

**AVALIAÇÃO DO COEFICIENTE DE VARIAÇÃO
EM EXPERIMENTOS ZOOTÉCNICOS**

MARCELO GOMES JUDICE

2000

MARCELO GOMES JUDICE

**AVALIAÇÃO DO COEFICIENTE DE VARIAÇÃO EM
EXPERIMENTOS ZOOTÉCNICOS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, Área de Concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para obtenção do título de Mestre.

Orientador

Prof. JOEL AUGUSTO MUNIZ

LAVRAS

MINAS GERAIS - BRASIL

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Judice, Marcelo Gomes

Avaliação do coeficiente de variação em experimentos zootécnicos / Marcelo
Gomes Judice. -- Lavras : UFLA, 2000.
40 p. : il.

Orientador: Joel Augusto Muniz.

Dissertação (Mestrado) – UFLA.

Bibliografia.

1. Experimentação zootécnica. 2. Precisão de experimento. 3. Coeficiente de
variação. 4. Análise de variância. 5. Quantis amostrais. I. Universidade Federal de
Lavras. II. Título.

CDD-636.088

-636.5195

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Joel Augusto Muniz pela orientação, compreensão e amizade.

Ao Prof. Luiz Henrique de Aquino pelos conselhos nos momentos certos.

Aos demais professores do Departamento de Ciências Exatas (DEX) pelos ensinamentos repassados.

Às funcionárias do DEX, em especial a Maria, pelo apoio.

Aos colegas de convivência diária, Andrea, Carlos, Ivani, Leticia e Monica, pelo companheirismo e incentivos.

À Universidade Federal de Lavras pela oportunidade deste Curso de Mestrado.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo incentivo à pesquisa, através da bolsa de estudos.

À Fundação Bradesco pela formação básica, indispensável para a conclusão deste Curso.

MARCELO GOMES JUDICE

**AVALIAÇÃO DO COEFICIENTE DE VARIAÇÃO EM
EXPERIMENTOS ZOOTÉCNICOS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, Área de Concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para obtenção do título de Mestre.

Aprovada em 25 de fevereiro de 2000.

Prof. Luiz Henrique de Aquino

UFLA

Prof. Eduardo Bearzoti

UFLA

Prof. Paulo Roberto Cecon

UFV



Prof. Joel Augusto Muniz

UFLA

(Orientador)

LAVRAS

MINAS GERAIS - BRASIL

A Deus
Ao Mestre Jesus
Aos Benfeitores Espirituais
Ofereço

À minha esposa Mônica
Aos meus pais e irmãos
Dedico

“Feliz aquele que transfere o que sabe e aprende o que ensina.”
Cora Coralina

“Nenhuma qualidade nos proporcionará mais amigos do que a disposição para admirar as qualidades dos outros.”
Boswell

“O lucro de nosso estudo é termos com ele nos tornado melhores e mais sensatos.”
Montaigne

“Ontem ousei lutar. Hoje ousei vencer.”
Bernadette Devlin

SUMÁRIO

RESUMO	i
ABSTRACT	ii
1 INTRODUÇÃO	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO	3
2.1 O Coeficiente de Variação.....	3
2.2 Critérios de Classificação.....	8
3 MATERIAL E MÉTODOS	15
3.1 Dados.....	15
3.2 Critérios de Classificação dos Valores de Coeficiente de Variação.....	16
3.2.1 Critério de Garcia (1989).....	16
3.2.2 Distribuição Aproximada do Coeficiente de Variação.....	17
3.2.3 Método de Obtenção de Intervalos de Confiança de Vangel (1986).....	18
3.2.4 Teoria de Quantis Amostrais.....	20
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	21
4.1 Critério de Garcia (1989).....	22
4.2 Distribuição Aproximada do Coeficiente de Variação.....	24
4.3 Método de Obtenção de Intervalos de Confiança de Vangel (1996).....	29
4.4 Teoria de Quantis Amostrais.....	30
4.5 Comparação dos Métodos de Classificação.....	30
5 CONCLUSÕES	32
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	33

RESUMO

JUDICE, Marcelo Gomes. Avaliação do coeficiente de variação em experimentos zootécnicos. Lavras: UFLA, 2000. 40p. (Dissertação – Mestrado em Agronomia/Estatística e Experimentação Agropecuária).*

Com o objetivo de avaliar a distribuição teórica do coeficiente de variação (CV) em experimentos zootécnicos, estudou-se o comportamento de 180 valores de CV para a variável ganho de peso em bovinos de corte e 38 valores para a variável peso final em frangos de corte, utilizando quatro métodos de classificação, o método proposto por Garcia (1989), o método da distribuição de probabilidade do CV, de acordo com McKay (1932), o método de obtenção de intervalos de confiança, descrito por Vangel (1996) e o método dos quantis amostrais. A partir destes métodos, foram propostas faixas de classificação para o coeficiente de variação. De acordo com os resultados encontrados para as duas variáveis estudadas, pode-se dividir os métodos em dois grupos: o primeiro grupo, envolvendo o método de Garcia (1989) e o método dos quantis amostrais, que apresentaram resultados semelhantes, e o segundo grupo, abrangendo os métodos da distribuição de probabilidade e do intervalo de confiança, cujas faixas de classificação foram bastante semelhantes.

* Comitê Orientador: Joel Augusto Muniz – UFLA (Orientador), Luiz Henrique de Aquino – UFLA.

ABSTRACT

JUDICE, Marcelo Gomes. Evaluation of variation coefficient in Animal Science experiments. Lavras: UFLA, 2000, 40p. (Dissertation - Master in Agronomy/Statistics/Agricultural Experimentation)*.

With a view to evaluating the theoretical distribution of variation coefficient (VC) in Animal Science experiments, the behavior of 180 VC values for the variable weight gain in beef cattle and 38 values for the variable final weight in broiler chickens was studied by utilizing four classification methods, the method proposed by Garcia (1989), the VC probability distribution method according to McKay (1932). The method of obtaining confidence intervals reported by Vangel (1996) and sample quantile method. From these methods, classification ranges were proposed for variation coefficient. According to the results found for both variables studied, one can divide the methods into two groups: the first group involving Garcia's method and the second group encompassing the methods of probability distribution and confidence interval whose classification ranges were quite similar.

*Guidance Committee: Joel Augusto Muniz - UFLA (Major Professor),
Luiz Henrique de Aquino - UFLA.

1 INTRODUÇÃO

A busca da qualidade nos experimentos deve ser preocupação constante dos pesquisadores de qualquer ramo da Ciência, uma vez que, no nível em que se encontram as pesquisas, um mínimo de avanço em determinada tecnologia representa um grande passo. Isto ocorre em Zootecnia, por exemplo, na experimentação com frangos de corte, em que um ganho de alguns gramas no peso final de uma ave pode representar pouco individualmente, sendo, entretanto, um ganho considerável quando se avalia o peso do lote ou mesmo a produção total da granja, podendo ter grande reflexo econômico.

Uma das maneiras de se avaliar a qualidade de um experimento é através da quantificação da magnitude do erro experimental, que indica como a variabilidade casual foi controlada, com reflexos na precisão das medidas estatísticas. No entanto, apesar de toda a preocupação com a qualidade, trabalhos ainda têm sido publicados com indicações de baixa precisão experimental, muitas vezes devido à falta de valores de referência adequados para comparação.

Na experimentação, de modo geral, ensaios com baixa precisão podem fazer com que os pesquisadores obtenham conclusões incorretas dos resultados, aumentando-se a probabilidade de ocorrência do erro tipo II, ou seja, indicar igualdade entre tratamentos quando existe diferença, o que, de certa forma, prejudica a adoção de novas tecnologias por não permitir apontar, corretamente, para o produtor, a melhor. O erro tipo I não é afetado, tendo em vista que sua ocorrência pode ser controlada quando da aplicação dos devidos testes, ao se estabelecer os níveis de significância.

Com os resultados de um experimento podem ser obtidas várias medidas estatísticas que são indicadoras da precisão, tais como a diferença mínima

significativa (DMS) dos testes de comparações múltiplas, o erro-padrão da média, o quadrado médio do resíduo e o coeficiente de variação (CV).

O CV é o quociente entre duas variáveis aleatórias, não apresentando, portanto, uma distribuição claramente definida, o que dificulta, e até impossibilita, a aplicação de algumas metodologias sugeridas para classificação de seus valores, fator importante para que os pesquisadores possam fazer comparações com os valores obtidos em seus experimentos.

O CV é bastante útil, também, quando se pretende comparar a variabilidade entre populações de espécies de tamanhos distintos, como ratos e búfalos, por exemplo. Em muitos casos, apesar de a unidade de medida ser a mesma e estar estudando uma determinada variável-resposta, a amplitude de variação é muito grande entre as populações. Isso dificulta e torna, até mesmo, inadequado, estabelecer uma única classificação do CV, generalizando para as variáveis e espécies estudadas nos ensaios zootécnicos. Além disso, na experimentação, de modo geral, os ensaios apresentam delineamentos os mais diversos, de acordo com as particularidades de cada área de pesquisa, influenciando na magnitude do erro experimental e, conseqüentemente, na precisão.

Observando-se estas considerações, pode-se afirmar que, na área zootécnica, o CV varia de acordo com a espécie animal considerada e a variável-resposta em estudo, sendo necessário estabelecer classificações específicas.

O presente trabalho teve como objetivo estabelecer limites adequados para o coeficiente de variação, com aplicabilidade em experimentos zootécnicos, considerando-se as principais espécies e variáveis-resposta utilizadas nos ensaios, através do critério de classificação proposto por Garcia (1989), da distribuição de probabilidade do coeficiente de variação, de acordo com McKay (1932), do método de obtenção de intervalos de confiança descrito por Vangel (1996) e da teoria de quantis amostrais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 O Coeficiente de Variação

Segundo Gill (1987), quem primeiro descreveu o coeficiente de variação (CV) foi Karl Pearson, no final do século XIX. Para o autor, o CV pode ser dado pela seguinte expressão:

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{\bar{y}} \cdot 100$$

em que:

- \sqrt{QME} é a raiz quadrada da variância residual;
- \bar{y} é a média geral do experimento.

No caso de dados oriundos de uma amostra, \sqrt{QME} e \bar{y} , são, respectivamente, o desvio padrão e a média amostrais

Kendal e Stuart (1977) e Stuart e Ord (1994) apresentam uma expressão aproximada para a variância do CV, obtida através do desenvolvimento de uma função em série de Taylor, dada por:

$$\text{Var}(CV) = \frac{v^2}{2n} (1 + 2v^2)$$

em que v é o coeficiente de variação da população e n o tamanho da amostra; podendo-se obter o desvio-padrão do CV tomando-se a raiz quadrada desta expressão.

Lúcio (1997) e Lúcio, Storck e Marchezan (1997), avaliando a distribuição teórica do coeficiente de variação, do coeficiente de precisão e da diferença mínima significativa (DMS), recomendam, para a avaliação da

precisão experimental, a utilização da DMS por mostrar diretamente a importância econômica dos limites de classificação e por ser função direta dos dois coeficiente estudados.

Segundo Kalil (1968), valores de coeficiente de variação elevados podem levar à não determinação de diferenças significativas entre tratamentos. Steel e Torrie (1980) afirmam que para saber se um determinado valor de CV de um experimento é alto ou baixo, são importantes o conhecimento e a experiência do pesquisador envolvendo dados similares. Segundo Federer (1957), num experimento com CV alto podem não ser detectadas diferenças entre tratamentos (erro tipo II) devido à heterogeneidade do material experimental ou do método de condução da pesquisa. O autor considera que para se afirmar que um determinado valor de CV é alto ou baixo, deve-se ter conhecimento e experiência a respeito da natureza dos dados. De acordo com Meyer (1984), ao se aplicar um teste de hipóteses aos resultados experimentais, deve-se manter mínimas as probabilidades de ocorrência dos erros tipo I e II, não sendo possível, entretanto, evitá-los completamente.

Segundo Sampaio (1998), ao se julgar a instabilidade de uma variável, são imprescindíveis a sua média e o seu desvio padrão, sendo que o quociente entre estas duas estatísticas, o coeficiente de variação, é utilizado para medir a instabilidade relativa da variável em questão.

Conforme Federer (1957), Sokal e Rohlf (1969), Kalil (1977), Steel e Torrie (1980) e Sampaio (1998), o CV permite a comparação de resultados de diferentes experimentos envolvendo uma mesma variável-resposta, permitindo ao pesquisador quantificar a precisão de suas pesquisas. Os autores alertam para o fato de que o pesquisador deve estar atento sobre os valores razoáveis dessa medida em sua área de pesquisa, pois os valores variam de acordo com a espécie estudada e com a variável-resposta utilizada.

Mead e Cumow (1986) consideram o CV uma medida importante para descrever a variabilidade dos resultados experimentais, podendo ser útil na definição do número de repetições do ensaio necessário para detectar uma diferença entre médias de tratamentos, com uma dada probabilidade. Os autores afirmam, ainda, que o pesquisador deve ter cuidado na análise de dados quando envolver variável-resposta cujas observações produzam valores negativos e positivos, o que pode fazer com que a média tenda a zero, implicando em valores de CV muito altos, o que é irreal. Neste caso, não tem sentido utilizar o CV como indicador da precisão experimental, sendo necessário fazer uso de outras medidas estatísticas, como, por exemplo, o quadrado médio do resíduo ou a diferença mínima significativa do teste de Tukey.

Garcia (1989) afirma que o CV permite comparações entre variáveis de natureza distinta, fornecendo uma idéia da precisão dos dados, sendo bastante útil para avaliação dos resultados experimentais, considerando que quanto menor o valor do CV, maior será a homogeneidade dos dados e menor a variação do acaso.

A utilização do CV para estimar a precisão experimental, segundo Scapim, Carvalho e Cruz (1995), é fundamental para se comparar resultados de ensaios semelhantes. Entretanto, deve-se considerar que os resultados experimentais são obtidos em condições diferentes, tanto em relação ao ambiente, como heterogeneidade dos solos e características da espécie e da variável em estudo, quanto em relação aos detalhes de planejamento, tais como delineamentos, tratamentos, tamanhos de parcela, entre outros.

Segundo Gill (1987), em Ciências Biológicas, coeficientes de variação menores que 1% são raros, o que talvez não seja nas Ciências Físicas. Muitas características biológicas, no entanto, apresentam coeficientes de variação na faixa de 5 a 50%. Para o autor, o CV de um experimento pode ser útil na comparação da sensibilidade de dois ou mais tratamentos mensuráveis como

indicadores alternativos de algum tratamento básico, que é difícil ou mesmo impossível de se medir. Entre as características avaliadas que tenham a mesma eficiência, aquela que apresentar menor CV estará fornecendo a maioria das informações ao menor custo.

Taylor, Payton e Raun (1999) examinaram a relação entre o quadrado médio do erro, a produção média, o coeficiente de variação e o tamanho de parcelas utilizando informações de experimentos envolvendo a cultura do trigo. Os autores encontraram correlação negativa significativa entre o CV e a produção média. Indicam, ainda, que o CV deveria ser usado somente na comparação de experimentos com unidades diferentes, enquanto para experimentos envolvendo mesmas unidades de medida, a recomendação é para que seja utilizado o quadrado médio do erro.

Mood, Graybill e Boes (1974) e Bearzoti (1998) consideram que o CV pode ser útil para comparar a variabilidade de diferentes distribuições, com valores distintos para a média. Segundo o autor, uma distribuição com uma certa variação teria variabilidade maior, caso sua média fosse baixa em relação a outra distribuição de mesma variância, mas de média alta.

Gupta e Singh (1998) ressaltam a importância da utilização do CV no planejamento de experimentos na determinação de tamanhos de amostras e na estimativa da média populacional. Estudos semelhantes para determinação de um estimador da média populacional utilizando o CV amostral são realizados por Rizvi e Singh (1997), Arnholt e Hebert (1995), Joshi e Shah (1991) e Soofi e Gokhale (1991).

Conagin, Nagai e Igue (1993) simularam 2160 experimentos de acordo com o modelo em blocos casualizados para avaliar a influência da precisão experimental, representada pelo coeficiente de variação, da magnitude da média geral do experimento e a magnitude dos contrastes entre tratamentos no poder dos testes t de Student e de Bonferroni. Os autores concluem que o CV e a

magnitude dos contrastes foram muito importantes no poder discriminativo dos testes usados.

Bohidar e Bohidar (1992) ressaltam a importância do coeficiente de variação como ferramenta no controle de qualidade na indústria farmacêutica.

Mishra (1991), utilizando dados de precipitações mensais de quatro diferentes estações na Índia, emprega o coeficiente de variação para medida da relação umidade/aridez, importante no planejamento e utilização da água disponível numa região.

Federer (1957) descreve o método da curvatura máxima, para determinar o tamanho da parcela, utilizando o coeficiente de variação. Para tanto, um ensaio em branco é conduzido, com unidades experimentais de tamanho x , unindo-se unidades adjacentes para formar parcelas com tamanhos diferentes. Calcula-se o CV utilizando-se a variância entre as parcelas e a média das parcelas, para cada tamanho de parcela. Em seguida, plota-se em um gráfico os pontos (x , CV), em que x é o tamanho da parcela e CV o respectivo coeficiente de variação, traçando a curva que une os pontos. Determina-se o tamanho ótimo da parcela através do ponto de curvatura máxima, correspondente ao valor da abcissa. No entanto, o mesmo autor considera, como limitações do método, o fato de não considerar os custos dos diferentes tamanhos de parcela e que o tamanho ótimo de parcela determinado independe da menor unidade escolhida ou da escala de medida utilizada.

Com o intuito de eliminar os problemas de tendenciosidade do método descrito por Federer (1955), Storck (1979) apresenta o método da máxima curvatura modificado, proposto por Lessman e Atkins (1963), resultado da combinação deste método com o de Smith (1938). Assim, através de regressão, determina-se uma equação relacionando o desvio-padrão entre parcelas ou o coeficiente de variação com o tamanho da parcela. Pondera-se o valor

encontrado pelo quociente entre os fatores de custo das parcelas, encontrando-se, desta maneira, o tamanho ótimo da parcela.

Para estudos de bioequivalência em ciências farmacêuticas, Steinijans et al. (1995) e Hauschke et al. (1994) discutem o uso de CV como informação essencial para determinação de tamanhos de parcelas de ensaios futuros. Vanbelle e Martin (1993) realizaram um estudo semelhante, para determinação do tamanho de parcelas em função do CV, considerando, ainda, o índice percentual de variação da média dos tratamentos. Ainda para determinar o tamanho de parcelas, outros autores utilizam o CV, tais como Ortiz (1995) e Katsurayama *et al.* (1993).

2.2 Critérios de Classificação

De acordo com Snedecor e Cochran (1980), a distribuição do CV possibilita estabelecer faixas de valores que orientam os pesquisadores na avaliação da precisão de seus experimentos. Na área zootécnica, não existe nenhuma classificação específica, apresentando faixas de valores. No entanto, Sampaio (1998) afirma que, de um modo geral, os coeficientes de variação de ensaios zootécnicos animais oscilam de 20 a 30%, sendo possível, no entanto, encontrar variáveis que apresentam valores de CV abaixo de 20%, bem como variáveis-resposta com valores superiores a 30%. Assim, fica evidente a importância do estudo da distribuição dos valores de CV em experimentos zootécnicos.

Em Zootecnia, a maioria dos pesquisadores tem comparado os seus resultados de CV com aqueles sugeridos por Pimentel Gomes (1990), que considera os coeficientes de variação como baixos, quando são inferiores a 10%; médios, quando estão entre 10 e 20%; altos, quando estão entre 20 e 30% e

muito altos, quando são superiores a 30%; valores esses sugeridos para experimentos de campo com culturas agrícolas. Ainda em ensaios agrícolas, Campos (1984) afirma que os valores médios de CV esperados estão entre 10 e 20%.

Ambrosano e Schammas (1994), analisando 1054 trabalhos científicos publicados entre 1950 e 1990, observaram que 32% dos trabalhos apresentavam CV menores que 10%, enquanto 10,5% tinham CV maiores que 30%. Estes autores consideram como valores médios, para gramíneas, leguminosas e experimentos em consorciação, coeficientes de variação da ordem de 16,58, 16,50 e 20,53%, respectivamente, ressaltando, ainda, que há alteração destes valores dependendo da variável-resposta estudada em questão.

Estudando 520 experimentos com culturas agrícolas conduzidos no Estado de São Paulo, Igue (1974) encontrou os seguintes valores médios de CV, com as respectivas culturas: 12,8% (algodão); 16,8% (amendoim); 23,5% (café); 10,1% (cana-de-açúcar); 30,6% (feijão); 27,4% (girassol); 18,2% (milho) e 22,0% (soja).

Markus (1973) comenta que entre as culturas agrícolas, as plantas frutíferas e silvícolas são aquelas cujos experimentos apresentam os maiores valores de CV.

De acordo com Garcia (1989), a classificação proposta por Pimentel Gomes (1990) é muito abrangente por não levar em consideração as particularidades da espécie estudada e também por não fazer distinção entre a natureza das variáveis observadas, sendo necessária, então, uma nova classificação, servindo como referência para os pesquisadores de cada área.

Outros autores, como Amaral, Muniz e Souza (1997), Judice, Muniz e Carvalheiro (1997) e Scapim, Carvalho e Cruz (1995), também encontraram faixas de classificação para o CV em diversas áreas que diferiram dos valores propostos por Pimentel Gomes (1990).

Para determinar limites na distribuição dos valores de CV, Garcia (1989), trabalhando com experimentos na área de ciências florestais, propõe utilizar a relação entre a média e o desvio padrão da distribuição dos valores de CV de uma mesma variável, classificando-os da seguinte forma: *baixo* ($CV \leq \bar{y} - s$); *médio* ($\bar{y} - s < CV \leq \bar{y} + s$); *alto* ($\bar{y} + s < CV \leq \bar{y} + 2s$); *muito alto* ($CV > \bar{y} + 2s$).

Estudos semelhantes, envolvendo o critério de Garcia (1989), foram feitos por Clemente e Muniz (2000) com leguminosas forrageiras, por Scapim, Carvalho e Cruz (1995) com a cultura do milho e por Amaral, Muniz e Souza (1997) na experimentação com citrus.

Clemente e Muniz (2000), avaliando experimentos com leguminosas forrageiras, encontraram grande variação nos valores de CV, envolvendo as diversas espécies. Estes autores determinaram faixas de classificação específicas para as seguintes leguminosas forrageiras: alfafa, centrosema, cudzu tropical, dólicos, labe labe, siratro e soja, sendo que o labe labe e o siratro apresentaram menores coeficientes de variação, ao passo que centrosema e alfafa mostraram maiores valores de CV.

Scapim, Carvalho e Cruz (1995), utilizando os dados de coeficiente de variação de 66 teses na área de Genética e Melhoramento de Plantas na cultura do milho, concluíram que para as faixas de classificação propostas para caracteres de rendimento, como peso de espigas, número de espigas, peso de grãos e prolificidade, houve concordância com os valores descritos por Pimentel Gomes (1990). Os autores também ressaltam que a classificação de Pimentel Gomes (1990) não é adequada para variáveis que são menos influenciadas pelo ambiente, tais como altura da planta, altura da espiga e peso de 100 grãos, além de florescimento masculino e feminino, diâmetro e comprimento de espiga, número de fileiras de grãos por espiga e teor de óleo.

Amaral, Muniz e Souza (1997) observaram que as variáveis com determinação no campo apresentaram valores maiores de CV em relação às determinadas em laboratório, especialmente o número de frutos por planta, aumentando-se a variação com a diminuição do tamanho da parcela e pelo não uso de bordaduras, prática comum na experimentação com plantas frutíferas perenes.

Na área animal, ainda utilizando o critério de Garcia (1989), Judice e Muniz (1997) e Judice, Muniz e Carvalheiro (1999) propuseram valores de referência para o coeficiente de variação na experimentação com diversas espécies animais e especificamente com suínos, respectivamente.

Judice, Muniz e Carvalheiro (1999) avaliaram as seguintes variáveis-resposta na experimentação com suínos: ganho de peso, conversão alimentar, consumo de ração, rendimento de carcaça, espessura de toucinho e comprimento de carcaça, propondo faixas de classificação do CV para cada uma delas. Para estes autores, as características de carcaça (rendimento e comprimento) possuem os menores valores de CV. Sugerem, ainda, para as variáveis não estudadas, que existe a necessidade de realização de estudos semelhantes, consultando-se os resultados encontrados na literatura.

Alguns autores utilizaram as faixas de classificação propostas por Judice e Muniz (1997) na avaliação da precisão de experimentos, destacando-se Vilela (1999), Oliveira et al. (1999) e Oliveira (1998).

Estefanel, Pignarato e Storck (1987), estudando experimentos envolvendo diversas culturas agrícolas, utilizam como critério classificar o CV como médio quando situado no intervalo $\overline{CV} \pm 0,675s$, em que \overline{CV} e s são, respectivamente, o valor médio e o desvio-padrão do CV dos experimentos avaliados, e $0,675$ é o valor da abscissa da curva normal reduzida. Assim fazendo, admitindo distribuição aproximadamente normal da estatística, 50% dos valores de CV estariam numa faixa em que seriam considerados como

médios, 25% localizados abaixo desta faixa, seriam classificados como baixos, e 25%, acima desta faixa, seriam considerados altos.

Os autores consideram, ainda, a influência sobre a distribuição do CV dos delineamentos experimentais, dos tipos de tratamentos envolvidos e das variáveis-resposta estudadas. Em relação aos delineamentos experimentais, os autores concluem que não houve muita variação nos valores de CV, o mesmo ocorrendo ao se considerar os diversos tipos de tratamentos. No entanto, observaram maiores diferenças quando eram estudadas diferentes variáveis-resposta para a mesma espécie estudada ou mesma variável-resposta em espécies diferentes. Como exemplos, citam as variáveis rendimento de plantas arbóreas, peso de nódulos de feijão e de soja, que apresentam CV médio quando próximos de 50%, enquanto para as variáveis altura e comprimento da panicula do sorgo, o CV é considerado médio quando em torno de 10%.

Utilizando a mesma metodologia de Estefanel, Pignarato e Storck (1987), Lúcio (1997) estudou a precisão experimental de algumas culturas anuais de importância econômica para o Estado do Rio Grande do Sul, comparando o coeficiente de variação com a diferença mínima significativa do teste de Tukey e o coeficiente de precisão, todos apresentando resultados semelhantes na determinação da precisão dos experimentos.

Lopes e Storck (1995) e Lopes, Storck e Garcia (1994) avaliaram a precisão de ensaios com a cultura do milho baseando-se na homogeneidade do erro experimental das análises das diversas características.

McKay (1932) faz um estudo teórico da distribuição do coeficiente de variação, sendo seus resultados confirmados e empregados por diversos autores, como Vangel (1996), por exemplo, que neles se baseia para propor intervalos de confiança para o coeficiente de variação de populações com distribuição normal, comentando sobre a utilização generalizada de estimativas do coeficiente de variação, comumente sem serem acompanhadas de intervalos de confiança, o

que dificulta sua interpretação. Bohidar e Bohidar (1992) também confirmam a necessidade de se utilizar não somente a estimativa amostral do CV, mas também de seu intervalo de confiança, para que se possa fazer as devidas inferências, bem como tomar as decisões apropriadas.

Alguns autores compararam a distribuição do CV proposta por McKay (1932) com resultados experimentais. Fieller (1932) indica, através de tabelas, a eficiência da aproximação de McKay para diversos valores de CV em alguns tamanhos de amostras. Pearson (1932) compara a distribuição de frequências observadas de coeficientes de variação amostrais com as frequências teóricas correspondentes obtidas, assumindo que

$$n(1 + 1/\tilde{v}^2) \frac{v^2}{1 + v^2},$$

em que \tilde{v} é o CV populacional, tem distribuição de χ^2 com $(n - 1)$ graus de liberdade.

Iglewicz e Myers (1970) compararam seis aproximações para a distribuição do coeficiente de variação: a de McKay (1932), a de Hald (1952), a de Pearson, obtida de Johnson e Welsh (1940) e três outras considerando a distribuição normal. Os autores recomendaram a utilização da aproximação de McKay (1932) pela sua acurácia e simplicidade de uso.

A partir da quantidade pivotal apresentada por McKay (1932), é possível definir a função densidade de probabilidade do coeficiente de variação, por transformação de variável.

No exterior existe, também, a preocupação em se estudar a distribuição do CV. Terman (1957), avaliando 433 experimentos conduzidos nos Estados Unidos, na área de Ciência dos Solos, especificamente na experimentação envolvendo doses e fontes de fósforo, observou que 78% dos experimentos apresentavam CV entre 5 e 20%. O autor afirma, também, que 27% dos ensaios

com milho, algodão, forrageiras e cereais apresentavam CV menores que 10%, não encontrando diferenças entre estas culturas.

Njos e Nissen (1956), na Noruega, observaram que 93% dos experimentos com batata, forrageiras e cereais apresentavam CV entre 3 e 17%.

Benza (1954), no Peru, considera como altos, para a experimentação agrícola, CV's maiores que 18%, tendo encontrado, em seus estudos, influência do delineamento experimental, do tamanho das unidades experimentais e do número de repetições.

Mott (1966), estudando os coeficientes de variação obtidos em experimentos de pastejo de bovinos de corte em Indiana, Estados Unidos, avaliando a variável ganho de peso por animal e por unidade de área, encontrou valores oscilando entre 10,6 e 152,6% para a primeira variável e entre 13,1 e 55,3% para a segunda. Apesar de o autor não tecer nenhum comentário a respeito do valor 152,6%, é provável que este resultado tenha sido influenciado por algum tratamento em que os animais perderam peso ao invés de ganhar. Como já discutido anteriormente, este é um caso em que deveria ser empregada outra medida para avaliação da precisão experimental. Em experimentos realizados no Brasil, o mesmo autor encontrou variação entre o CV de experimentos envolvendo ganho de peso por unidade de área, realizados no inverno (11,7 a 34,7%) e no verão (6,7 a 10,0%).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos por Judice e Muniz (1997), através de uma revisão bibliográfica de artigos científicos na Biblioteca Central da UFLA, que reuniu 3107 valores de coeficiente de variação de experimentos zootécnicos, envolvendo diversas variáveis-resposta de 11 espécies diferentes. As revistas pesquisadas e o período de publicação revisado estão apresentados na Tabela 3.1.

TABELA 3.1 Revistas pesquisadas, período de publicação e número de valores de coeficiente de variação encontrados na revisão bibliográfica realizada na Biblioteca Central da UFLA.

REVISTA	PERÍODO	Nº DE VALORES
Arquivos da UFF	1986 a 1988	3
Arquivos da UFMG	1943 a 1998	340
Boletim da Indústria Animal	1941 a 1998	1143
Ciência e Agrotecnologia	1977 a 1999	53
Pesquisa Agropecuária Brasileira	1966 a 1998	132
Revista Brasileira de Zootecnia	1973 a 1998	1436
TOTAL		3107

Para o presente estudo, utilizaram-se os dados referentes aos coeficientes de variação em experimentos envolvendo ganho de peso em bovinos de corte e peso final em frangos de corte. Optou-se por estas variáveis por, além de serem de grande importância econômica, apresentarem tamanho de amostra diferentes, sendo 180 valores para a primeira e 38 valores para a segunda, permitindo a aplicação e comparação dos métodos para tamanhos de amostra bem distintos.

Para os 180 valores de CV encontrados para ganho de peso em bovinos de corte, a média foi de 20,95%, o desvio-padrão foi de 13,72%, as valores

máximo e mínimo foram 78,00% e 2,80%, respectivamente, e o número de graus de liberdade médio do resíduo das análises de variância foi de 22.

Para os 38 valores de CV referentes à variável peso final em frangos de corte, a média e o desvio-padrão foram, respectivamente, 2,84% e 1,05%. O maior valor de CV encontrado foi 7,16% e o menor 0,85%. Nas análises de variância dos experimentos avaliados, o número de graus de liberdade médio do resíduo foi de 25.

O número de graus de liberdade foi utilizado no método de obtenção de intervalos de confiança descrito por Vangel (1996) e no estudo da distribuição de probabilidade do CV, baseado em McKay (1932).

3.2 Critérios de Classificação dos Valores de Coeficiente de Variação

3.2.1 Critério de Garcia (1989)

O critério proposto por Garcia (1989) utiliza a relação entre a média e o desvio padrão dos valores de CV de diversos experimentos, envolvendo a mesma variável, classificando os mesmos da seguinte forma: *baixo* ($CV \leq \bar{y} - s$); *médio* ($\bar{y} - s < CV \leq \bar{y} + s$); *alto* ($\bar{y} + s < CV \leq \bar{y} + 2s$); *muito alto* ($CV > \bar{y} + 2s$), exigindo, para tanto, que os dados apresentem distribuição aproximadamente normal.

Para se testar a normalidade dos dados, utilizou-se o software estatístico Statistical Analysis System (SAS, 1990), desenvolvendo-se uma rotina no "Procedure Univariate", empregando-se o teste de Shapiro-Wilk (1965).

3.2.2 Distribuição Aproximada do Coeficiente de Variação

Segundo McKay (1932), a distribuição da média (\bar{y}) e do desvio-padrão (s) para amostras de tamanho n de uma população normal são, respectivamente,

$$\left(\frac{n}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{1}{2}} \cdot \exp\left\{\frac{-(\bar{x}-m)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

e

$$\left(\frac{n}{2\sigma^2}\right)^{\frac{n-1}{2}} \cdot \frac{\sqrt{2} s^{n-2} \cdot \exp\left\{\frac{-ns^2}{2\sigma^2}\right\}}{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}.$$

Assim, a distribuição conjunta de \bar{y} e s é dada por:

$$f(\bar{y}, s) = \left(\frac{n}{\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \cdot \frac{s^{n-2}}{2^{\frac{n-1}{2}} \cdot \sqrt{\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)} \cdot \exp\left\{\frac{-(\bar{x}-m)^2 - ns^2}{2\sigma^2}\right\}$$

uma vez que, sob normalidade, essas variáveis aleatórias são independentes.

A partir deste resultado, utilizando métodos aproximados de integração por desenvolvimento de uma função em série de Taylor e fazendo as devidas simplificações, o autor obteve a quantidade pivotal:

$$\frac{nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1\right)}{1 + v^2}$$

que tem distribuição aproximada de χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade, em que n é o tamanho da amostra, v é o coeficiente de variação da amostra, m é a média e σ^2 é a variância populacional.

3.2.3 Método de Obtenção de Intervalos de Confiança de Vangel (1996)

Vangel (1996) considera o coeficiente de variação populacional como:

$$k = \frac{\sqrt{\sigma^2}}{\mu},$$

sendo σ^2 a variância e μ a média de uma determinada variável aleatória e uma estimativa pontual de k , que conforme apresentado anteriormente, é dado por:

$$K = \frac{\sqrt{s^2}}{\bar{x}}.$$

De acordo com Vangel (1996), um método exato para construção de intervalos de confiança para o coeficiente de variação, baseado numa distribuição não central de t , é apresentado por Lehman (1986). O autor afirma que o método de Lehman é computacionalmente complexo e sugere a utilização de intervalos aproximados. Assim, o autor estuda uma quantidade pivotal aproximada que pode ser utilizada para calcular intervalos de confiança para o coeficiente de variação, obtendo com boa aproximação o nível de confiança nominal para qualquer tamanho de amostra, sendo necessário, para isso, apenas uma tabela de quantis da distribuição de χ^2 .

Mood, Graybill e Boes (1974) definem que sendo $y' = [Y_1 \ Y_2 \ \dots \ Y_n]$ uma amostra aleatória de densidade $f(\bullet)$, então, uma função $W(y, \theta)$ com distribuição não dependente de θ é chamada de quantidade pivotal.

Dispondo-se de uma quantidade pivotal $W(y, \theta)$ e dois valores dessa função (W_1 e W_2), tais que

$$P[W_1 \leq W(y, \theta) \leq W_2] = \gamma$$

para uma determinada amostra y , e se essa relação implicar que

$$P[T_1(y) \leq q(\theta) \leq T_2(y)] = \gamma,$$

sendo $T_1(y)$ e $T_2(y)$ duas estatísticas, então, por definição, $[T_1(y), T_2(y)]$ é um intervalo de confiança para $q(\theta)$.

Assim, Vangel (1996) define Y_v como uma variável aleatória com distribuição de χ^2 com $v = n - 1$ graus de liberdade, e também a variável

$$W_v = \frac{Y_v}{v}. \text{ Para } \alpha \in (0, 1), \chi^2_{(v, \alpha)}$$
 denota o percentil 100α da distribuição

de Y_v e $t = \frac{\chi^2_{(v, \alpha)}}{v}$ o quantil correspondente de W_v . Neste contexto, a variável aleatória

$$Q = \frac{K^2(1 + k^2)}{(1 + \theta K^2)k^2}$$

em que $\theta = \theta(v, \alpha)$ é uma função conhecida, valendo a relação

$$P(Q \leq t) \approx P(W_v \leq t),$$

sendo a distribuição de W_v conhecida e não contendo k . Assim, Q pode ser utilizada como uma quantidade pivotal aproximada para construção de intervalos de confiança para k .

O autor afirma, ainda, que existem quatro escolhas possíveis para θ , sendo a proposta por McKay (1932) a que fornece intervalos de confiança com maior precisão.

Assim, Vangel (1996) propõe o intervalo de confiança para k a partir da variável Q , considerando a função θ proposta por McKay (1932), definida por

$$IC = \left\{ K \left[\left(\frac{u_1}{v+1} - 1 \right) K^2 + \frac{u_1}{v} \right]^{-\frac{1}{2}}, K \left[\left(\frac{u_2}{v+1} - 1 \right) K^2 + \frac{u_2}{v} \right]^{-\frac{1}{2}} \right\}$$

em que:

K é o coeficiente de variação amostral;

v é o número de graus de liberdade do resíduo;

u₁ é o quantil superior da distribuição de χ^2 (v g.l., $\alpha = 0,025$);

u₂ é o quantil superior da distribuição de χ^2 (v g.l., $\alpha = 0,975$).

A expressão do intervalo de confiança do CV pode ser utilizada na construção de faixas de classificação para o coeficiente de variação, empregando valores de α iguais a 0,1587, 0,8413 e 0,9772, em analogia ao critério de Garcia (1989).

3.2.4 Teoria de Quantis Amostrais

De acordo com Spiegel (1993), se um conjunto de dados é organizado em ordem crescente de grandeza, os valores obtidos mediante subdivisões dos dados em partes iguais são denominados quantis. Assim são, por exemplo, os quartis, os decis e os percentis, que dividem os dados em quatro, dez e cem partes iguais, respectivamente.

Numa amostra de valores de CV devidamente ordenada, pode-se obter os quantis 15,87; 84,13 e 97,72%, que analogamente ao critério de Garcia (1989), servirão como estimativas das faixas de avaliação dos CV experimentais.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os dados encontrados por Judice e Muniz (1997) foram armazenados em um banco de dados utilizando o software Access, sendo, posteriormente, tabulados por espécie animal e variável-resposta. Como se pode observar na Tabela 4.1, entre as 11 espécies encontradas, apenas quatro (frangos de corte, bovinos leiteiros, bovinos de corte e suínos) apresentaram valores suficientes para que se estudasse sua distribuição, uma vez que, foram encontradas na literatura, indicações de necessidade de um número mínimo de 20 a 25 valores para cada variável resposta, a exemplo de Scapim, Carvalho e Cruz (1995) e Amaral, Muniz e Souza (1997).

TABELA 4.1 Valores de Coeficiente de Variação por espécie animal, número de valores, média, desvio padrão e valores máximo e mínimo.

Espécie Animal	Nº de valores	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
Bovinos de Corte	734	20,19	19,86	152,60	0,71
Bovinos Leiteiros	569	16,95	12,69	113,40	0,04
Caprinos	50	14,56	8,83	48,79	2,21
Codornas	16	5,34	3,23	11,35	1,02
Coelhos	82	16,08	35,55	326,80	0,86
Equinos	40	30,80	34,70	155,31	2,14
Frangos de Corte	354	5,51	5,65	65,90	0,09
Ovinos	145	15,24	10,43	85,63	0,16
Peixes	15	16,83	9,42	31,23	3,08
Poedeiras	126	9,21	11,24	94,98	1,00
Suínos	976	15,35	15,69	178,45	0,01
TOTAL	3107				

Da mesma forma, dentro das quatro espécies animais consideradas aptas para aplicação dos critérios de classificação, foram avaliadas as variáveis-resposta com valores suficientes para a classificação, estando os resultados apresentados na Tabela 4.2.

TABELA 4.2 Número de variáveis-resposta encontradas e estudadas para cada espécie animal.

Espécie Animal	Variáveis-resposta Encontradas	Variáveis-resposta Estudadas
Bovinos de Corte	50	8
Bovinos Leiteiros	48	7
Frangos de Corte	32	6
Suínos	71	7

Para o presente estudo, foram utilizados os valores de coeficiente de variação encontrados para as variáveis ganho de peso em bovinos de corte e peso final em frangos de corte.

4.1. Critério de Garcia (1989)

Para obtenção das faixas de classificação, a partir dos valores de coeficiente de variação dos experimentos com bovinos de corte envolvendo a variável ganho de peso e com frangos de corte envolvendo a variável peso final, utilizando o critério de Garcia (1989), testou-se a normalidade dos dados através do teste de Shapiro-Wilk (1965), usando o Procedimento Univariado (Procedure Univariate) do software estatístico Statistical Analysis System (SAS, 1990).

Os dados de CV para a variável ganho de peso em bovinos de corte não apresentaram distribuição normal. Para obtenção da normalidade dos dados, foi utilizada a transformação logarítmica sugerida por Estefanel, Pignarato e Storck (1987). Após a transformação, obteve-se a normalidade dos dados.

Desta maneira, para obtenção do primeiro limite das faixas de classificação do CV, tomou-se a média dos dados transformados (2,85) e subtraiu-se o desvio-padrão (0,63), chegando-se ao valor (2,22). Tomando a função inversa do logaritmo neperiano deste valor, obteve-se (9,21). Assim,

valores de coeficiente de variação de experimentos inferiores a 9,21% são classificados como baixos, indicando alta precisão experimental.

Para obtenção do segundo limite, somou-se ao valor da média transformada (2,85) o desvio-padrão (0,63), obtendo-se (3,48). A função inversa do logaritmo deste valor forneceu o valor (32,14). Assim, no intervalo entre 9,21 e 32,14%, o coeficiente de variação é considerado médio.

O terceiro limite é obtido somando-se duas vezes o valor do desvio-padrão (1,26) à média (2,85), chegando ao valor (4,11). Fazendo a inversa do logaritmo, tem-se o valor (60,95). Portanto, os valores de coeficiente de variação são considerados altos no intervalo entre 32,14 e 60,95% e muito altos quando superiores a 60,95%.

Na Tabela 4.3 estão as faixas de classificação, de acordo com o critério de Garcia (1989), para a variável ganho de peso para bovinos de corte.

TABELA 4.3 Faixa de classificação para a variável ganho de peso em bovinos de corte, de acordo com o critério de Garcia (1989).

	CV Baixo	CV Médio	CV Alto	CV muito alto
Ganho de peso	< 9,21	9,21 < CV < 32,14	32,14 < CV < 60,95	> 60,95

Para a variável peso final em frangos de corte, os valores de CV apresentaram distribuição normal. Assim, para obtenção do primeiro limite de classificação tomou-se o valor médio do CV (2,84) e subtraiu-se do desvio-padrão (1,05), chegando ao valor (1,79). O segundo limite foi calculado somando-se a média dos valores (2,84) ao desvio-padrão (1,05), encontrando-se (3,89) e o terceiro limite é encontrado adicionando-se duas vezes o valor do desvio-padrão (2,10) ao valor da média (2,84), obtendo-se (4,94). Logo, valores de coeficiente de variação para peso final em frangos de corte inferiores a 1,79% são classificados como baixos. Coeficientes de variação entre 1,79 e 3,89% são

classificados como médios. Classificam-se como altos os CV entre 3,89 e 4,94% e como muito altos os CV maiores que 4,94%.

Na Tabela 4.4, encontram-se as faixas de classificação do coeficiente de variação para os experimentos avaliando o peso final em frangos de corte, de acordo com o critério de Garcia (1989).

TABELA 4.4 Faixa de classificação para a variável peso final em frangos de corte, de acordo com o critério de Garcia (1989).

	CV Baixo	CV Médio	CV Alto	CV muito alto
Peso final	< 1,79	1,79 < CV < 3,89	3,89 < CV < 4,94	> 4,94

Comparando-se os resultados obtidos para coeficientes de variação, associados ao ganho de peso em bovinos de corte e ao peso final em frangos de corte, percebe-se a grande diferença nas escalas de valores, reforçando a importância de se ter faixas de referência para cada variável-resposta em cada espécie animal.

4.2 Distribuição Aproximada do Coeficiente de Variação

Considerando-se o teorema da transformação de bases descrito por Mood, Graybill e Boes (1974):

Seja Y uma variável aleatória e W = g(Y) uma função monótona e diferenciável para todo y, com domínio D. Então, a função densidade de W é dada por:

$$f_W = f_Y \left[g^{-1}(W) \right] \left| \frac{dg^{-1}(W)}{dW} \right| I_D(W) .$$

e definindo W como a função

$$\frac{nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{1 + v^2}$$

descrita por McKay (1932), que apresenta distribuição aproximada de χ^2 com $n - 1$ graus de liberdade, em que n é o tamanho da amostra, v é o coeficiente de variação amostral, m é a média e σ^2 é a variância populacional, é possível obter a função densidade de probabilidade do coeficiente de variação.

Para a transformação da variável, o primeiro passo é obter a derivada de W em relação a v .

Assim, fazendo

$$x = nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)$$

tem-se, então, que

$$x' = 2nv \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right).$$

Da mesma maneira, definindo

$$y = 1 + v^2,$$

então,

$$y' = 2v.$$

Substituindo-se estes resultados, obtém-se a expressão:

$$W' = \frac{2nv \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right) (1 + v^2) - nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right) 2v}{(1 + v^2)^2}$$

$$= \frac{2nv \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{(1 + v^2)} - \frac{2nv^3 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{(1 + v^2)^2}$$

A função densidade de probabilidade da distribuição de χ^2 , por definição, é dada por

$$f(y; n) = \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \cdot \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \cdot y^{\frac{n}{2}-1} \cdot \exp\left\{\frac{-y}{2}\right\} I[0, \infty)(y) .$$

Considerando a variável

$$y = \frac{nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{1 + v^2}$$

na densidade de χ^2 , obtém-se

$$f(y; n) = \frac{\left(\frac{nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{1 + v^2} \right)^{\left(\frac{n}{2}-1\right)} \exp\left\{ -\frac{1}{2} \frac{nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{1 + v^2} \right\}}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} .$$

Desta maneira, fazendo o produto de $f(y; n)$ por W^2 , obtém-se a expressão da função densidade de probabilidade aproximada para o coeficiente de variação, dada por

$$f(v; n) = \frac{\left(\frac{nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{1 + v^2} \right)^{\left(\frac{n}{2} - 1 \right)} \exp \left\{ - \frac{1}{2} \frac{nv^2 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{1 + v^2} \right\}}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma \left(\frac{n}{2} \right)} \times \left[\frac{2nv \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{(1 + v^2)} - \frac{2nv^3 \left(\frac{m^2}{\sigma^2} + 1 \right)}{(1 + v^2)^2} \right]$$

Mood, Graybill e Boes (1974) definem o quantil q de uma variável aleatória Y como sendo o menor número y que satisfaz $F(y) \geq q$.

Portanto, pode-se obter os quantis 15,87; 84,13 e 97,72 simplesmente encontrando $F(v; n) \geq q$, ou seja, basta integrar $f(v; n)$ em relação a v , de 0 (zero) até o quantil desejado. Assim fazendo, o resultado obtido representará o valor de coeficiente de variação abaixo do qual se espera encontrar $\frac{q}{100}$ valores de CV, podendo-se, de modo análogo ao método de Garcia (1989), estabelecer faixas de classificação.

Deve-se observar, ainda, que para o cálculo de probabilidades usando a densidade $f(v; n)$, é necessário conhecer o tamanho da amostra (n). O número médio de graus de liberdade do resíduo para os experimentos com ganho de peso em bovinos de corte considerados neste estudo foi de 22. Assim, o tamanho da amostra considerado para uso da metodologia foi 23.

Para as faixas de classificação para ganho de peso em bovinos de corte através do cálculo da probabilidade usando a função densidade do CV, foram necessários resultados de integração numérica, obtidos por meio do software MAPLE V. Considerando a média dos valores de CV igual a 20,95% e o tamanho da amostra igual a 23, as faixas de classificação podem ser encontradas na Tabela 4.5.

TABELA 4.5 Faixa de classificação para a variável ganho de peso em bovinos de corte, de acordo com a distribuição aproximada do coeficiente de variação.

Classificação	CV
Baixo	< 17,54
Médio	17,54 < CV < 23,95
Alto	23,95 < CV < 27,50
Muito Alto	> 27,50

Para peso final em frangos de corte, considerando-se a média dos valores de CV sendo 2,84% e o número médio de graus de liberdade das análises de variância igual a 25 (resultando em tamanho de amostra 26), obteve-se a classificação apresentada na Tabela 4.6.

TABELA 4.6 Faixa de classificação para a variável peso final em frangos de corte, de acordo com a distribuição aproximada do coeficiente de variação.

Classificação	CV
Baixo	< 2,42
Médio	2,42 < CV < 3,20
Alto	3,20 < CV < 3,62
Muito Alto	> 3,62

Da mesma maneira que o método anterior, observa-se diferença entre as faixas obtidas para a variável ganho de peso em bovinos de corte e peso final em frangos de corte.

4.3 Método de Obtenção de Intervalos de Confiança de Vangel (1996)

Para construção das faixas de classificação do coeficiente de variação para ganho de peso em bovinos de corte, utilizando o método de construção de intervalos de confiança, proposto por Vangel (1996), utilizou-se a média dos valores de CV (20,95%) e o número médio de graus de liberdade do residuo (22) dos experimentos envolvendo a variável ganho de peso em bovinos de corte.

Assim, empregando-se a fórmula proposta pelo autor e utilizando valores da distribuição de qui-quadrado, obtiveram-se os limites de classificação para o coeficiente de variação, considerando os quantis 0,1587; 0,8413 e 0,9772, de maneira análoga aos dois métodos anteriores.

Da mesma forma, para a variável peso final em frangos de corte, utilizou-se a média dos valores de CV (2,84%) e o número médio de graus de liberdade do residuo (25), encontrando-se assim as faixas de classificação.

Na Tabela 4.7 estão apresentadas as faixas de classificação do CV para as variáveis ganho de peso em bovinos de corte e peso final em frangos de corte, utilizando a fórmula do intervalo de confiança de Vangel (1996).

TABELA 4.7 Faixas de classificação para as variáveis ganho de peso em bovinos de corte e peso final em frangos de corte, de acordo com o critério de Vangel (1996).

Classificação	Ganho de Peso (Bovinos de Corte)	Peso Final (Frangos de Corte)
Baixo	< 18,32	< 2,51
Médio	18,32<CV<25,24	2,51<CV<3,34
Alto	25,24<CV<30,60	3,34<CV<3,94
Muito Alto	> 30,60	> 3,94

Novamente, notam-se as diferenças entre as faixas de classificação para as duas variáveis-resposta, evidenciando, assim, a utilidade de se propor faixas de limites específicos.

4.4 Teoria de Quantis Amostrais

Para os valores de CV para ganho de peso em bovinos de corte, as estimativas dos quantis 15,87; 84,13 e 97,72% permitiram estabelecer as faixas de classificação apresentadas na Tabela 4.8.

TABELA 4.8 Faixa de classificação para a variável ganho de peso em bovinos de corte, utilizando a metodologia dos quantis amostrais.

	CV Baixo	CV Médio	CV Alto	CV Muito alto
Ganho de peso	< 10,25	10,25<CV<31,57	31,57<CV<61,66	> 61,66

Na Tabela 4.9 estão apresentadas as faixas de classificação para a variável peso final em frangos de corte.

TABELA 4.9 Faixa de classificação para a variável peso final em frangos de corte, utilizando a metodologia dos quantis amostrais.

	CV Baixo	CV Médio	CV Alto	CV muito alto
Peso final	< 1,74	1,74<CV<3,84	3,84<CV<4,70	> 4,70

4.5 Comparação dos Métodos de Classificação

As Tabelas 4.10 e 4.11 apresentam a comparação das faixas de classificação para as variáveis ganho de peso em bovinos de corte e peso final em frangos de corte, respectivamente, envolvendo os quatro métodos.

A aplicação dos quatro critérios para classificação do coeficiente de variação permitiu observar que os resultados do método de Garcia (1989) são semelhantes aos resultados do método dos quantis amostrais, tanto para a variável ganho de peso em bovinos de corte quanto para peso final em frangos de corte.

TABELA 4.10 Comparação das faixas de classificação para a variável ganho de peso em bovinos de corte, utilizando as quatro metodologias.

Métodos	CV Baixo	CV Médio	CV Alto	CV muito alto
Garcia (1989)	< 9,21	9,21<CV<32,14	32,14<CV<60,95	> 60,95
Quantis Amostrais	< 10,25	10,25<CV<31,57	31,57<CV<61,66	> 61,66
Distribuição Aproximada	< 17,54	17,54<CV<23,95	23,95<CV<27,50	> 27,50
Intervalo de Confiança	< 18,32	18,32<CV<25,24	25,24<CV<30,60	> 30,60

TABELA 4.11 Comparação das faixas de classificação para a variável peso final em frangos de corte, utilizando as quatro metodologias.

Métodos	CV Baixo	CV Médio	CV Alto	CV muito alto
Garcia (1989)	< 1,79	1,79<CV<3,89	3,89<CV<4,94	> 4,94
Quantis Amostrais	< 1,74	1,74<CV<3,84	3,84<CV<4,70	> 4,70
Distribuição Aproximada	< 2,42	2,42<CV<3,20	3,20<CV<3,62	> 3,62
Intervalo de Confiança	< 2,51	2,51<CV<3,34	3,34<CV<3,94	> 3,94

Os métodos da distribuição aproximada do CV e do intervalo de confiança de Vangel (1996) também apresentaram semelhança para as duas variáveis. Isto pode ser devido ao fato de os dois métodos estarem baseados na expressão de McKay (1932).

Os métodos de Garcia (1989) e dos quantis amostrais apresentaram faixas mais amplas em relação aos outros dois métodos, cujas faixas foram mais estreitas.

5 CONCLUSÕES

Os resultados obtidos pelo presente estudo permitem concluir que:

- (i) Para avaliação da distribuição do coeficiente de variação, faz-se necessária a construção de faixas de classificação para cada variável-resposta estudada dentro de cada espécie animal;
- (ii) O método de Garcia (1989) e o método dos quantis amostrais apresentaram resultados semelhantes;
- (iii) As faixas de classificação obtidas pelo método da distribuição aproximada do coeficiente de variação e pelo método do intervalo de confiança também foram semelhantes;
- (iv) Recomenda-se utilizar o método de Garcia (1989) ou o método dos quantis amostrais por considerarem a real distribuição dos dados.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMARAL, A.M.; MUNIZ, J.A.; SOUZA, M. de. Avaliação do coeficiente de variação como medida da precisão na experimentação com citros. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.32, n.12, p.1221-1225, dez. 1997.
- AMBROSANO, G.M.B.; SCHAMMAS, E.A. Avaliação dos coeficientes de variação em experimentos com forrageiras. *Boletim da Indústria Animal*, São Paulo, v.51, n.1, p.13-20, jan./jun. 1994.
- ARNHOLT, A.T.; HEBERT, J.L. Estimating the mean with know coefficient of variation. *The American Statistician*, Alexandria, v.49, n.4, p.367-369, Nov., 1995.
- BEARZOTI, E. *Introdução à teoria de probabilidades e à inferência estatística*. Lavras: UFLA, 1998. 288p.
- BENZA, J.C. *Experimentation agricola*. Lima: Peru, Ediciones Agro-Ganaderas, 1954. 360p.
- BOHIDAR, N.R.; BOHIDAR, N.R. Construction of upper confidence-limit of coefficient of variation for content uniformity. *Drug Development and Industrial Pharmacy*, New York, v.18, n.1, p.21-37, 1992.
- CAMPOS, H. de *Estatística aplicada à experimentação com cana-de-açúcar*. Piracicaba: FEALQ, 1984. 292p.
- CLEMENTE, A.L.; MUNIZ, J.A. Distribuição do coeficiente de variação em experimentos com leguminosas forrageiras. *Ciência e Agrotecnologia*, Lavras, 2000. (No prelo).

- CONAGIN, A.; NAGAI, V.; IGUE, T. Discriminative power of the combining probabilities test in analysis series of experiments. *Bragantia*, Campinas, v.52, n.1, p.89-99, 1993.
- ESTEFANEL, V.; PIGNARATO, I.A.B.; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 1987, Londrina. *Anais...* Londrina: FUEL/RBRAS/IAPAR, 1987. p.115-131
- FEDERER, W.T. *Experimental design*. New York: J. Wiley, 1957. 611p.
- FIELLER, E.C. A numerical test of the adequacy of A.T. McKay's approximation. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, v.95, p. 699-702, 1932.
- GARCIA, C.H. *Tabelas para classificação do coeficiente de variação*. Piracicaba: IPEF, 1989. 12p. (Circular Técnica, 171).
- GILL, J.L. *Design and analysis of experiments in the animal and medical sciences*. Ames: The Iowa State University Press, 1987, v.1, 411p.
- GUPTA, S.; SINGH, K.S. Estimation of population mean using coefficient of variation and auxiliary information. *Brazilian Journal of Probability and Statistics*, v.12, p.35-40, 1998.
- HAUSCHKE, D.; STEINIJANS, V.W.; DILETTI, E; SCHALL, R; LUUS, H.G.; ELZE, M; BLUME, H. Presentation of the intrasubject coefficient of variation for sample-size planning in bioequivalence studies. *International Journal of Clinical Pharmacology and Therapeutics*, Munchen-Deisenhofen, v.32, n.7, p.376-378, July, 1994.

- IGLEWICZ, B.; MYERS, R.H. Comparisons of approximations to the percentage points of the coefficient of variation. **Technometrics**, Alexandria, v.12, n.1, p.166-169, Feb. 1970.
- IGUE, T. **Quadros de Probabilidade**. Campinas: Instituto Agronômico, 1974. 12p. (Circular, 41)
- JOSHI, S.; SHAH, M. Estimating the mean of an inverse gaussian distribution with known coefficient of variation. **Communications in Statistics - Theory and Methods**, New York, v.20, n.9, p.2907-2912, 1991.
- JUDICE, M.G.; MUNIZ, J.A.; CARVALHEIRO, R. Avaliação do coeficiente de variação na experimentação com suínos. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.23, n.1, p. 170-173, Jan./Mar.1999.
- JUDICE, M.G.; MUNIZ, J.A.; CARVALHEIRO, R. Distribution of the variation coefficient in broiler experiments. **Biometric Bulletin**, Washington, v.14, n.3, p.12, Nov.1997.
- JUDICE, M.G.; MUNIZ, J.A. Avaliação dos coeficientes de variação em experimentos zootécnicos. In: SEMINÁRIO DE AVALIAÇÃO DO PIBIC/CNPq, 5; CONGRESSO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA DA UFLA - CICESAL, 10, 1997, Lavras. **Resumos...** Lavras: UFLA, 1997, p.140.
- KALIL, E.B. **Princípios de técnica experimental com animais**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1977. 210p.
- KALIL, E.B. **Estudo sobre experimentos com animais em pastejo**. Piracicaba: ESALQ, 1968. 89p. (Tese - Mestrado em Zootecnia).
- KATSURAYAMA, Y; MAFFIA, L.A.; ALVAREZ, V.V.H.; VALE, F.X.R.D. Optimum plot size and number of replications in the quantification of

- components of bean rust resistance. *Fitopatologia Brasileira*, v.18, n.1, p.62-69, Mar.1993.
- KENDAL, G.M.; STUART, A. *The advanced theory of statistics*. Londres: Charles Griffin, 1963, v.1, 433 p.
- LOPES, S.J.; STORCK, L.; GARCIA, D.C. A precisão de ensaios de cultivares de milho sob diferentes adubações. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 24, n.3, p. 483-487, set./dez. 1994.
- LOPES, S.J.; STORCK, L. A precisão experimental para diferentes manejos na cultura do milho. *Ciência Rural*, Santa Maria, v.25, n.1, p.49-53, jan./abr. 1995.
- LÚCIO, A.D. *Parâmetros da precisão experimental das principais culturas anuais do Estado do Rio Grande do Sul*. Santa Maria: UFSM, 1997. 62p. (Dissertação – Mestrado em Fitotecnia).
- LÚCIO, A.D.; STORCK, L.; MARCHEZAN, E. Verification and quality of an experiment. *Lavoura Arrozeira*, v.50, n.433, p.23-25, 1997, Set/Dez. 1997.
- MARKUS, R. *Elementos de estatística aplicada*. Porto Alegre, Faculdade de Agronomia/UFRGS, 1973. 329p.
- McKAY, A.T. Distribution of the coefficient of variation and the extended "t" distribution. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, v.95, p.695-698, 1932.
- MEAD, R.; CURNOW, R.N. *Statistical methods in agriculture and experimental biology*. New York: Chapman and Hall, 1986. 335p.

- MEYER, P.L. **Probabilidade: aplicações à estatística**. 2. ed. Rio de Janeiro: LTC, 1984. 426p. Tradução de: prof. Ruy de C.B. Lourenço Filho.
- MISHRA, K.K. Coefficient of variation as a measure of relative wetness of different stations in India. **International Journal of Biometereology**, New York, v.34, n.4, p.217-220, 1991.
- MOOD, A.L.; GRAYBILL, F.A.; BOES, D.C. **Introduction to the theory of statistics**. 3. ed. Tokio: McGraw-Hill Kogakusha, 1974. 564p.
- MOTT, G.O. **Pasture research techniques**. São Paulo: Instituto de Pesquisas IRI, 1966. Mimeografado.
- NJOS, A.; NISSEN, O. Standart errors of field experiments at the Farm Crop Institute Agricultural College of Norway. **Agronomy Journal**, Madison, v.48, n.9, p.416-418, Sept.1956.
- OLIVEIRA, E.R.de; ANDRADE, I.F.de; PAIVA, P.C.de A.; REZENDE, C.A.P. de; BARCELOS, A.E.; MUNIZ, J.A.; BANYS, V.L.; FREITAS, P.M.R. de. Desempenho de novilhos confinados alimentados com cama de frangos usando como substrato casca de café. **Ciência e Agrotecnologia**. Lavras, v.23, n.1, p.187-196, Jan./Mar. 1999.
- OLIVEIRA, E.R.de. **Desempenho de novilhos confinados alimentados com cama de frangos usando como substrato casca de café**. Lavras: UFLA, 1998. 39p. (Dissertação - Mestrado em Zootecnia).
- ORTIZ, R. Plot techniques for assessment of bunch weight in banana trials under two systems of crop management. **Agronomy Journal**, Madison, v.87, n.1, p.63-69, Jan./Fev.1995.
- PEARSON, E.S. Comparison of A.T. McKay's approximation with experimental sampling results. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v.95, 703-706, 1932.

- PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental. 12. ed. São Paulo: Nobel, 1990. 467p.**
- RIZVI, S.A.H.; SINGH, R.K. On estimation of population mean using know coefficient of variation. Microelectronics and Reliability, Oxford, v.37, n.5, p.841-843, May, 1997.**
- SAMPAIO, I.B.M. Estatística aplicada à experimentação animal. Belo Horizonte: Fundação de Ensino e Pesquisa em Medicina Veterinária e Zootecnia, 1998. 221p.**
- SCAPIM, C.A.; CARVALHO, C.G.P. de; CRUZ, C.D. Uma proposta de classificação dos coeficientes de variação para a cultura do milho. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, v.30, n.5, p.683-686, maio 1995.**
- SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrika, London, v.52, n.3-4, p.591-611, Dec. 1965.**
- SNEDECOR, G.W.; COCHRAN, W.G. Statistical methods. 7 ed. Ames: The Iowa State University Press, 1980. 593p.**
- SOKAL, R.R.; ROHLF, F.J. Biometry. San Francisco: W.H.Freeman and Company, 1969. 776p.**
- SOOFI, E.S.; GOKHALE, D.V. Minimum discrimination estimator of the mean with know coefficient of variation. Computational Statistics & Data Analysis, Amsterdam, v.11, n.2, p.165-177, Mar., 1991.**
- SPIEGEL, M.R. Estatística. Trad. e Rev. Técnica Pedro Consentino. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 1996. 643p. (Coleção Schaum).**
- STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM. Procedures guide: version 6. 3 ed. Cary, NC: SAS Institute, 1990. 705p.**

- STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics: with reference to the biological sciences.** New York: McGraw-Hill, 1980. 633p.
- STEINJANS, V.W.; SAUTER, R.; HAUSCHKE, D.; DILETTI, E.; SCHALL, R.; LUUS, H.G.; ELZE, M.; BLUME, H.; HOFFMAN, C.; FRANKE, G.; SIEGMUND, W. Reference tables for the intrasubject coefficient of variation in bioequivalence studies. **International Journal of Clinical Pharmacology and Therapeutics**, Munchen-Deisenhofen, v.33, n.8, p.427-430, Aug., 1995.
- STORCK, L. **Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays L.*).** Porto Alegre: UFRGS, 1979. 98p. (Dissertação - Mestrado)
- STUART, A.; ORD, J.K. **Kendall's advanced theory of statistics.** 6. ed. v.1. New York: Halsted Press, 1994. 676p, v.1, 676 p.
- TAYLOR, S.L.; PAYTON, M.E.; RAUN, W.R. Relationship between mean yield, coefficient of variation, means square error, and plot size in wheat field experiments. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, New York, v.30, n.9-10, p.1439-1447, May, 1999.
- TERMAN, G.L. Variability in phosphorus rate and source experiments in relation to crop and yield levels. **Agronomy Journal**, Madison, v.49, n.5, p.271-276, May., 1957.
- VANBELLE, G.; MARTIN, D.C. Sample-size as a function of coefficient of variation and ratio of means. **American Statistician**, Alexandria, v.47, n.3, p.165-167, Aug., 1993.
- VANGEL, M.G. Confidence intervals for a normal coefficient of variation. **The American Statistician**, Alexandria, v.15, n.1, p.21-26, Feb. 1996.

VILELA, F.G. Uso da casca da café *Melosa* em diferentes níveis na alimentação de novilhos confinados. Lavras: UFLA, 1999. 46p. (Dissertação - Mestrado em Zootecnia).

