalmente, da proteína;
- (ii) O desaparecimento de material particulado não degradado superestima a degradação;
- (iii) O desaparecimento de nutrientes solúveis não degradados, particularmente de nitrogênio protéico, é classificado como material solúvel e interpretado como degradado, o que por sua vez superestima a extensão da degradabilidade;
- (iv) A separação física de digesta contaminante, ou seja, dos microorganismos ruminais, dentro e fora das sacolinhas, subestima a degradação.

Para que essas fontes de erros sejam minimizadas e para que haja uma padronização na aplicação da técnica, algumas recomendações foram feitas às etapas envolvidas no procedimento da digestão ruminal *in situ* (NOCEK, 1988). Ao se interpretar o resultado é necessário uma certa cautela, pois com a técnica *in situ* de bolsas de náilon se mede o desaparecimento e se supõe que esse desaparecimento de material na bolsa de náilon seja sinônimo de degradação.

2.3 O modelo de Orskov & McDonald

Orskov e McDonald (1979) apresentaram um modelo não-linear para estimar o percentual da proteína dietética que é degradada pela ação microbiana presente no rúmen de um animal, bem como a degradabilidade efetiva do material avaliado, que se tornou base de sistemas de avaliação de alimentos

para ruminantes. O modelo é definido como:

$$p = a + b(1 - e^{-ct}) \quad (1)$$

em que p é a quantidade de substrato degradado no tempo t ; a representa a fração rapidamente solúvel; b é a fração que pode ser degradada se houver tempo; c é a velocidade ou taxa de degradação da fração b ; e t é o tempo de incubação.

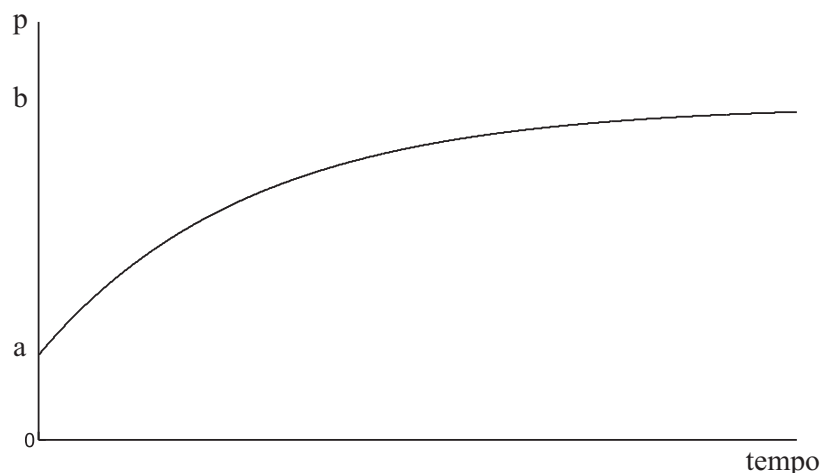


Figura 2 - Curva representativa do modelo (1)

A Figura 2 mostra a representação gráfica do modelo de Orskov e McDonald (1979), apresentado na Equação (1). Pode-se deduzir que $100 - (a + b)$ é a porção de substrato que não é degradada no rúmen. A maioria dos suplementos protéicos contém uma ou várias frações que desaparecem rapidamente e outras frações cuja degradação não ocorre em sua totalidade, mesmo depois de um longo período de incubação.

À medida que o tempo passa, a degradabilidade do material tende a estacionar em um máximo. Essa porcentagem de material realmente degradado é chamada de degradabilidade efetiva (DE) e é calculada pela seguinte expressão:

$$DE = a + \frac{bc}{c + k} \quad (2)$$

em que a , b e c são os mesmos parâmetros do modelo (1) e k é a taxa de passagem de sólidos no rúmen: 2, 5 e 8% por hora (AFRC, 1992), as quais podem ser atribuídas aos níveis de ingestão alimentar baixo, médio e alto.

2.4 Características dos dados de experimentos de degradabilidade ruminal

Estudos longitudinais são caracterizados por medidas repetidas no mesmo indivíduo ao longo do tempo. As medidas de degradabilidade ruminal de um animal são obtidas ao longo do tempo, o que

caracteriza tais medidas como longitudinais. Como são repetidas de modo sistemático por um período relativamente longo, em geral de até 96 horas, espera-se que exista uma correlação não nula entre elas e uma heterocedasticidade das variâncias nas diversas ocasiões.

Em estudos dessa natureza observa-se que no início do experimento, ou seja, nas primeiras horas em que os alimentos são disponibilizados no rúmen, uma maior variação nos dados de degradação do que ao final do experimento, o que acontece geralmente 96 horas depois.

Acredita-se que a correlação entre as medidas feitas em tempos sucessivos no mesmo animal não precise ser levada em conta nos ajustes pois essas medidas de degradabilidade são obtidas de sacos de náilon diferentes e o ambiente ruminal em que estão alocados é suficientemente grande para que se possa admitir que a retirada de um saco de náilon não interfira na degradação do material de outros sacos que continuam dentro do rúmen.

2.5 Modelos não lineares para dados provenientes de medidas repetidas

2.5.1 Método dos Mínimos Quadrados Ordinários

Um modelo de regressão não linear para uma variável resposta y avaliada repetidamente em um mesmo indivíduo ao longo do tempo tem dois componentes principais: a função não linear caracterizando a resposta média e uma função de variância da resposta dentro do indivíduo. Para simplificar, utilizar-se-á o índice j que se refere às medidas repetidas feitas no mesmo indivíduo, $j = 1, \dots, t$. Assume-se que a variável resposta pode ser adequadamente representada por uma equação da forma (DAVIDIAN; GILTINAN, 1995):

$$y = f(x; \beta) + e \quad (3)$$

em que $y = (y_1, \dots, y_n)^t$ é o vetor das resposta obtidas nas ocasiões $x = (x_1, \dots, x_n)^t$; $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)^t$ é o vetor de parâmetros desconhecidos; f é uma função não linear que depende dos parâmetros β e $e = (e_1, \dots, e_n)^t$ é o vetor de erros aleatórios.

As suposições do modelo (3) são:

- (i) os erros e_j tem média zero;
- (ii) os erros e_j são não correlacionados;
- (iii) os erros e_j tem variância comum σ^2 , $Var(e_j) = \sigma^2$, e são identicamente distribuídas para todos os x_j ;
- (iv) os erros e_j são normalmente distribuídos.

Verificada a veracidade das suposições, y_j é independentemente normalmente distribuído com:

$$E(y_j) = f(x_j, \beta), \quad Var(y_j) = \sigma^2 \quad (4)$$

Os estimadores de mínimos quadrados são não viciados, normalmente distribuídos, e possuem variância mínima, no entanto essas propriedades são válidas assintoticamente no caso de modelos não lineares.

Assumindo-se uma função de regressão contínua que admite derivadas de primeira e segunda ordem com relação aos parâmetros, a soma de quadrado dos erros de (3) é:

$$SQR(\beta) = \sum_{j=1}^t [y_j - f(x_j; \beta)]^2 \quad (5)$$

Diferenciando (5) com relação a todos os parâmetros de β_k com $k = 1, \dots, p$ e igualando o resultado a zero determina-se um sistema de p equações normais:

$$\sum_{j=1}^t (y_j - f(x_j; \beta)) \left[\frac{\partial f(x_j; \beta)}{\partial \beta_k} \right] = 0$$

Os resultados em regressão não linear são obtidos, assintoticamente, sendo esses baseados em uma aproximação linear, de primeira ordem, em série de Taylor da função esperança $f(x_j; \beta)$ em torno de uma vizinhança de β^* , sendo β^* o verdadeiro valor do parâmetro β (MAZUCHELI; ACHCAR, 2002). Para obter uma solução do sistema, o método iterativo adotado é o de Gauss-Newton, que utiliza a expansão em série de Taylor e precisa de estimativas iniciais dos parâmetros para dar início ao processo iterativo.

Iniciado o processo iterativo, ele continua até a convergência, que ocorre quando a diferença entre a soma de quadrados dos resíduos do passo atual e a soma de quadrados de resíduos do passo anterior torna-se desprezível.

2.5.2 Método dos Mínimos Quadrados Ponderados

Tratando-se de dados provenientes de medidas repetidas, as suposições (ii) e (iii) relacionadas ao modelo (3) podem ser irrealistas, pois se tratando de medidas repetidas em um mesmo indivíduo é provável que essas medidas sejam correlacionadas e exista uma heterogeneidade de variância nas diversas ocasiões. Quando se constata esta heterogeneidade de variâncias a estimação pelo método clássico dos mínimos quadrados passa a não atender as especificações do ajuste de um modelo de regressão, distorcendo dessa forma as estimativas obtidas do modelo ajustado. Uma opção é utilizar o método dos mínimos quadrados ponderados (DAVIDIAN; GILTINAN, 1995).

A suposição que a função de variância $Var(\mathbf{y})$ é a mesma para todos os valores de x pode ser flexibilizada de várias formas, dependendo da natureza dos dados, como:

$$E(y_j) = f(x_j, \beta), \quad Var(y_j) = \sigma^2/w_j \quad (6)$$

em que $w_j > 0$ é conhecido, $j = 1, 2, \dots, t$. A função de variância é ainda caracterizada por apenas um número positivo desconhecido σ^2 , mas as variâncias nas diversas ocasiões podem ser diferentes. Isso leva ao uso de mínimos quadrados ponderados para obter as estimativas de interesse, flexibilizando a variância conforme necessário.

Assumindo-se uma função de regressão contínua que admite derivadas de primeira e segunda ordem com relação aos parâmetros, a soma de quadrado dos erros de (6) fica:

$$SQR(\beta) = \sum_{j=1}^t w_j [y_j - f(x_j; \beta)]^2 \quad (7)$$

Diferenciando (7) com relação a todos os parâmetros de β (β_k com $k = 1, \dots, p$) e igualando o resultado a zero determina-se um sistema de p equações normais:

$$\sum_{j=1}^t w_j (y_j - f(x_j; \beta)) \left[\frac{\partial f(x_j; \beta)}{\partial \beta_k} \right] = 0$$

O processo iterativo utilizado na estimação por mínimos quadrados ponderados obedece os mesmos passos que o utilizado na estimação por mínimos quadrados ordinários.

O uso da soma de quadrados de resíduos ponderados admite que alguns dos erros são mais variáveis que outros, ou seja, casos com maiores valores para w_j terão menor variância e por esse motivo será adicionado um maior peso na soma de quadrados de resíduos ponderados.

Na literatura pesquisada, notou-se que o método de mínimos quadrados ponderados tem aplicação em diversas áreas. Uma aplicação aparece quando é feito o ajuste de curvas para descrever o crescimento animal; nesse caso a regressão não linear é ponderada pelo inverso da variância dos pesos, que são obtidas para cada ocasião de tempo analisado, reduzindo com esse procedimento, a heterogeneidade de variâncias dos pesos nas diferentes idades (ELIAS, 1998). O simples uso de regressão ponderada determina um grande efeito sobre a variabilidade das estimativas dos parâmetros das curvas (PASTERNAK; SHALEV, 1994).

A estimação por mínimos quadrados ponderados também foi usada para avaliar o desempenho bioeconômico da criação de frangos de corte em diferentes sistemas de aquecimento (ABREU et al., 1998). Nesse trabalho utilizou-se o método dos mínimos quadrados ponderados, em que cada observação foi ponderada pelo inverso da variância do tratamento a qual ela pertencia (HOFFMANN; VIEIRA, 1987).

2.5.3 Qualidade do ajuste

A qualidade do ajuste de um modelo pode ser estudada avaliando a convergência do processo iterativo e o número de iterações necessárias para a convergência do processo, o coeficiente de determinação R^2 , o quadrado médio do resíduo, (QMR), o erro de predição médio (EPM), o teste "t" de *Student* para os parâmetros do modelo e o erro padrão das estimativas.

O coeficiente de determinação R^2 ajustado é dado por:

$$R_{Ajustado}^2 = 1 - \left[\frac{SQR/(n-p)}{SQT/(n-1)} \right] \quad (8)$$

O coeficiente de determinação R^2 deve ser utilizado com cautela na avaliação da qualidade do ajuste, pois no caso de modelos não lineares a soma dos resíduos não necessariamente é igual a zero e a soma de quadrados dos resíduos mais a soma de quadrados da regressão não é necessariamente igual a soma de quadrados total, o que pode afetar o coeficiente de determinação.

O erro de predição médio (EPM) corresponde à média de todos os erros de predição (EP), obtidos a partir de cada observação como um desvio entre o valor observado (y) e o valor estimado \hat{y} dividido pelo valor observado e multiplicado por 100 (BRACCINI-NETO, 1996):

$$EP = 100 * \left(\frac{y - \hat{y}}{y} \right) \quad (9)$$

Este valor carrega um sinal, indicando se a função subestimou (+) ou superestimou (-) o valor observado. A diferença nos valores do EPM entre as funções ponderada e não ponderada foi avaliada por (ELIAS, 1998).

Um outro critério considerado útil para avaliar o comportamento das estimativas de um modelo é o teste "t" de *Student* (RATKOWSKY, 1983) para a hipótese $H_0 : \beta = 0$, onde β é qualquer parâmetro do modelo em estudo:

$$t = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{Var(\hat{\beta})}} \quad (10)$$

O valor da estatística "t" é a razão entre a estimativa do parâmetro e seu erro-padrão, obtido a partir da raiz quadrada da variância assintótica dos parâmetros.

2.5.4 Estimativas iniciais

O ajuste de um modelo não linear é obtido através de um processo iterativo. Para iniciar este processo é necessário especificar estimativas iniciais dos parâmetros presentes no modelo a ser ajustado. Nesse contexto, torna-se necessário desenvolver um procedimento robusto que possibilite a obtenção de estimativas iniciais que possam viabilizar a convergência do processo de forma rápida e eficiente.

Existe na literatura a proposta de alguns procedimentos para obtenção de bons valores iniciais para algumas classes de modelos, como por exemplo, os modelos de crescimento (RATKOWSKY, 1983; REGAZZI, 2003).

2.6 Estatística teste

2.6.1 Estatística teste utilizando comparações de médias dos tratamentos

Em experimentos de degradabilidade ruminal são utilizados diversos delineamentos experimentais. Lucci et al.(1989) comparou quatro tratamentos dispostos em arranjo fatorial 2x2, num delineamento em quadrado latino com dois grupos de quatro animais cada e subperíodos de quatro semanas de duração, utilizando a quarta semana para medir a degradabilidade de nutrientes. As medidas foram obtidas em sete ocasiões (0, 3, 12, 24, 48, 72 e 96 horas) e foram realizadas comparações entre os tratamentos em cada ocasião, separadamente. O modelo adotado para estimar os parâmetros da curva de degradabilidade ruminal foi o de Orskov e McDonald (1979) e a comparação dos parâmetros foi feita pela diferença de amplitude existente entre eles.

Ruggieri et al. (2001) avaliaram o efeito do emurchecimento e da adição de fubá na degradabilidade in situ da silagem de alfafa e utilizaram o delineamento experimental de parcelas subdivididas no qual os três tempos de incubação constituíram as sub-parcelas e os tipos de silagens, as parcelas. Os três bovinos adultos providos de fístula no rúmen foram considerados como blocos, os tempos de incubação foram de 6, 24 e 96 horas e a partir dos valores de degradabilidade nos respectivos tempos de incubação estimaram-se os coeficientes do modelo de Orskov e McDonald (1979). As médias dos tratamentos foram comparadas utilizando o teste de Tukey para a degradabilidade (%) da matéria seca, a proteína bruta e a fibra em detergente neutro. Os parâmetros a , b e c foram comparados através da diferença de amplitude existente entre eles, nos diversos tratamentos.

Gimenes et al. (2006) avaliaram a degradabilidade in situ de silagens de milho confeccionadas com inoculantes bacteriano e/ou enzimático. O delineamento experimental utilizado foi o quadrado latino 4x4 com quatro animais e quatro tratamentos. Os desaparecimentos dos componentes nutritivos foram avaliados nos tempos 0, 6, 12, 16, 24, 48, 72, 96, 120 e 144 horas de permanência no rúmen. As degradabilidades da matéria seca, da matéria orgânica e da proteína bruta foram avaliadas através da degradabilidade potencial e efetiva proposta por Orskov e McDonald (1979).

A degradabilidade da fibra foi calculada através do modelo descrito por Mertens (1993) que considera que a fibra não é afetada pela solubilização inicial. As estimativas dos parâmetros foram obtidas utilizando o algoritmo de Gauss Newton disponível no Sistema de Análises Estatísticas e Genéticas (SAEG). Para comparar os tratamentos foi utilizado o teste de Tukey. Compararam-se os tratamentos

utilizando as estimativas dos parâmetros b e c , como também a DP (degradabilidade potencial) e DE (degradabilidade efetiva) para matéria seca, matéria orgânica e proteína bruta. Também foram feitas comparações com outros trabalhos inclusive para o parâmetro a . Comparações utilizando o teste de Tukey também foram feitas para a fibra de detergente neutro e fibra de detergente ácido.

2.6.2 Estatística teste utilizando comparações de estimativas obtidas com o ajuste do modelo referente aos tratamentos envolvidos

Os procedimentos de comparações de médias não são indicados quando os tratamentos correspondem a níveis crescentes de um fator quantitativo X . Uma forma de comparar esses tratamentos (ou grupos) consiste em testar a igualdade dos parâmetros das equações que descrevem o comportamento das respostas médias dos diversos tratamentos. A identidade de modelos de regressão não linear e a igualdade de qualquer subconjunto de parâmetros podem ser verificadas por meio de teste da razão de verossimilhança (REGAZZI, 2003).

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Materiais

O ensaio foi conduzido nas instalações do Departamento de Zootecnia da Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos - USP, Campus de Pirassununga. Utilizou-se 4 novilhos Nelore com peso médio de 502 ± 32 kg e idade aproximada de 36 meses, providos de fístulas no rúmen. Os animais foram mantidos em galpão experimental, contidos e alimentados individualmente. O piso do galpão era cimentado, os bebedouros automáticos e os cochos de alvenaria.

O fornecimento de ração era diário, sendo às 8:00 e às 16:00 horas. Na primeira alimentação, a sobra de ração do dia anterior era tirada, e o fornecimento de alimento ajustado para 110% do consumo. A dieta era composta por 19% de cana na MS e 81% de concentrado que faziam os tratamentos experimentais (Tabela 1):

- (i) dieta com sal de cálcio de ácidos graxos com monensina (A);
- (ii) dieta com caroço de algodão com monensina (B);
- (iii) dieta controle com monensina (C);
- (iv) dieta com caroço de algodão sem monensina (D).

As amostras utilizadas eram de concentrados secos em estufa com ventilação forçada a 65°C e moídas em moinho com peneira de 2mm. O peso de amostra utilizado por saco de náilon foi entre 5 e 6g, respeitando 0,05 a 0,06g por cm^2 .

Tabela 1 - Tratamentos experimentais

	Tratamentos			
	C	A	B	D
Fubá de milho	36,25	32,77	26,15	26,15
Polpa de citrus	45,91	41,49	33,11	33,11
Farelo de soja	15,43	17,28	11,11	11,11
Sal mineral	1,17	1,05	0,62	0,62
Uréia	1,23	1,23	1,23	1,23
Calcário	-	-	1,85	1,85
Caroço de algodão	-	-	25,93	25,93
Sal de cálcio de ácidos graxos	-	6,17	-	-
Monensina	0,03	0,03	0,03	-

Os sacos de náilon utilizados eram da marca *Ankon*, medindo 7x14cm e poros de 50 micrômetros estes foram colocados de acordo com o tempo de incubação e retirados todos ao mesmo tempo. Os tempos de incubação foram de 0, 3, 6, 12, 24, 48, 72 e 96 horas. Após o período de incubação, os sacos

foram lavados em água corrente até que a mesma apresentasse o aspecto de quando sai da torneira. Após a lavagem os sacos foram secados em estufa a 65°C com ventilação forçada.

Dentre as análises bromatológicas realizadas, utilizou-se no presente trabalho a matéria seca (MS) e a fibra em detergente ácido (FDA) das amostras. O delineamento experimental empregado foi o Quadrado Latino 4x4. O período de adaptação a cada tratamento foi de 15 dias e o de colheita de material de 6 dias.

Tabela 2 - Croqui do experimento

Período	Animal			
	2166	2071	2031	2034
1	A	C	B	D
2	C	A	D	B
3	D	B	A	C
4	B	D	C	A

As possíveis diferenças entre os tratamentos foram estudadas através das seguintes abordagens:

- (i) Comparação das estimativas médias dos parâmetros de Orskov e McDonald (1979) utilizando a ANOVA;
- (ii) Comparação das degradabilidades médias dos tratamentos utilizando a ANOVA;
- (iii) Teste para verificar a igualdade de parâmetros em modelos aninhados utilizando um teste de razão de verossimilhança, com aproximação qui-quadrado (REGAZZI, 2003).

As médias dos tratamentos foram comparadas através dos seguintes contrastes ortogonais:

$$\begin{aligned}
 Y(1) &= [(-1)\mu_A + (-1)\mu_B + (+3)\mu_C + (-1)\mu_D] \\
 Y(2) &= [(+2)\mu_A + (-1)\mu_B + (0)\mu_C + (-1)\mu_D] \\
 Y(3) &= [(0)\mu_A + (-1)\mu_B + (0)\mu_C + (+1)\mu_D]
 \end{aligned} \tag{11}$$

Interpretando-se os contrastes: o $Y(1)$ compara o efeito da dieta controle com monensina (C) com relação as dietas adicionadas com lipídeos (A, B e D); o contraste $Y(2)$ compara o efeito da dieta com sal de cálcio e monensina (A) com relação a dieta com caroço de algodão com e sem monensina (B e D) e o último contraste $Y(3)$ compara o efeito da dieta com caroço de algodão e com monensina (B) com a dieta com caroço de algodão sem monensina (D).

3.2 Métodos

3.2.1 Análise preliminar dos dados

As medidas de degradação ruminal de um animal são obtidas repetidamente ao longo do tempo, existindo forte indício de correlação entre as medidas e heterogeneidade de variâncias. Além do tempo,

o fato de os animais não serem idênticos leva a suspeitar que cada um degrada os alimentos de maneira diferente. Como os dados são provenientes de um experimento em quadrado latino, envolvendo período e animal como efeito de linhas e colunas, respectivamente, se supõe que esses efeitos estejam controlados, no entanto para uma melhor identificação da variabilidade das medidas ao longo do tempo, adotou-se o seguinte procedimento:

- Ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) da forma usual e ponderada caso verifique-se a heterogeneidade de variâncias das medidas de degradabilidade para os tempos. Para ponderação utilizou-se o inverso das variâncias determinadas em cada tempo.
- Ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) da forma modificada e ponderada, caso verifique-se a heterogeneidade de variâncias das medidas de degradabilidade para os tempos. Para ponderação utilizou-se o inverso das variâncias determinadas em cada tempo.

Para obtenção dos dados modificados, ou seja, sem os efeitos de animal e de período, ajustou-se primeiramente o modelo $y_{ilc} = \mu + A_l + P_c + \varepsilon_{ilc}$. Como os resíduos deste modelo somente contem o efeito de tratamento, os dados modificados (\hat{y}_{ilc}) foram calculados como $\hat{y}_{ilc} = \mu + \varepsilon_{ilc}$.

As variâncias utilizadas como ponderação nas análises de dados sem homogeneidade variâncias foram calculadas a partir dos resíduos do modelo $y_{ijc} = \mu + T_i + A_l + P_c + \varepsilon_{ijc}$.

Para realização do teste de homocedasticidade com os dados usuais e modificados utilizou-se o teste de Levene, disponível no *proc glm* do SAS[®], na opção *hovtest* do comando *means*.

As medidas repetidas sistematicamente ao longo do tempo em um mesmo animal serão consideradas não correlacionadas dado que em cada tempo são usados sacos de náilon distintos e o ambiente ruminal é suficientemente grande, tornando a concorrência entre eles nula.

3.2.2 Obtenção das estimativas iniciais para o ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979)

No *proc nlin* do SAS[®] é necessário especificar estimativas iniciais dos parâmetros presentes no modelo, utilizando o comando *parms*. Isso pode ser feito de duas maneiras: uma consiste em especificar um único valor inicial para cada parâmetro e a outra, especificar um intervalo para estimar o valor inicial, sendo que a partir de combinações dos valores desse intervalo, adota-se a combinação que apresenta a menor soma de quadrados dos erros. Para avaliar a adequação de uma estimativa inicial deve-se observar a convergência do processo iterativo e o número de iterações necessárias até que a convergência do processo ocorra.

As estimativas iniciais a_0 , b_0 e c_0 do modelo (1) para cada tratamento, podem ser obtidas da forma que segue.

Passo 1: Faça o gráfico de dispersão $p \times t$. Uma estimativa inicial razoável para b_0 pode ser obtida visualmente pela assíntota horizontal sugerida no gráfico (o valor máximo aproximado é modelado pela resposta p quando $t \rightarrow \infty$ (RATKOWSKY, 1983). Uma alternativa simples para o valor inicial de b consiste em tomar um valor um pouco maior do que o maior valor observado em p (REGAZZI, 2003). No entanto, sabe-se que $b_0 = a + b$ e conseqüentemente $b = b_0 - a$.

Passo 2: Para determinar a_0 , deve-se proceder da mesma forma que no Passo 1, obtendo como estimativa o valor de p quando $t = 0$. Uma alternativa simples para o valor a_0 consiste em tomar o menor valor observado em p .

Passo 3: Para obtenção de c_0 deve-se linearizar a função resposta, como segue:

$$p_i = a + b(1 - e^{-ct_i}) \Rightarrow p_i - a - b = -be^{-ct_i} \Rightarrow \frac{p_i - a - b}{-b} = e^{-ct_i} \quad (12)$$

Aplicando o \ln para linearizar a função, tem-se:

$$\ln\left(\frac{p_i - a - b}{-b}\right) = \ln(e^{-ct_i}) \Rightarrow \ln\left(\frac{p_i - a - b}{-b}\right) = -ct_i \quad (13)$$

Como $b = b_0 - a$, tem-se que:

$$\ln\left(\frac{p_i - b_0}{a - b_0}\right) = -ct_i \quad (14)$$

Para $i = 1, \dots, g$, sendo g os grupos (tratamentos), ou seja, no caso de $i = 1$ todas as observações do grupo (tratamento) 1 são utilizadas. Ajustando-se um modelo de regressão linear simples, sem intercepto:

$$z_i = Bt_i + e_i \Rightarrow \hat{z}_i = \hat{B}t_i; \text{ sendo } z_i = \ln\left(\frac{p_i - b_0}{a - b_0}\right) \quad (15)$$

Dessa forma, a estimativa inicial de c é dada por:

$$c_0 = -\hat{B} \quad (16)$$

Deve-se adotar esse procedimento para a obtenção das estimativas iniciais do modelo de *Orskov e McDonald* para cada tratamento. No presente trabalho, utilizou-se o procedimento *IML* do SAS[®] para a obtenção dessas estimativas iniciais. Uma boa prática é a utilização de outros conjuntos de valores iniciais para verificar a convergência do processo para os mesmos resultados.

3.2.3 Ajuste do modelo

O modelo proposto por Orskov e McDonald (1979), tem a seguinte parametrização:

$$p_{ijm} = a_i + b_i(1 - e^{-c_it_{ij}}) + \varepsilon_{ijm} \quad (17)$$

em que $i = 1, \dots, 4$ grupos (curvas); $j = 1, \dots, t$ medidas (tempos); n é o número total de observações.

Sejam as variáveis *dummy*:

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{se a observação } p_{ijm} \text{ pertence ao grupo } i; \\ 0 & \text{em caso contrário.} \end{cases}$$

O modelo para os quatro tratamentos pode ser descrito da seguinte forma:

$$p_{ijm} = D_1 [a_1 + b_1 (1 - e^{-c_1 t_{1j}})] + D_2 [a_2 + b_2 (1 - e^{-c_2 t_{2j}})] + \\ D_3 [a_3 + b_3 (1 - e^{-c_3 t_{3j}})] + D_4 [a_4 + b_4 (1 - e^{-c_4 t_{4j}})] + \varepsilon_{ijm}$$

A degradabilidade efetiva é representada da seguinte forma:

$$DE_i = a_i + \frac{b_i c_i}{c_i + K}$$

$i = 1, \dots, 4$ tratamentos (curvas); e $K = 0,02; 0,05$ e $0,08$ /hora, é a taxa de saída da digesta do rúmen.

3.2.3.1 Mínimos Quadrados Ordinários

No ajuste dos modelos de Orskov e McDonald (1979) referentes aos diferentes tratamentos utilizou-se o *proc nlin* do SAS[®], com o método de Gauss-Newton. Os valores iniciais utilizados foram aqueles obtidos em 3.2.2.

3.2.3.2 Mínimos Quadrados Ponderados

Uma aplicação de mínimos quadrados ponderados pode ser considerada para o ajuste de curvas de degradabilidade. Nesse caso a regressão não linear é ponderada pelo inverso das variâncias dos resíduos obtidos através do ajuste dos modelos apresentados na seção (4.2.1), com o intuito de reduzir a heterogeneidade de variâncias das medidas de porcentagem de degradação nos diferentes tempos de incubação. Utilizou-se a opção *weight* do *proc nlin* do SAS[®] para o ajuste de mínimos quadrados ponderados com as estimativas iniciais obtidas na seção 3.2.2.

3.2.4 Qualidade do ajuste

Para avaliar a qualidade do ajuste do modelo alguns aspectos foram observados, a convergência do processo iterativo e o número de iterações necessárias para a convergência do processo, o coeficiente de determinação ajustado R^2 , quadrado médio do resíduo (*QMR*), erro de predição médio (*EPM*), o teste "t" de *Student* e o erro padrão das estimativas.

3.3 Comparação de médias e estimativas

3.3.1 O ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) ponderado e não ponderado e o cálculo da degradabilidade efetiva para cada combinação de animal, período e tratamento

Pode-se avaliar o efeito dos tratamentos através da comparação de médias das estimativas obtidas com o ajuste do modelo não linear e comparação de médias das degradabilidades efetivas dos tratamentos, já que esses valores representam a degradabilidade da forma mais próxima da real, embora dependam diretamente das estimativas obtidas através do ajuste do modelo não linear. Ajustando-se um modelo para cada animal, período e tratamento, totalizando $4 \times 4 = 16$ modelos:

$$p_{ilcjm} = a_{ilc} + b_{ilc}(1 - e^{-c_{ilc}t_{ilc}^j}) + \varepsilon_{ilcjm}$$

em que $i = 1, \dots, 4$ tratamentos (curvas); $l = 1, \dots, 4$ (animais); $c = 1, \dots, 4$ (período) e $j = 1, \dots, t$ medidas (tempos).

Comparando-se as médias das estimativas ajustadas da forma usual considerando o arranjo dos dados em quadrado latino, têm-se:

$$\hat{\beta}_{ilcm} = \mu + T_i + A_l + P_c + \varepsilon_{ilcm} \quad (18)$$

Em que: $\hat{\beta}_{ilcm}$ = estimativas (a , b e c); μ = constante comum à todas as observações; T_i = efeito do i -ésimo tratamento; A_l = efeito do l -ésimo animal; P_c = efeito do c -ésimo período; ε_{ilcm} = erro aleatório.

Comparando-se as médias das estimativas ajustadas da forma modificada, têm-se:

$$\hat{\beta}_{im} = \mu + T_i + \varepsilon_{im} \quad (19)$$

Em que $\hat{\beta}$ = estimativas (a , b e c); μ = constante comum à todas as observações; T_i = efeito do i -ésimo tratamento; ε_{im} = erro aleatório.

O ajuste dos modelos 18 e 19 foi feito utilizando-se o *proc glm* do SAS[®] e verificada a diferença significativa para os tratamentos, os contrastes apresentados em 11 foram aplicados na comparação dos tratamentos.

A degradabilidade efetiva é representada da seguinte forma:

$$DE_{ilc} = a_{ilc} + \frac{b_{ilc}c_{ilc}}{c_{ilc} + K} \quad (20)$$

Para $i = 1, \dots, 4$ tratamentos (curvas); $l = 1, \dots, 4$ (animais); $c = 1, \dots, 4$ (período); em que $K = 0,02$; $0,05$ e $0,08$ /hora, é a taxa de saída da digesta do rúmen.

Comparando-se as médias das estimativas ajustadas da forma usual considerando o arranjo dos dados em quadrado latino, têm-se:

$$DE_{ilcm} = \mu + T_i + A_l + P_c + \varepsilon_{ilcm} \quad (21)$$

DE_{ilcm} = degradabilidade efetiva (em função do animal l , período c submetido ao tratamento i); μ = efeito comum; T_i = efeito do i -ésimo tratamento; A_l = efeito do l -ésimo animal; P_c = efeito do c -ésimo período; ε_{ilcm} = erro aleatório. Comparando-se as médias das estimativas ajustadas da forma modificada, têm-se:

$$DE_{im} = \mu + T_i + \varepsilon_{im} \quad (22)$$

Em que DE_{im} = estimativas (a , b e c); μ = efeito comum; T_i = efeito do i -ésimo tratamento; ε_{im} = erro aleatório.

Realizou-se o ajuste para os modelos 21 e 22 através do *proc glm* do SAS[®] e verificada e diferença significativa para os tratamentos, os contrastes apresentados em 11 foram aplicados na comparação dos tratamentos.

3.3.2 Estatística teste utilizando comparações de estimativas obtidas com o ajuste do modelo ponderado e não ponderado referente aos tratamentos envolvidos

Uma forma alternativa de comparar os tratamentos consiste em testar hipóteses de igualdades entre os parâmetros dos modelos ajustados para cada tratamento. As hipóteses a serem testadas:

$$\begin{array}{l}
 1) \left\{ \begin{array}{l} H_0^{(1)} : a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a \\ H_1^{(1)} : \text{nem todos } a'_i \text{ são iguais} \end{array} \right. \\
 2) \left\{ \begin{array}{l} H_0^{(2)} : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b \\ H_1^{(2)} : \text{nem todos } b'_i \text{ são iguais} \end{array} \right. \\
 3) \left\{ \begin{array}{l} H_0^{(3)} : c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = c \\ H_1^{(3)} : \text{nem todos } c'_i \text{ são iguais} \end{array} \right. \\
 4) \left\{ \begin{array}{l} H_0^{(4)} : a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a, b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b, c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = c \\ H_1^{(4)} : \text{pelo menos uma igualdade é uma desigualdade} \end{array} \right.
 \end{array}$$

As hipóteses testadas apresentam as seguintes interpretações:

$H_0^{(1)}$: testa se as frações rapidamente solúvel dos alimentos analisados são iguais, ou seja, se todos os tratamentos apresentam uma curva com o mesmo ponto de intersecção no tempo zero;

$H_0^{(2)}$: testa se os tratamentos apresentam igual degradação potencial dos alimentos;

$H_0^{(3)}$: testa se a taxa de degradação da fração potencialmente degradável do alimento são iguais para

todos os tratamentos;

$H_0^{(4)}$: testa se todos os tratamentos podem ser representados por uma única curva de degradação ruminal.

A estimação dos parâmetros dos modelos será feita pelo método dos Mínimos Quadrados ou pelo método da Máxima verossimilhança que consiste em obter uma estimativa para o vetor de parâmetros β que minimize:

$$SQR(\beta) = \sum_{j=1}^t [y_j - f(x_j, \beta)]^2$$

Já o método da Máxima Verossimilhança consiste em maximizar a função de verossimilhança:

$$L(\beta, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^t (y_j - f(x_j, \beta))^2 \right\}$$

Maximizar a função de verossimilhança é o mesmo que minimizar o somatório na parte do expoente, que corresponde a $SQR(\beta)$. Para σ^2 fixo, chega-se aos mesmos estimadores com os dois métodos.

O teste de hipóteses pode ser feito por meio de teste da razão de verossimilhança, que compara modelos "aninhados" ou "encaixados", ou seja, comparações do tipo: modelo completo vs modelo resumido (REGAZZI, 2003). Ajusta-se o modelo completo de maneira que todas as estimativas iniciais utilizadas diferem entre si, já um modelo com restrição, como na hipótese 1, uma mesma estimativa inicial é fornecida para todos os modelos. Para aplicação do teste temos os seguintes passos:

- 1) Ajustar o modelo completo Ω e obter: $\hat{\sigma}_{\Omega}^2 = \frac{SQR_{\Omega}}{n}$
em que SQR_{Ω} é a soma de quadrados residual para o modelo completo.
- 2) Ajustar o modelo reduzido w e obter: $\hat{\sigma}_w^2 = \frac{SQR_w}{n}$
em que SQR_w é a soma de quadrados residual para o modelo reduzido.

- 3) Estatística do Teste:

Teste da razão de verossimilhança $L = \left(\frac{\hat{\sigma}_{\Omega}^2}{\hat{\sigma}_w^2} \right)^{\frac{n}{2}}$

No caso de grandes amostras, a distribuição de $-2 \ln(L)$ é aproximadamente qui-quadrado com $\nu = p_{\Omega} - p_w$ graus de liberdade:

$$-2 \ln L = -n \ln \left(\frac{\hat{\sigma}_{\Omega}^2}{\hat{\sigma}_w^2} \right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \chi_{\nu}^2$$

- 4) Regra de decisão, rejeita-se H_0 quando:

$$\chi_{calculado}^2 \geq \chi_{tabelado}^2$$

em que: $\chi_{calculado}^2 = -n \ln \left(\frac{SQR_{\Omega}}{SQR_w} \right)$;

p_{Ω} é o número de parâmetros estimados no modelo Ω ;

p_w é o número de parâmetros estimados no modelo w ;

$\nu = p_{\Omega} - p_w$ é número de graus de liberdade.

A Tabela 3 apresenta informações com relação ao modelo sem restrição nos parâmetros e com as restrições de interesse e o número de parâmetros dos modelos a serem comparados.

Tabela 3 - Informações sobre os modelos a serem comparados

Modelo	Característica	Parâmetros Estimados
Ω	Sem qualquer restrição	12
W1	$a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a$	9
W2	$b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b$	9
W3	$c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = c$	9
W4	$a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a,$ $b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b$ e $c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = c$	3

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Introdução

As variáveis analisadas no presente trabalho foram: matéria seca (MS) e fibra em detergente ácido (FDA). Como o delineamento experimental utilizado foi um quadrado-latino 4x4 e foram realizadas medidas de degradabilidade ao longo de oito ocasiões (0, 3, 6, 12, 24, 48, 72 e 96 horas) é esperado que os dados apresentem efeito de animal, período, tratamento e tempo. Com o intuito de eliminar os efeitos de animal e período, foram retirados os seus efeitos dos dados originais, gerando um novo conjunto de dados que contém apenas os efeitos de tratamento e tempo, denominado modificado (MS_mod e FDA_mod).

Também é esperado que os dados de experimentos que avaliam o comportamento da cinética ruminal apresentem heterogeneidade de variância nos diferentes tempos, sendo que nos primeiros tempos de incubação existe uma grande variabilidade na degradabilidade ruminal e essa variabilidade tende a diminuir até o tempo 96 horas. Com o intuito de estudar a influência dessa heterogeneidade de variâncias no ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) e nas posteriores inferências, serão utilizados na sua estimação os métodos dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e mínimos quadrados ponderados (MQP).

Nas seções 4.2 e 4.3 serão apresentados os resultados das análises das variáveis originais, ponderadas, modificadas e modificadas ponderadas. Para identificar essas quatro situações, nas discussões e tabelas, utilizar-se-á as siglas apresentadas nas Tabelas 4 e 5, as quais representam respectivamente, matéria seca e fibra em detergente ácido

Tabela 4 - Características dos quatro modelos de análise da Matéria Seca

Método de estimação	Dados originais	Sem o efeito de animal e de período
MQO	MS	MS_mod
MQP	MS_pond	MS_mod_pond

Tabela 5 - Características dos quatro modelos de análise da Fibra em Detergente Ácido

Método de estimação	Dados originais	Sem o efeito de animal e de período
MQO	FDA	FDA_mod
MQP	FDA_pond	FDA_mod_pond

4.2 Matéria Seca

A Tabela 6 apresenta os valores das variâncias das variáveis MS e MS_mod nos oito tempos de coleta, podendo-se observar a menor variância no tempo 0, que decorre da forma como foram obtidos dados, ou seja, uma única informação é calculada para cada tratamento e este valor é replicado quatro vezes e representam os dados obtidos dos quatro animais submetidos ao mesmo tratamento. De uma forma geral observa-se que, com exceção do tempo 0 e 96, a variância da matéria seca degradada diminui à medida que o tempo de incubação do material analisado aumenta.

Os resultados do teste de Levene, Tabela 6, para a homogeneidade das variâncias nos diversos tempos de incubação indicam heterogeneidade de variâncias tanto para os dados de MS ($p < 0,10$) quanto os de MS_mod ($p < 0,05$).

Tabela 6 - Variâncias para os diferentes tempos das variáveis MS e MS_mod

Tempos	Variâncias	
	MS	MS_mod
0	3,7385	3,7385
3	38,9381	21,6555
6	26,5047	6,4515
12	25,1908	7,9249
24	29,6416	15,2354
48	12,4604	7,2652
72	6,6603	2,2403
96	20,3921	9,4019
F (Levene)	1,79	2,96
p-valor	0,0951	0,0068

Confirmada a heterogeneidade de variâncias nos tempos de incubação, procedeu-se ao ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários e ponderados para as variáveis MS e MS_mod, com o intuito de estudar o comportamento das estimativas.

4.2.1 Obtenção das estimativas iniciais para ajuste do modelo

As estimativas iniciais apresentadas na Tabela 7 foram obtidas utilizando-se o procedimento apresentado na seção 3.2.2, que se mostrou bastante eficiente, pois as estimativas iniciais obtidas permitiram uma rápida convergência nos ajustes dos modelos.

4.2.2 Ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979)

O ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) aos dados de matéria seca nas suas formas original (MS) e sem efeito de animal e período (MS_mod) foi feito utilizando-se os métodos de estimação de

Tabela 7 - Estimativas iniciais dos parâmetros do modelo de Orskov & McDonald (1979) para MS e MS_mod

Tratamento	Parâmetro	MS	MS_mod
A	<i>a</i>	33,21	33,21
	<i>b</i>	61,31	61,4313
	<i>c</i>	0,0374036	0,0364337
B	<i>a</i>	33,63	33,63
	<i>b</i>	55,33	55,5825
	<i>c</i>	0,0403904	0,0382636
C	<i>a</i>	37,96	37,96
	<i>b</i>	56,02	54,1875
	<i>c</i>	0,0379958	0,0399008
D	<i>a</i>	34,43	34,43
	<i>b</i>	60,31	60,9413
	<i>c</i>	0,0352643	0,0326661

mínimos quadrados ordinários (MQO) e mínimos quadrados ponderados (MQP). A Tabela 4 apresenta os quatro modelos de análise utilizados.

Para o ajuste MQP utilizou-se a ponderação pelo inverso da variância nos diferentes tempos de incubação, como apresentado na Tabela 8.

Tabela 8 - Variâncias utilizadas na ponderação do ajuste dos modelos ponderados na variável Matéria Seca

Tempos	Variâncias	
	MS	MS_mod
0	3,7385	0,0000
3	38,9381	11,4842
6	26,5047	5,5693
12	25,1908	5,7413
24	29,6416	10,2721
48	12,4604	1,9246
72	6,6603	0,6448
96	20,3921	3,7712

O gráfico 3 apresenta o comportamento dos dados e o ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) da forma usual.

Na Tabela 9 estão apresentadas as estimativas dos parâmetros do modelo de Orskov e McDonald (1979) para os modelos descritos na Tabela 4 podendo-se observar que a forma ponderada para os dados da MS e MS_mod apresentou erro padrão das estimativas menores.

A Tabela 9 apresenta a estatística "t" para o teste sobre os parâmetros *a*, *b* e *c*, os resultados

Tabela 9 - Estimativas e respectivos erros padrões (e.p.) e Teste "t" de Student, para as estimativas *a*, *b* e *c* dos parâmetros do modelo de Orskov e McDonald (1979) obtidos com o ajuste das curvas médias dos modelos na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond

	MS			MS_pond			MS_mod			MS_mod_pond		
	estimativa	e.p.	teste t	estimativa	e.p.	teste t	estimativa	e.p.	teste t	estimativa	e.p.	teste t
Tratamento A												
<i>a</i>	34,1253	1,9102	17,87*	33,3607	0,8986	37,12*	34,1253	1,2931	26,39*	33,3177	0,6365	52,35*
<i>b</i>	56,2584	2,2201	25,34*	56,9595	1,3101	43,48*	56,2584	1,5029	37,43*	56,9127	0,7646	74,43*
<i>c</i>	0,0667	0,0073	9,12*	0,0695	0,0063	11,07*	0,0667	0,0050	13,47*	0,0720	0,0042	17,17*
Tratamento B												
<i>a</i>	36,0679	2,0382	17,70*	33,9819	0,9067	37,48*	36,0678	1,3798	26,14*	33,9598	0,6415	52,93*
<i>b</i>	48,4024	2,2918	21,12*	51,5115	1,2677	40,63*	48,4025	1,5514	31,20*	52,1496	0,7637	68,28*
<i>c</i>	0,0946	0,0114	8,29*	0,0952	0,0091	10,41*	0,0946	0,0077	12,25*	0,0939	0,0057	16,40*
Tratamento C												
<i>a</i>	37,1428	1,9480	19,07*	37,8708	0,8996	42,10*	37,1428	1,3187	28,17*	37,8806	0,6366	59,51*
<i>b</i>	52,2209	2,2371	23,34*	51,9961	1,3023	39,93*	52,2210	1,5144	34,48*	52,1789	0,7644	68,26*
<i>c</i>	0,0739	0,0086	8,64*	0,0720	0,0071	10,17*	0,0739	0,0058	12,77*	0,0725	0,0046	15,76*
Tratamento D												
<i>a</i>	35,4390	1,9586	18,09*	0,0720	0,9022	38,34*	35,4390	1,3259	26,73*	34,5848	0,6388	54,14*
<i>b</i>	53,5313	2,2427	23,87*	54,0458	1,2862	42,02*	53,5313	1,5182	35,26*	53,9413	0,7629	70,70*
<i>c</i>	0,0761	0,0085	8,90*	0,0791	0,0074	10,74*	0,0761	0,0058	13,15*	0,0806	0,0049	16,62*

* p-valor < 0,05

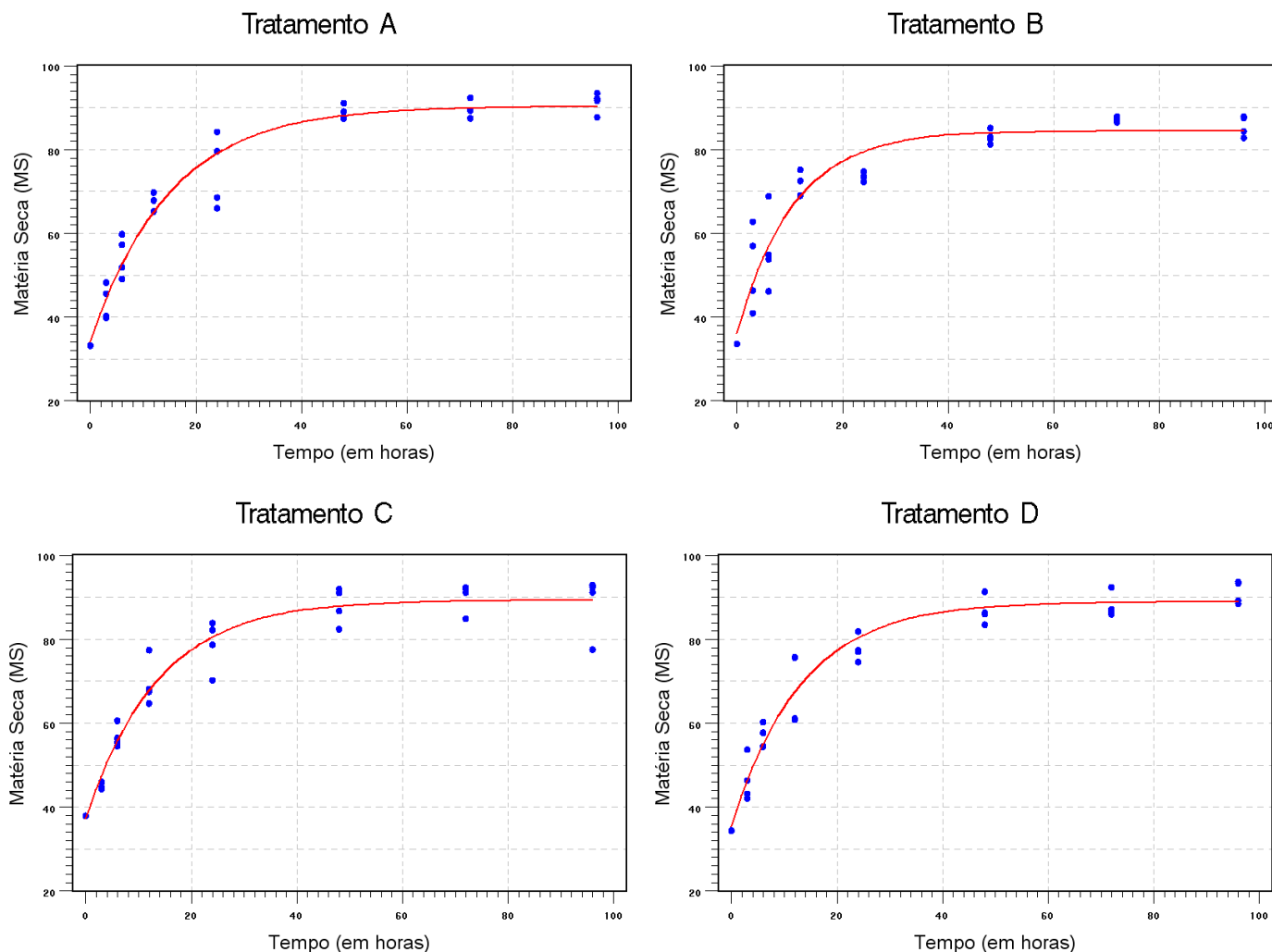


Figura 3 - Valores observados de matéria seca (MS) e curvas de Orskov ajustadas por tratamento mostram que a forma ponderada para os dados da MS e MS_mod apresentam os maiores valores da estatística "t", sendo que todos os testes apresentam significância ($p < 0,05$).

Para avaliar a qualidade do ajuste algumas medidas de desempenho foram calculadas e apresentadas na Tabela 10.

Tabela 10 - Número de iterações, Quadrado médio residual (QMR), Coeficiente de determinação ajustado (R^2) e erro de predição médio (EPM), obtidas com o ajuste das curvas médias dos modelos, MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond

	Número de iterações	QMR	R^2_{aj}	EPM ¹
MS	9	21,3908	0,9461	-0,0626
MS_pond	8	0,9079	0,9826	0,0779
MS_mod	10	9,8028	0,9746	-0,0626
MS_mod_pond	9(1sub)	1,6989	0,9937	-0,2070

¹Média de todos os erros de predição (EPM)

Com relação aos resultados dos ajustes propostos, o processo iterativo característico no ajuste de

modelos não-lineares apresentou convergência para a variável nas formas usual, ponderada, modificada e modificada ponderada, sendo que o procedimento que apresentou o menor número de iterações nas formas ponderadas. Cabe ressaltar que nos casos analisados a convergência do processo iterativo foi alcançada com um número reduzido de iterações, sugerindo que o uso das estimativas iniciais obtidas de acordo com a seção 2.5.4, foi eficiente.

Analisando os valores do quadrado médio dos resíduos dos ajustes, os modelos ajustados na forma ponderada apresentam uma sensível diminuição nos valores obtidos; no caso da matéria seca a diminuição do quadrado médio do resíduo foi proporcionalmente maior comparada com a forma não ponderada e ponderada da variável matéria seca modificada.

Conforme observado na Tabela 10, o coeficiente de determinação R^2 ajustado indicou um bom ajuste tanto para os modelos não ponderados quanto para os ponderados, entretanto apresentou maiores valores para as formas ponderadas do ajuste da variável MS e MS_mod.

Outro critério utilizado para comparação de curvas ajustadas nesse trabalho foi o erro de predição médio (EPM), cujos os resultados encontram-se na Tabela 10. Eles indicam que o modelo usual, modificado e modificado ponderado superestimam a degradabilidade da matéria seca, pois apresentam sinais negativos e que o modelo ponderado subestima a degradabilidade.

4.2.3 Ajuste das curvas individuais dos modelos

Na Tabela 11 estão apresentados os resultados da análise de variância das estimativas dos parâmetros obtidas com o ajuste dos modelos propostos e os respectivos testes para comparação das médias das estimativas apresentadas na Tabela 12.

Tabela 11 - Resultados da análise de variância e contrastes aplicados para comparação de médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos de Orskov e McDonald (1979), na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond

	Estimativas	F ¹	p-valor ²	Contrastes		
				Y(1)	Y(2)	Y(3)
MS	<i>a</i>	1,24	0,3743	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	<i>b</i>	3,40	0,0942	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	<i>c</i>	2,99	0,1176	p>0,05	p>0,05	p>0,05
MS_pond	<i>a</i>	189,10	<,0001	<,0001	0,0022	0,0169
	<i>b</i>	5,36	0,0392	0,1517	0,0178	0,1382
	<i>c</i>	3,45	0,0919	p>0,05	p>0,05	p>0,05
MS_mod	<i>a</i>	3,09	0,0677	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	<i>b</i>	6,51	0,0073	0,7625	0,0053	0,0156
	<i>c</i>	6,67	0,0067	0,3236	0,0061	0,0156
MS_mod_pond	<i>a</i>	350,68	<,0001	<,0001	<,0001	0,0018
	<i>b</i>	10,70	0,0010	0,0196	0,0006	0,0862
	<i>c</i>	7,33	0,0047	0,0449	0,0062	0,0309

¹Estatística obtida através da análise de variância (ANOVA)

²p-valor referente a estatística F

Tabela 12 - Médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos de Orskov e McDonald (1979), na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond

		Médias		
Tratamento		<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
MS	A	34,1622	56,4756	0,06631
	B	35,5386	48,8177	0,10277
	C	37,0538	52,7247	0,07592
	D	35,4863	53,7444	0,07563
MS_pond	A	33,3396	57,0682	0,07017
	B	33,9134	51,5579	0,10020
	C	37,8439	52,2327	0,07404
	D	34,5918	54,1354	0,07941
MS_mod	A	34,0402	56,4098	0,06768
	B	36,0833	48,4000	0,09453
	C	37,1278	52,3345	0,07443
	D	35,3752	53,5893	0,07688
MS_mod_pond	A	33,2972	56,9551	0,07273
	B	33,9582	52,1508	0,09399
	C	37,8642	52,2211	0,07317
	D	34,5708	53,9692	0,08129

De uma forma geral, observa-se que os procedimentos aplicados às análises dos dados MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond resultaram num aumento da estatística F e sua significância, devido à diminuição da variabilidade das respostas, à retirada do efeito de animal e período dos dados originais (MS) e ao uso do método de mínimos quadrados ponderados, com a ponderação feita pelo inverso da variância de cada tempo.

Nas Tabelas 13 e 14 estão apresentados as médias das degradabilidades efetivas e os resultados da análise de variância com os respectivos testes para comparação das médias

Tabela 13 - Médias das degradações efetivas dos modelos individuais na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond

	Tratamento	Degradação Efetiva		
		k=2%/h	k=5%/h	k=8%/h
MS	A	77,3858	66,2136	59,6580
	B	75,9836	67,8313	62,4732
	C	78,2121	68,2071	62,1790
	D	77,7963	67,6510	61,4644
MS_pond	A	77,5980	66,5076	59,8816
	B	76,5874	67,9078	62,2039
	C	78,5523	68,5503	62,5370
	D	77,7074	67,6682	61,4392
MS_mod	A	77,4055	66,2883	59,7253
	B	76,0237	67,7289	62,2877
	C	78,2351	68,2682	62,2069
	D	77,8266	67,7549	61,5526
MS_mod_pond	A	77,8836	66,9523	60,3344
	B	76,9531	67,9917	62,1220
	C	78,7855	68,7816	62,7169
	D	77,8120	67,8990	61,6911

Tabela 14 - Resultados do ajuste e contrastes da degradação efetiva com $k= 2, 5$ e $8\%/h$ na forma MS, MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond

	DE	F ¹	p-valor	Contrastes		
				Y(1)	Y(2)	Y(3)
MS	k=2%/h	3,29	0,1000	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	k=5%/h	1,93	0,2268	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	k=8%/h	2,73	0,1363	p>0,05	p>0,05	p>0,05
MS_pond	k=2%/h	5,49	0,0372	0,0195	0,3252	0,0606
	k=5%/h	2,66	0,1423	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	k=8%/h	3,39	0,0946	p>0,05	p>0,05	p>0,05
MS_mod	k=2%/h	6,87	0,0060	0,0188	0,3059	0,0046
	k=5%/h	3,23	0,0609	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	k=8%/h	4,44	0,0256	0,1449	0,0081	0,3762
MS_mod_pond	k=2%/h	10,94	0,0009	0,0005	0,0958	0,0199
	k=5%/h	4,73	0,0211	0,0125	0,0365	0,8523
	k=8%/h	5,93	0,0102	0,0167	0,0094	0,4779

¹Valor de F calculado na análise de variância (ANOVA)

Os resultados apresentados para a degradação efetiva mostram que os procedimentos aplicados às análises dos dados como MS_pond, MS_mod e MS_mod_pond resultaram no aumento da estatística F e sua significância, devido à diminuição da variabilidade das respostas, à retirada do efeito de animal e período dos dados originais (MS) e ao uso do método de mínimos quadrados ponderados, com a ponderação feita pelo inverso da variância de cada tempo.

4.2.4 Teste para verificar a igualdade dos parâmetros

Os testes de comparação dos parâmetros dos modelos de Orskov e McDonald (1979) foram realizados com o intuito de buscar um modelo parcimonioso que possa explicar bem o comportamento da resposta média utilizando um número menor de parâmetros.

A igualdade entre os parâmetros pode ser utilizada para determinar se uma única curva pode ser considerada adequada para representar os quatro tratamentos (dietas) e, caso contrário, quais os parâmetros no modelo podem ser consideradas iguais nos tratamentos analisados. As características do modelo completo e dos modelos restritos estão apresentados na seção 3.3.2, para o cálculo da estatística χ^2 utilizou-se o número de observações da variável igual a 128.

Os resultados apresentados nas Tabelas 15 e 16 são referentes às estimativas e aos resultados dos testes das quatro hipóteses formuladas para testar a igualdade entre os parâmetros. Como a hipótese $H_0^{(4)}$ não foi rejeitada ($p > 0,05$) pode-se concluir que as quatro curvas de degradabilidade que representam

os tratamentos não diferem entre si, nesse caso uma única curva, cujas estimativas estão apresentadas na Tabela 15, pode ser ajustada para representar a degradação das dietas avaliadas.

Tabela 15 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável MS

Parâmetro	Modelo				
	Ω	W1	W2	W3	W4
<i>a1</i>	34,1253	-	36,3907	32,8814	-
<i>b1</i>	56,2584	54,9897	-	56,4678	-
<i>c1</i>	0,0667	0,0631	0,0658	-	-
<i>a2</i>	36,0679	-	32,8071	38,2149	-
<i>b2</i>	48,4024	48,7465	-	47,6316	-
<i>c2</i>	0,0946	0,0962	0,1003	-	-
<i>a3</i>	37,1428	-	36,8295	36,9369	-
<i>b3</i>	52,2209	53,5167	-	52,2693	-
<i>c3</i>	0,0739	0,0777	0,0741	-	-
<i>a4</i>	35,4390	-	36,0132	35,5104	-
<i>b4</i>	53,5313	53,3368	-	53,5132	-
<i>c4</i>	0,0761	0,0754	0,0756	-	-
<i>a</i>	-	35,6668	-	-	35,8220
<i>b</i>	-	-	52,6891	-	52,4867
<i>c</i>	-	-	-	0,0755	0,0760
$n\hat{\sigma}^2$	2481,3	2507,9	2614,0	2558,6	2786,7

Tabela 16 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável MS

	Hipóteses			
	$H_0^{(1)}$	$H_0^{(2)}$	$H_0^{(3)}$	$H_0^{(4)}$
$\chi^2_{calculado}$	1,36	6,67	3,93	14,86
ν	3	3	3	9
p-valor	0,7149	0,0832	0,2691	0,0949

Os resultados apresentados nas Tabelas 17 e 18 são referentes às estimativas e aos resultados dos testes das quatro hipóteses formuladas para testar a igualdade entre os parâmetros. Como a hipótese $H_0^{(3)}$ não foi rejeitada ($p > 0,05$), pode-se concluir que as quatro curvas de degradabilidade apresentam a mesma taxa de degradação da fração potencialmente degradável do alimento para todos os tratamentos, com valores diferentes para fração rapidamente solúvel e degradação potencial das dietas analisadas.

Tabela 17 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável MS_pond

Parâmetro	Modelo				
	Ω	W1	W2	W3	W4
a1	33,3607	-	34,8233	33,0626	-
b1	56,9595	55,5357	-	56,6149	-
c1	0,0695	0,0660	0,0732	-	-
a2	33,9819	-	32,9795	34,5372	-
b2	51,5115	50,6054	-	51,8831	-
c2	0,0952	0,0921	0,0927	-	-
a3	37,8708	-	37,1775	37,6865	-
b3	51,9961	54,6844	-	51,7952	-
c3	0,0720	0,0787	0,0700	-	-
a4	34,5912	-	34,7918	34,6516	-
b4	54,0458	53,7094	-	54,1011	-
c4	0,0791	0,0782	0,0796	-	-
a	-	34,9570	-	-	34,9781
b	-	-	53,6063	-	53,5925
c	-	-	-	0,0774	0,0776
$n\sigma^2$	105,3	118,8	115,2	110,4	133,1

Tabela 18 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável MS_pond

	Hipóteses			
	$H_0^{(1)}$	$H_0^{(2)}$	$H_0^{(3)}$	$H_0^{(4)}$
$\chi^2_{calculado}$	15,44	11,50	6,05	29,99
ν	3	3	3	9
p-valor	0,0015	0,0093	0,1092	0,0004

Os resultados apresentados nas Tabelas 19 e 20 são referentes às estimativas e aos resultados dos testes das quatro hipóteses formuladas para testar a igualdade entre os parâmetros. Como a hipótese $H_0^{(1)}$ não foi rejeitada ($p > 0,05$) pode-se concluir que as quatro curvas de degradabilidade apresentam a mesma fração rapidamente solúvel, com valores diferentes para a taxa de degradação da fração potencialmente degradável do alimento e degradação potencial das dietas analisadas.

Tabela 19 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável MS_mod

Parâmetro	Modelo				
	Ω	W1	W2	W3	W4
a1	34,1253	-	36,3907	32,8814	-
b1	56,2584	54,9897	-	56,4679	-
c1	0,0667	0,0631	0,0658	-	-
a2	36,0678	-	32,8072	38,2149	-
b2	48,4025	48,7465	-	47,6316	-
c2	0,0946	0,0962	0,1003	-	-
a3	37,1428	-	36,8295	36,9369	-
b3	52,2210	53,5167	-	52,2694	-
c3	0,0739	0,0777	0,0741	-	-
a4	35,4390	-	36,0132	35,5104	-
b4	53,5313	53,3368	-	53,5132	-
c4	0,0761	0,0754	0,0756	-	-
a	-	35,6668	-	-	35,8220
b	-	-	52,6891	-	52,4867
c	-	-	-	0,0755	0,0760
$n\sigma^2$	1137,1	1163,7	1269,8	1214,4	1442,5

Tabela 20 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável MS_mod

	Hipóteses			
	$H_0^{(1)}$	$H_0^{(2)}$	$H_0^{(3)}$	$H_0^{(4)}$
$\chi^2_{calculado}$	2,96	14,13	8,42	30,45
ν	3	3	3	9
p-valor	0,3978	0,0027	0,0381	0,0004

Os resultados apresentados nas Tabelas 21 e 22 são referentes às estimativas e aos resultados dos testes das quatro hipóteses formuladas para testar a igualdade entre os parâmetros. Como todas as hipóteses foram rejeitadas ($p < 0,05$) pode-se concluir que as quatro curvas de degradabilidade diferem estatisticamente, nesse caso pode-se concluir que as dietas diferem entre si e cada uma delas deve ser representada por curvas distintas cujas estimativas estão apresentadas na Tabela 21.

Tabela 21 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável MS_mod_pond

Parâmetro	Modelo				
	Ω	W1	W2	W3	W4
<i>a1</i>	33,3177	-	35,3427	33,0367	-
<i>b1</i>	56,9127	55,4125	-	56,8637	-
<i>c1</i>	0,0720	0,0686	0,0729	-	-
<i>a2</i>	33,9598	-	32,8270	34,5304	-
<i>b2</i>	52,1496	51,2106	-	52,0844	-
<i>c2</i>	0,0939	0,0909	0,0944	-	-
<i>a3</i>	37,8806	-	36,8346	37,6407	-
<i>b3</i>	52,1789	54,9459	-	52,1387	-
<i>c3</i>	0,0725	0,0792	0,0719	-	-
<i>a4</i>	34,5848	-	34,6824	34,6707	-
<i>b4</i>	53,9413	53,6041	-	53,9439	-
<i>c4</i>	0,0806	0,0797	0,0806	-	-
<i>a</i>	-	34,9415	-	-	34,9635
<i>b</i>	-	-	53,7954	-	53,7573
<i>c</i>	-	-	-	0,0785	0,0786
$n\sigma^2$	197,1	248,6	240,9	215,2	336,8

Tabela 22 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste para a variável MS_mod_pond

	Hipóteses			
	$H_0^{(1)}$	$H_0^{(2)}$	$H_0^{(3)}$	$H_0^{(4)}$
$\chi^2_{calculado}$	29,71	25,68	11,24	68,57
ν	3	3	3	9
p-valor	<0,0001	<0,0001	0,0105	<0,0001

De uma forma geral observamos que os procedimentos aplicados nas análises dos dados como o ajuste ponderado e a retirada do efeito de animal e período resultaram no aumento da estatística χ^2 esse fato pode ser considerado importante no sentido em que estimativas que anteriormente vinham tendo as suas diferenças rejeitadas passam a não ser rejeitadas, pois estão sem a influência de fatores como heterogeneidade de variância e possíveis interferências dos fatores animais e períodos que não foram contornados pelo quadrado latino.

4.3 Fibra em Detergente Ácido

A Tabela 23 apresenta os valores das variâncias da variável FDA nos diversos tempos de coleta, podendo-se observar que no tempo 0 uma única informação é calculada para cada tratamento e este valor é replicado quatro vezes e representam os dados obtidos dos quatro animais submetidos ao mesmo tratamento. Os resultados do teste de Levene para a homogeneidade das variâncias nos diversos tempos de incubação apresentam heterogeneidade de variâncias tanto os dados de FDA ($p < 0,05$) quanto os de FDA_mod ($p < 0,05$). Confirmada a heterogeneidade de variâncias nos tempos de incubação, procedeu-se ao ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979) pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários e ponderados para as variáveis FDA e FDA_mod, com o intuito de estudar o comportamento das estimativas.

Tabela 23 - Variâncias para os diferentes tempos das variáveis FDA e FDA_mod

Tempos	Variâncias	
	FDA	FDA_mod
0	688,250	688,250
3	170,735	87,347
6	102,157	72,791
12	267,418	160,379
24	180,549	104,672
48	76,005	53,823
72	46,910	26,613
96	59,521	25,322
F (Levene)	5,82	10,33
p-valor	<,0001	<,0001

4.3.1 Obtenção das estimativas iniciais para ajuste do modelo

As estimativas iniciais apresentadas na Tabela 24 foram obtidas utilizando-se o procedimento apresentado na seção 3.2.2, que se mostrou bastante eficiente, pois as estimativas iniciais obtidas permitiram uma rápida convergência nos ajustes dos modelos.

Tabela 24 - Estimativas iniciais dos parâmetros do modelo de Orskov e McDonald (1979) para FDA e FDA_mod

Tratamento	Parâmetro	FDA	FDA_mod
A	<i>a</i>	20,99	17,7688
	<i>b</i>	68,06	64,72
	<i>c</i>	0,0237351	0,0323742
B	<i>a</i>	-6,06	-6,06
	<i>b</i>	84,86	83,0313
	<i>c</i>	0,0330558	0,0358792
C	<i>a</i>	-0,13	-0,13
	<i>b</i>	87,62	85,3575
	<i>c</i>	0,0351218	0,0373334
D	<i>a</i>	-30,1	-30,1
	<i>b</i>	114,2	115,4013
	<i>c</i>	0,0341001	0,0317036

4.3.2 Ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979)

O ajuste do modelo de Orskov & McDonald (1979) aos dados da fibra em detergente ácido nas suas formas original (FDA) e sem efeito de animal e período (FDA_mod) foi feito utilizando-se os métodos de estimação de mínimos quadrados ordinários (MQO) e mínimos quadrados ponderados (MQP). Nas discussões e tabelas utilizar-se-á as siglas apresentadas na Tabela 5 para identificar essas quatro situações. Para o ajuste MQP utilizou-se a ponderação pelo inverso da variância nos diferentes tempos de incubação, como apresentado na Tabela 25.

Tabela 25 - Variâncias utilizadas na ponderação do ajuste dos modelos ponderados na variável Fibra em Detergente Neutro

Tempos	Variâncias	
	FDA	FDA_mod
0	688,250	0,0000
3	170,735	27,6956
6	102,157	12,4898
12	267,418	74,7795
24	180,549	43,5573
48	76,005	20,1033
72	46,910	4,0251
96	59,521	20,0412

O gráfico 4 apresenta o comportamento dos dados e o ajuste do modelo de Orskov e McDonald (1979) da forma usual.

Na Tabela 26 estão apresentados os resultados das estimativas do modelo de Orskov & McDonald

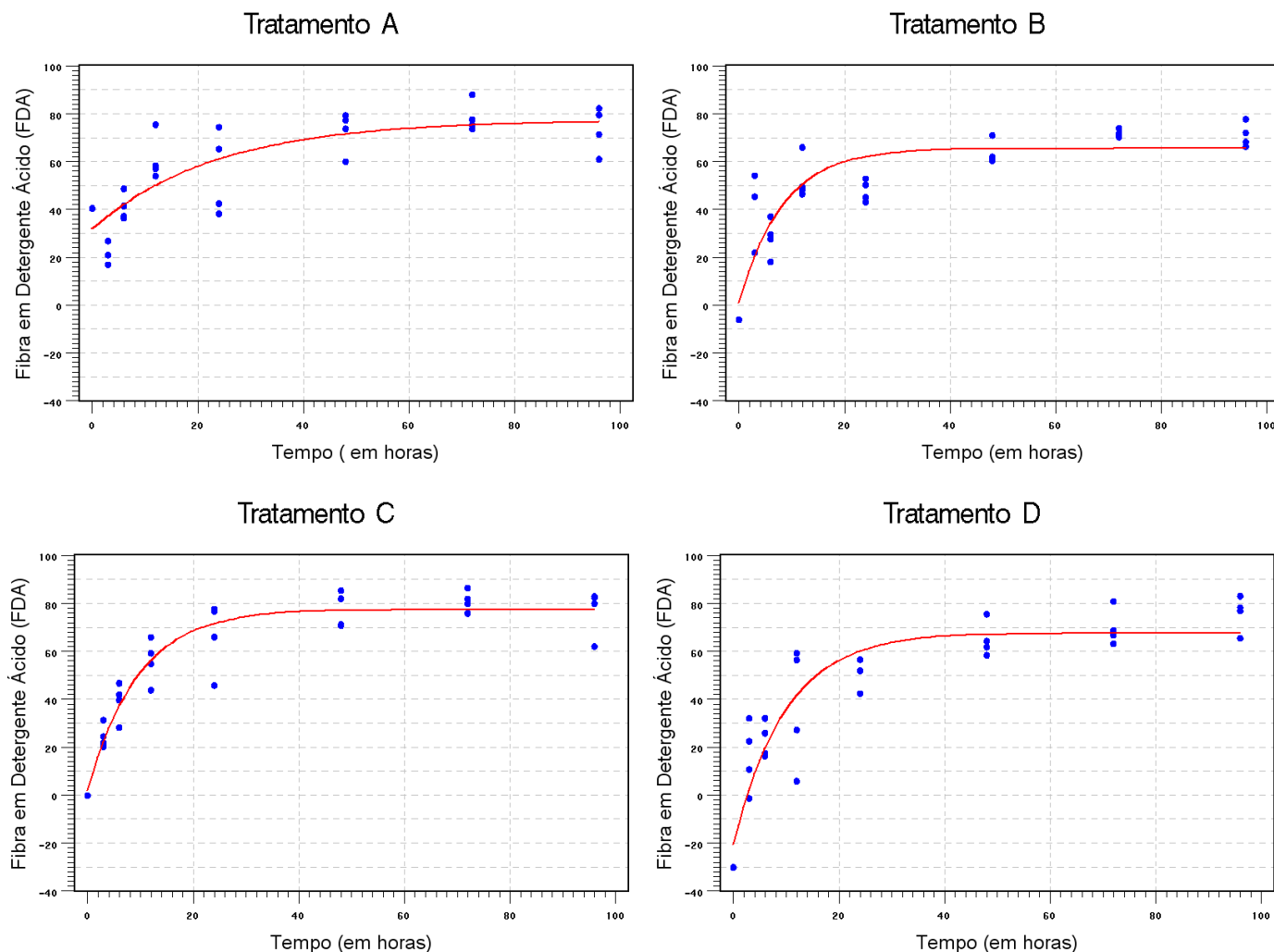


Figura 4 - Valores observados de fibra em detergente ácido (FDA) e curvas de Orskov ajustadas por tratamento

ajustado na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e (FDA_mod_pond). Pode-se observar que o modelo FDA_mod_pond apresentou estimativas com uma diminuição considerável nos erros padrões, para o ajuste da variável FDA e FDA_pond essa diminuição não fica tão evidente.

A Tabela 26 apresenta a estatística "t" para o teste sobre as estimativas a , b e c , os resultados mostram que a forma ponderada para os dados da FDA e FDA_mod apresentam maiores valores da estatística "t".

Considerando as características particulares da variável fibra em detergente ácido alguns fatores devem ser levados em consideração como, por exemplo, a presença de estimativas negativas para a fração solúvel, esse fato ocorreu pois nos dados coletados para análise os tratamentos B, C e D apresentaram valores negativos.

Conforme a Tabela 27, o processo iterativo característico no ajuste de modelos não-lineares apresentou convergência em todos os casos, para a variável na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond sendo que o procedimento que apresentou o menor número de iterações foi o ajuste da

Tabela 26 - Estimativas e respectivos erros padrões (e.p.) e Teste "t" de Student, para as estimativas *a*, *b* e *c* dos parâmetros do modelo de Orskov e McDonald (1979) obtidos com o ajuste das curvas médias dos modelos na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond

	FDA			FDA_pond			FDA_mod			FDA_mod_pond		
	estimativa	e.p.	teste t	estimativa	e.p.	teste t	estimativa	e.p.	teste t	estimativa	e.p.	teste t
Tratamento A												
<i>a</i>	31,8313	4,3420	7,33*	24,8750	6,0113	4,14*	32,1333	3,4532	9,31*	39,6987	0,8734	45,45*
<i>b</i>	45,5752	5,7034	7,99*	51,9316	5,6081	9,26*	45,2888	4,5503	9,95*	46,3714	7,9617	5,82*
<i>c</i>	0,0427	0,0167	2,56*	0,0537	0,0179	3,01*	0,0424	0,0133	3,18*	0,0227	0,0096	2,36*
Tratamento B												
<i>a</i>	0,9399	5,3245	0,18	20,6792	5,5376	3,73*	0,4350	4,2169	0,10	-5,7672	0,8946	-6,45*
<i>b</i>	64,5477	5,9084	10,92*	52,3812	5,1371	10,20*	65,3441	4,6877	13,94*	75,7831	1,7509	43,28*
<i>c</i>	0,1217	0,0268	4,54*	0,0403	0,0140	2,88*	0,1168	0,0203	5,76*	0,1099	0,0121	9,06*
Tratamento C												
<i>a</i>	1,8371	5,1417	0,36	5,7745	8,1308	0,71	2,0847	4,0967	0,51	-0,0447	0,8941	-0,05
<i>b</i>	75,6503	5,7392	13,18*	72,8980	8,0431	9,06*	75,3616	4,5716	16,48*	79,7117	1,7495	5,56*
<i>c</i>	0,1060	0,0200	5,29*	0,0958	0,0225	4,25*	0,1065	0,0161	6,62*	0,1100	0,0114	9,69*
Tratamento D												
<i>a</i>	-20,7259	5,1081	-4,06*	0,4097	5,9216	0,07	-20,5061	4,0706	-5,04*	-29,8431	0,8949	-33,35*
<i>b</i>	88,3759	5,7155	15,46*	72,7304	5,5078	13,20*	88,0961	4,5531	19,35*	98,8968	1,7372	56,93*
<i>c</i>	0,1019	0,0165	6,16*	0,0521	0,0124	4,20*	0,1024	0,0133	7,72*	0,1318	0,0106	12,42*

* p-valor < 0,05

Tabela 27 - Número de iterações, Quadrado médio residual (QMR), Coeficiente de determinação ajustado (R^2) e erro de predição médio (EPM), obtidas com o ajuste das curvas médias dos modelos, FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond

	Número de iterações	QMR	R_{aj}^2	EPM ¹
FDA	18	131,0	0,8534	-6,81
FDA_pond	11	0,8094	0,8256	-236,89
FDA_mod	17	83,0383	0,8926	-31,24
FDA_mod_pond	15	3,2187	0,9880	23,97

¹Média de todos os erros de predição (EPM)

variável FDA e FDA modificada ambas na forma ponderada. Cabe ressaltar que nos casos analisados a convergência do processo iterativo foi alcançada com um número reduzido de iterações, esse fato também está relacionado com a determinação de estimativas iniciais adequadas.

Analisando os valores do quadrado médio dos resíduos dos ajustes, os modelos ajustados na forma ponderada apresentam uma sensível diminuição nos valores obtidos, com relação aos ajustes não ponderados. Conforme observado na Tabela 27 o coeficiente de determinação R^2 ajustado indicou um bom ajuste para os modelos não ponderados e ponderados, entretanto apresentou maior valor para o ajuste FDA_mod_pond.

Outro critério utilizado para comparação de curvas ajustadas nesse trabalho foi o erro de predição médio (EPM), as médias ajustadas do erro de predição encontram-se na Tabela 27. Os resultados mostram que o modelo FDA, FDA_pond e FDA_mod superestimam a degradabilidade da matéria seca, pois apresentam sinais negativos. O ajuste de FDA_mod_pond subestima a degradabilidade.

Avaliando as medidas de qualidade do ajuste do modelo, o modelo ponderado (FDA_pond) apesar de não apresentar um coeficiente de determinação tão alto comparado com a FDA usual e apresentar um elevado EPM as estimativas da fração solúvel apresentam valores positivos, mais coerentes para a análise biológica.

Duas propostas são feitas para comparar os tratamentos, uma é através da comparação de médias das estimativas dos parâmetros e comparação de médias da degradação efetiva do ajuste de modelos individuais e a outra é através de teste para verificar a igualdade de parâmetros (modelos "aninhados").

4.3.3 Ajuste dos modelos individuais

Para comparar as médias dos tratamentos foram ajustados modelos individuais, ou seja, um modelo para cada combinação de animal, tratamento e período resultando um total de 16 modelos 3.3.1, os quais foram ajustados determinando as estimativas dos parâmetros e as degradações efetivas 3.3.1.

Na Tabela 28 estão apresentados os resultados da análise de variância das estimativas dos

parâmetros obtidas com o ajuste dos modelos propostos e os respectivos testes para comparação das médias das estimativas apresentadas na Tabela 29. Os resultados apresentados na Tabela 28 estão relacionados às médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos.

Tabela 28 - Resultados da análise de variância e contrastes aplicados para comparação de médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos de Orskov e McDonald (1979), na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond

	Estimativas	F ¹	p-valor ²	Contrastes		
				Y(1)	Y(2)	Y(3)
FDA	<i>a</i>	122,96	<,0001	0,6913	<,0001	0,0004
	<i>b</i>	0,72	0,5758	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	<i>c</i>	1,55	0,2953	p>0,05	p>0,05	p>0,05
FDA_pond	<i>a</i>	6,24	0,0283	0,1884	0,0308	0,0260
	<i>b</i>	0,70	0,5865	p>0,05	p>0,05	p>0,05
	<i>c</i>	3,84	0,0758	p>0,05	p>0,05	p>0,05
FDA_mod	<i>a</i>	127,61	<,0001	0,4595	<,0001	<,0001
	<i>b</i>	27,70	<,0001	0,0485	<,0001	0,0007
	<i>c</i>	8,49	0,0027	0,2125	0,0005	0,3117
FDA_mod_pond	<i>a</i>	115771	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001
	<i>b</i>	169,01	<,0001	0,0111	<,0001	<,0001
	<i>c</i>	40,30	<,0001	0,0294	<,0001	0,0967

¹Estatística obtida através da análise de variância (ANOVA)

²p-valor referente a estatística F

Tabela 29 - Médias das estimativas dos parâmetros para cada tratamento, considerando o ajuste das curvas individuais dos modelos de Orskov e McDonald (1979), na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond

		Médias		
Tratamento		<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
FDA	A	31,8088	236,5254	0,0405
	B	-1,3463	66,7218	0,2178
	C	2,3365	76,0967	0,1050
	D	-20,6317	90,1508	0,1061
FDA_pond	A	24,0423	80,5241	0,0528
	B	17,6118	58,1436	0,0476
	C	5,1191	74,2012	0,0997
	D	-2,0187	82,8158	0,0575
FDA_mod	A	31,9980	45,5934	0,04390
	B	-0,5179	66,4908	0,1222
	C	1,9187	75,4709	0,1083
	D	-20,6376	88,3390	0,1044
FDA_mod_pond	A	39,6982	47,5075	0,0225
	B	-5,8106	75,8543	0,1128
	C	-0,0526	79,7261	0,1114
	D	-29,8483	98,8897	0,1325

Tabela 30 - Médias das degradações efetivas dos modelos individuais na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond

	Tratamento	Degradação Efetiva		
		k=2%/h	k=5%/h	k=8%/h
FDA	A	63,4838	52,6113	47,5977
	B	55,7081	46,2974	40,0279
	C	65,3653	52,7625	44,4985
	D	52,8620	37,8514	28,2953
FDA_pond	A	63,1543	51,5550	45,6240
	B	55,8849	44,0772	38,1759
	C	65,7642	53,2145	45,1605
	D	53,2143	37,4640	29,2437
FDA_mod	A	62,9329	52,9535	47,8627
	B	56,0480	45,8513	38,8495
	C	65,5241	53,4056	45,1749
	D	53,1511	38,6456	28,9587
FDA_mod_pond	A	64,3903	54,1529	49,9308
	B	58,2202	46,2105	38,0498
	C	67,3805	54,7535	46,1294
	D	56,0215	41,8721	31,7329

Podemos observar através dos resultados apresentados na Tabela 31 que o ajuste do modelos na forma usual não apresentou diferença significativa das médias das frações potencialmente degradáveis (*b*) e nem da sua taxa de degradação (*c*), a estimativa fração solúvel apresentou diferença significativa nas médias da dieta sal de cálcio com a dieta com caroço de algodão e a média da dieta com algodão e com monensina apresentou diferença significativa da dieta com algodão sem monensina.

As médias apresentadas na Tabela 30 foram comparadas através dos contrastes ortogonais apresentados em 3.3.1 e os resultados podem ser observados na Tabela 31.

Tabela 31 - Resultados do ajuste e contrastes da degradação efetiva com $k= 2, 5$ e $8\%/h$ na forma FDA, FDA_pond, FDA_mod e FDA_mod_pond

	DE	F ¹	p-valor	Contrates		
				Y(1)	Y(2)	Y(3)
FDA	k=2%/h	14,58	0,0037	0,0045	0,0031	0,2488
	k=5%/h	40,58	0,0002	0,0013	0,0002	0,0016
	k=8%/h	38,26	0,0003	0,0100	0,0002	0,0009
FDA_pond	k=2%/h	16,53	0,0026	0,0025	0,0029	0,2424
	k=5%/h	32,06	0,0004	0,0010	0,0005	0,0107
	k=8%/h	44,79	0,0002	0,0013	0,0001	0,0015
FDA_mod	k=2%/h	33,65	<,0001	<,0001	<,0001	0,0623
	k=5%/h	53,12	<,0001	<,0001	<,0001	0,0002
	k=8%/h	52,46	<,0001	0,0003	<,0001	<,0001
FDA_mod_pond	k=2%/h	37,25	<,0001	<,0001	<,0001	0,0976
	k=5%/h	37,05	<,0001	<,0001	<,0001	0,0115
	k=8%/h	50,86	<,0001	0,0005	<,0001	0,0021

¹Valor de F calculado na análise de variância (ANOVA)

Através dos resultados apresentados nas Tabelas 30 e 31, pode-se observar que o ajuste usual (FDA) apresentou média da degradação efetiva das dietas diferente para as taxas de passagem avaliadas. Para a taxa $k= 2\%/h$ as médias da dieta com lipídeos apresentaram diferença significativa da média da dieta controle, e a média da dieta com sal de cálcio apresentou diferença significativa com relação às dietas com caroço de algodão, sendo a dieta controle responsável pela maior média de degradação efetiva. Para taxa de passagem $k=5\%/h$ todas as médias apresentaram diferença significativa, sendo que a dieta controle apresentou maior média. Para taxa de passagem $k= 8\%/h$ todas as médias apresentaram diferença significativa, sendo que a dieta sal de cálcio com monensina apresentou maior degradabilidade efetiva. Os mesmos resultados foram observados para os demais ajustes.

4.3.4 Teste para verificar a igualdade dos parâmetros

A igualdade entre estimativas dos parâmetros pode ser utilizada para determinar se uma única curva pode ser considerada adequada para representar os quatro tratamentos (dietas) e, caso contrário, se certas estimativas dos parâmetros no modelo podem ser consideradas iguais nos tratamentos analisados.

As características do modelo completo e dos modelos restritos estão apresentados na seção 3.3.2, para o cálculo da estatística χ^2 o número de observações é igual a 127.

Os resultados apresentados nas Tabelas 32 e 33 são referentes às estimativas e aos resultados dos testes das quatro hipóteses formuladas para testar a igualdade entre os parâmetros. Como a hipótese $H_0^{(3)}$ não foi rejeitada ($p > 0,05$) pode-se concluir que as quatro curvas de degradabilidade apresentam a mesma taxa de degradação da fração potencialmente degradável do alimento para todos os tratamentos, com valores diferentes para fração rapidamente solúvel e degradação potencial das dietas analisadas.

Tabela 32 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável FDA

Parâmetro	Modelo				
	Ω	W1	W2	W3	W4
<i>a1</i>	31,8313	-	37,3242	26,9942	-
<i>b1</i>	45,5752	68,1695	-	44,0667	-
<i>c1</i>	0,0427	0,1175	0,0101	-	-
<i>a2</i>	0,9399	-	-8,8324	4,4237	-
<i>b2</i>	64,5477	61,8441	-	63,0982	-
<i>c2</i>	0,1217	0,1072	0,1438	-	-
<i>a3</i>	1,8371	-	1,5416	3,9119	-
<i>b3</i>	75,6503	73,4250	-	74,7981	-
<i>c3</i>	0,1060	0,1001	0,1063	-	-
<i>a4</i>	-20,7259	-	-11,2354	-19,0336	-
<i>b4</i>	88,3759	69,3309	-	87,7213	-
<i>c4</i>	0,1019	0,0475	0,0910	-	-
<i>a</i>	-	4,3189	-	-	5,0609
<i>b</i>	-	-	76,0405	-	67,0932
<i>c</i>	-	-	-	0,0925	0,0857
$n\sigma^2$	131,0	189,6	144,2	135,0	210,8

Tabela 33 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável FDA

	Hipóteses			
	$H_0^{(1)}$	$H_0^{(2)}$	$H_0^{(3)}$	$H_0^{(4)}$
$\chi^2_{calculado}$	46,95	12,19	3,82	60,41
ν	3	3	3	9
p-valor	<0,0001	0,0067	0,2816	<0,0001

Os resultados apresentados nas Tabelas 34 e 35 são referentes às estimativas e aos resultados dos testes das quatro hipóteses formuladas para testar a igualdade entre os parâmetros. Como as hipóteses $H_0^{(1)}$ e $H_0^{(3)}$ não foram rejeitadas ($p > 0,05$) pode-se concluir que as quatro curvas de degradabilidade apresentam a mesma fração rapidamente solúvel e a mesma taxa de degradação da fração potencialmente degradável do alimento para todos os tratamentos, com valores diferentes para a fração potencialmente degradável (b) das dietas analisadas.

Tabela 34 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável FDA_pond

Parâmetro	Modelo				
	Ω	W1	W2	W3	W4
$a1$	24,8750	-	13,5017	23,2074	-
$b1$	51,9316	63,5473	-	52,9528	-
$c1$	0,0537	0,0871	0,0777	-	-
$a2$	20,6792	-	8,5708	15,5448	-
$b2$	52,3812	58,9339	-	54,6931	-
$c2$	0,0403	0,0610	0,0637	-	-
$a3$	5,7745	-	15,4650	16,2868	-
$b3$	72,8980	67,3420	-	64,2242	-
$c3$	0,0958	0,0824	0,0764	-	-
$a4$	0,4097	-	9,3178	-2,4872	-
$b4$	72,7304	65,4611	-	74,4733	-
$c4$	0,0521	0,0340	0,0444	-	-
a	-	11,6741	-	-	13,3128
b	-	-	63,0396	-	61,4817
c	-	-	-	0,0607	0,0600
$n\sigma^2$	0,8094	0,8547	0,8682	0,8184	1,0477

Tabela 35 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável FDA_pond

	Hipóteses			
	$H_0^{(1)}$	$H_0^{(2)}$	$H_0^{(3)}$	$H_0^{(4)}$
$\chi^2_{calculado}$	6,92	8,91	1,40	32,77
ν^2	3	3	3	9
p-valor ³	0,0745	0,0305	0,7055	0,0001

Os resultados apresentados nas Tabelas 36 e 37 são referentes às estimativas e aos resultados dos testes das quatro hipóteses formuladas para testar a igualdade entre os parâmetros. Como a hipótese $H_0^{(3)}$ não foi rejeitada ($p > 0,05$) pode-se concluir que as quatro curvas de degradabilidade apresentam a mesma taxa de degradação da fração potencialmente degradável do alimento para todos os tratamentos, com valores diferentes para fração rapidamente solúvel e degradação potencial das dietas analisadas.

Tabela 36 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável FDA_mod

Parâmetro	Modelo				
	Ω	W1	W2	W3	W4
<i>a1</i>	32,1333		37,5928	27,2969	-
<i>b1</i>	45,2888	68,0062		43,7474	-
<i>c1</i>	0,0424	0,1188	0,00995		-
<i>a2</i>	0,4350		-8,5470	3,4117	-
<i>b2</i>	65,3441	62,1377		64,1278	-
<i>c2</i>	0,1168	0,1010	0,1351		-
<i>a3</i>	2,0847		1,5580	4,2028	-
<i>b3</i>	75,3616	73,2767		74,4887	-
<i>c3</i>	0,1065	0,1008	0,1071		-
<i>a4</i>	-20,5061		-11,2068	-18,7450	-
<i>b4</i>	88,0961	69,1822		87,4122	-
<i>c4</i>	0,1024	0,0477	0,0916		-
<i>a</i>	-	4,4128	-	-	5,0609
<i>b</i>	-	-	76,0554	-	67,0932
<i>c</i>	-	-	-	0,0926	0,0857
$n\sigma^2$	83,0383	143,0	96,5812	88,1262	166,4

Tabela 37 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste (p-valor) para a variável FDA_mod

	Hipóteses			
	$H_0^{(1)}$	$H_0^{(2)}$	$H_0^{(3)}$	$H_0^{(4)}$
$\chi^2_{calculado}$	69,02	19,19	7,55	88,28
ν^2	3	3	3	9
p-valor ³	<0,0001	0,0002	0,0563	<0,0001

Os resultados apresentados nas Tabelas 38 e 39 são referentes às estimativas e aos resultados dos testes das quatro hipóteses formuladas para testar a igualdade entre os parâmetros. Como todas as hipótese foram rejeitadas ($p < 0,05$) pode-se concluir que as quatro curvas de degradabilidade diferem estatisticamente, nesse caso pode-se concluir que as dietas diferem entre si e cada uma delas deve ser representada por curvas distintas cujas estimativas estão apresentadas na Tabela 38(Ω).

Tabela 38 - Estimativas dos parâmetros e informações sobre as comparações de modelos reduzidos (W) com o modelo completo (Ω) da variável FDA_mod_pond

Parâmetro	Modelo				
	Ω	W1	W2	W3	W4
<i>a1</i>	39,6987	-	39,9690	39,2203	-
<i>b1</i>	46,3714	75,2351	-	34,6027	-
<i>c1</i>	0,0227	0,1170	0,00795	-	-
<i>a2</i>	-5,7672	-	-7,9303	-5,7273	-
<i>b2</i>	75,7831	69,2290	-	75,8768	-
<i>c2</i>	0,1099	0,0887	0,0927	-	-
<i>a3</i>	-0,0447	-	-1,3446	0,00267	-
<i>b3</i>	79,7117	78,4816	-	79,8153	-
<i>c3</i>	0,1100	0,1069	0,1027	-	-
<i>a4</i>	-29,8431	-	-26,2255	-29,4286	-
<i>b4</i>	98,8968	70,4427	-	99,7282	-
<i>c4</i>	0,1318	0,0562	0,1561	-	-
<i>a</i>	-	1,2270	-	-	1,2328
<i>b</i>	-	-	84,9215	-	73,0282
<i>c</i>	-	-	-	0,1067	0,0914
$n\sigma^2$	3,2187	89,5343	5,9899	4,3907	86,8715

Tabela 39 - Hipóteses testadas, valores da estatística do teste Qui-quadrado, número de graus de liberdade e nível descritivo do teste para a variável FDA_mod_pond

	Hipóteses			
	$H_0^{(1)}$	$H_0^{(2)}$	$H_0^{(3)}$	$H_0^{(4)}$
$\chi^2_{calculado}$	422,36	78,88	39,43	418,52
ν^2	3	3	3	9
p-valor ³	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001

De uma forma geral observamos que os modelos ajustados FDA_mod e FDA_mod_pond resultaram no aumento da estatística χ^2 comparado com o ajuste usual, esse fato indica que a influência de fatores como heterogeneidade de variância e possíveis interferências dos fatores animais e períodos que não foram contornados pelo quadrado latino, foram minimizadas com os procedimentos. O ajuste ponderado do modelo FDA não apresentou aumento da estatística χ^2 no entanto esse ajuste apresentou estimativas positivas para fração solúvel (a) para todos os tratamentos.

5 CONCLUSÕES

A partir dos resultados observados no presente estudo, pode-se concluir que:

- (i) O procedimento proposto para obtenção de estimativas iniciais mostrou-se eficiente para o ajuste dos modelos e deve ser implementado em estudos dessa natureza;
- (ii) A heterocedasticidade das variâncias nas diferentes ocasiões deve ser levada em conta nos ajustes do modelo de Orskov e McDonald (1979) a dados de degradabilidade *in situ*, pois alteraram a significância dos testes e as inferências feitas sobre os parâmetros;
- (iii) É importante a correção dos dados originais, retirando-se os efeitos de animal e período, porque ela proporcionou alterações importantes no ajuste dos modelos e nas inferências.

REFERÊNCIAS

- ABREU, P.; ABREU, V. M.N.; GUIDONI, A.L.; BAÊTA, F.C.; SOARES, P.R.; PERDOMO, C.C. Desempenho bioeconômico da criação de frangos de corte em diferentes sistemas de aquecimento. In: CONFERÊNCIA APINCO DE CIÊNCIA E TECNOLOGIA AVÍCOLAS, 1998, Campinas. Conferência Apinco de Ciência e Tecnologia Avícolas. 1998, Campinas: **FACTA**, p. 81.
- AGRICULTURAL AND FOOD RESEARCH COUNCIL - AFRC. **Technical Committee on responses to nutrients**: nutritive requirements of ruminant animal protein. Nutrition Abstracts and Reservs. 1992. p. 65-71.
- BATES, D.M.; WATTS, D.G. **Nonlinear Regression Analysis and its Applications**. New York: Wiley, 1988. p. 365.
- BRACCINI-NETO, J.; DIONELLO, J.L.; JÚNIOR, P.S.; BONGALHARDO, D.; XAVIER, E. Análise de curvas de crescimento de aves de postura. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, Brasília, v. 25, n. 6, p. 1062-1073, 1996.
- BRODERICK, G.A.; COCHRAN, R.C. *In vitro* and *in situ* methods for estimating digestibility with reference to protein degradability. In: Theodorou, M. K.; France, J. (Ed.). **Feeding systems and feed evaluation models**. Wallingford: CAB International. 2000. 53-86 p.
- BUENO, I.C. da S. **Cinética digestiva e síntese microbiana ruminal em ovinos alimentados com fenos de três qualidades distintas**. 2002. 97 p. Tese (Doutorado em Engenharia Nuclear na Agricultura) - Centro de Energia Nuclear na Agricultura - Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.
- CHENG, K.J.; COSTERTON, J.W. **Digestive physiology and metabolism in ruminants**. Lancaster: Mtp Press. 1980. p. 227-250.
- DAVIDIAN, M.; GILTINAN, D.M. **Nonlinear Models for Repeated Measurement Data**. New York: Chapman & Hall, 1995. p. 359.
- DRAPER, N.R.; SMITH, H. **Applied Regression Analysis**. 2. ed. New York: Wiley, 1981. p. 709.
- ELIAS, A.M. **Análise de curvas de crescimento de vacas das raças Nelore, Guzerá e Gir**. 1998. 128. Dissertação (Mestrado em Ciência Animal e Pastagens) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.
- GIMENES, A.L. de G.; MIZUBUTI, I.Y.; MOREIRA, F.B.; PEREIRA, E.S.; RIBEIRO, E.L. de A.; MORI, R.M. Degradabilidade *in situ* de silagens de milho confeccionadas com inoculantes bacteriano e/ou enzimático. **Acta Scientiarum Animal Science**, Maringá, v. 28, n. 1, p. 11-16, 2006.
- GOERING, H.K.; VAN SOEST, P. J. *Forage fibre analysis*: apparatus, reagents, procedures and some applications. Washington: USDA, 1970. 379 p.
- HOFFMANN, R.; VIEIRA, S. **Análise de regressão**: uma introdução à econometria. 2. ed. São Paulo: Hucitec, 1987. p. 372.
- HUNGATE, R. E. **The Rumen and its Microbes**. New York: Academic Press. 1966. p. 533
- HUNTINGTON, J.A.; GIVENS, D.I. The *in situ* technique for studying the rumen degradation of feeds: a review of the procedure. **Nutritional Abstracts and Reviews**, Wallingford, v. 65, n. 2, p. 63-93, 1995.

LUCCI, C.S.; SCHALCH, E.; NOGUEIRA-FILHO, J. C. M.N.; HERLING, V.R.; NETO, R.F.; MELOTTI, L.; LIMA, C.G.; CUNHA, J.A. Fenos de capim de rhodes (*chloris gayana*) ou de alfafa (*medicago sativa*), em dietas com dois níveis protéicos. ii. degradação de nutrientes no rúmen. **Revista da Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia**, São Paulo, v.26, n.2, p. 267-274, 1989.

MAZUCHELI, L.; ACHCAR, J. Algumas considerações em regressão não linear. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 24, n. 6, p. 1761-1770, 2002.

MENKE, K.H.; RAAB, L.; SALEWSKI, A.; STEINGASS, H.; FRITZ, D.; SCHNEIDER, W. The estimation of the digestibility and metabolizable energy content of ruminant feedstuff from the gas production when they are incubated with rumen liquor in vitro. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 93, p. 217-222, 1979.

MERTENS, D.R. Rate and extent of digestion. In: Forbes, J.M.; France, J. (Ed.). **Quantitative aspects of ruminant digestion and metabolism**. Wallingford: CAB International. 1993. p. 13-51.

NOCEK, J.E. In situ and other methods to estimate ruminal protein and energy digestibility: A review. **Journal of Dairy Science**, New York, v. 71, n. 8, p. 2051-2069, 1988.

ORSKOV, E. R.; MCDONALD, I. The estimation of protein degradability in the rumen from incubation measurements weighted according to rate of passage. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 92, p. 499-503, 1979.

PASTERNAK, H.; SHALEV, B.A. The effect of a feature of regression disturbance on the efficiency of fitting growth curves. **Growth Development and Aging**, v. 58, n. 1, p. 33-39, 1994.

PRADO, I.N. do; MOREIRA, F.B.; ZEOULA, L.M.; WADA, F.Y.; MIZUBUTI, I.Y.; NEVES, C. A. Degradabilidade in situ da matéria seca, proteína bruta e fibra de detergente neutro de algumas gramíneas sob pastejo contínuo. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Brasília, v. 33, n. 5, p. 1332-1339, 2004.

RATKOWSKY, D. A. **Nonlinear regression modeling**: a unified practical approach. New York: M. Dekker. 1983. p. 276.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 50, n. 287, p. 9-26, 2003.

RUGGIERI, A.; TONANI, F.; ANDRADE, P.; SILVEIRA, A. Efeito do emurchecimento e da adição de fubá na degradabilidade in situ da silagem de alfafa (*Medicago sativa* L.). **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, Belo Horizonte, v. 53, p. 94 - 99, 2001.

RUSSEL, J. B.; O'CONNOR, D. G. F. J. B. A net carbohydrate and protein system for evaluating cattle diets: I. ruminal fermentation. **Journal of Animal Science**, Lancaster, v. 70, p. 3551-3561, 1992.

TILLEY, J. M.A.; TERRY, R.A. A two stage technique for the in vitro digestion of forage crops. **Journal of the British Grassland Society**, Oxford, v. 18, p. 104-111, 1963.