

Planejamento de gastos financeiros na avicultura de sete estados brasileiros: um estudo empírico baseado na análise de regressão linear múltipla e no comportamento dos custos de produção

Carlos Roberto Souza Carmo (FACIC-UFU) - carlosjj2004@hotmail.com

Mônica Aparecida Ferreira (UNIUBE) - monica.ferreira@uniube.br

Adeilson Barbosa Soares (UFU) - adeilson@facic.ufu.br

Vidigal Fernandes Martins (EAESP/FGV e UFU) - vidigal@ufu.br

Resumo:

O agronegócio brasileiro é responsável por um em cada três reais gerados no país. Além de ser responsável por 33% do Produto Interno Bruto (PIB), ele responde por 42% das exportações totais e 37% dos empregos brasileiros (Brasil, 2006). Nesse contexto, valendo-se das informações de custos mensais fornecidas periodicamente pela EMBRAPA e, mediante a aplicação da metodologia estatística de regressão linear múltipla, o presente trabalho de pesquisa teve por objetivo geral pesquisar e propor uma modelagem matemática que permitisse a previsão e o planejamento de gastos de natureza financeira incorridos na criação de frangos pelo sistema de aviários manuais, nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Pernambuco, Ceará, São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás. Sendo que, ao final da pesquisa, caso fossem analisadas somente as estatísticas relativas ao coeficiente de determinação, erro padrão, a estatística t e testes de significância de coeficientes, seis dos sete modelos pesquisados seriam considerados válidos. Contudo, mediante a ampliação e o aprofundamento dos testes estatísticos escolhidos para realização desta pesquisa foi possível concluir que, a partir do comportamento dos custos fixos e variáveis relacionados à produção de frangos para abate, não foi possível conceber uma modelagem que se caracterizasse como previsora de despesas financeiras relacionadas a este tipo de agronegócio. Mesmo diante de resultados negativos com relação à pesquisa de modelos preditivos, puderam ser levantadas importantes evidências a partir da aplicação dos testes de estatística VIF e Tolerância, teste Breusch-Pagan e o teste de Durbin-Watson.

Palavras-chave: Custos de produção. Avicultura. Métodos Quantitativos.

Área temática: Métodos quantitativos aplicados à gestão de custos

Planejamento de gastos financeiros na avicultura de sete estados brasileiros: um estudo empírico baseado na análise de regressão linear múltipla e no comportamento dos custos de produção

Resumo

O agronegócio brasileiro é responsável por um em cada três reais gerados no país. Além de ser responsável por 33% do Produto Interno Bruto (PIB), ele responde por 42% das exportações totais e 37% dos empregos brasileiros (Brasil, 2006). Nesse contexto, valendo-se das informações de custos mensais fornecidas periodicamente pela EMBRAPA e, mediante a aplicação da metodologia estatística de regressão linear múltipla, o presente trabalho de pesquisa teve por objetivo geral pesquisar e propor uma modelagem matemática que permitisse a previsão e o planejamento de gastos de natureza financeira incorridos na criação de frangos pelo sistema de aviários manuais, nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Pernambuco, Ceará, São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás. Sendo que, ao final da pesquisa, caso fossem analisadas somente as estatísticas relativas ao coeficiente de determinação, erro padrão, a estatística t e testes de significância de coeficientes, seis dos sete modelos pesquisados seriam considerados válidos. Contudo, mediante a ampliação e o aprofundamento dos testes estatísticos escolhidos para realização desta pesquisa foi possível concluir que, a partir do comportamento dos custos fixos e variáveis relacionados à produção de frangos para abate, não foi possível conceber uma modelagem que se caracterizasse como previsor de despesas financeiras relacionadas a este tipo de agronegócio. Mesmo diante de resultados negativos com relação à pesquisa de modelos preditivos, puderam ser levantadas importantes evidências a partir da aplicação dos testes de estatística VIF e Tolerância, teste Breusch-Pagan e o teste de Durbin-Watson.

Palavras-chave: Custos de produção. Avicultura. Métodos Quantitativos.

Área Temática: Métodos quantitativos aplicados à gestão de custos

1 Introdução

O agronegócio brasileiro é responsável por um em cada três reais gerados no país. Ele também é responsável por 33% do Produto Interno Bruto (PIB), 42% das exportações totais e 37% dos empregos brasileiros (Brasil, 2006). O país também lidera o ranking das vendas externas de milho, algodão, tabaco, carne bovina e carne de frango, entre outros produtos.

Mesmo diante de todo esse ambiente econômico favorável, geralmente a gestão de empreendimentos rurais concentra-se na administração dos fatores produtivos sem, contudo, prestar maior atenção ao planejamento e ao controle de custos. Adicionalmente, neste mesmo segmento econômico, percebe-se que a demanda é variável e os custos operacionais e financeiros mostram-se cada vez mais elevados. Diante disso, espera-se que os empreendedores do agronegócio brasileiro busquem ferramentas de apoio a tomada decisões que sejam capazes de avaliar e direcionar o seu desempenho econômico e financeiro.

Com vistas ao cenário identificado acima, torna-se relevante a realização de pesquisas gerenciais que possibilitam os gestores do agronegócio melhorarem seus resultados perante as turbulências (climáticas, financeiras e políticas) que impactam o setor. Nesse contexto, a “Embrapa Suínos e Aves” - divisão descentralizada da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) - busca viabilizar soluções para a sustentabilidade da suinocultura e avicultura brasileira mediante pesquisa, desenvolvimento e inovação de tecnologias

produtivas e de gestão, bem como, o fornecimento de informações que possam orientar o produtor rural concentrado nestes dois ramos da agropecuária nacional (EMBRAPA, 2010).

Em uma tentativa de orientar as decisões dos produtores rurais relacionados à avicultura de corte, anualmente, a divisão de suínos e aves da Embrapa, em conjunto com a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), calcula e informa o “custo mensal de produção de frangos de corte” em três sistemas de produção (manual, automático e climatizado), em dez estados da federação.

Valendo-se das informações de custos mensais fornecidas periodicamente pela EMBRAPA (disponibilizadas no seu *site*) e, mediante a aplicação da metodologia estatística de regressão linear múltipla, o presente trabalho de pesquisa tem por objetivo geral pesquisar e propor uma modelagem matemática que possa permitir a previsão e o planejamento de gastos de natureza financeira incorridos na criação de frangos pelo sistema de aviário manual, nos estados do Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC), Paraná (PR), Pernambuco (PE), Ceará (CE), São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS) e Goiás (GO).

Para tanto, este trabalho tomou como ponto de partida o seguinte questionamento direcionador: levando-se em consideração os dados de custos, disponibilizados pela Embrapa e pela CONAB, referente a empreendimentos cuja atividade operacional consista da criação manual de frangos para abate, é possível conceber um modelo matemático capaz de linearizar os “gastos de natureza financeira” incorridos neste tipo atividade agropecuária?

2 Procedimentos Metodológicos

Para responder à questão-problema proposta para esta pesquisa, inicialmente, procedeu-se à revisão bibliográfica da temática envolvendo custos aplicados a agronegócio que voltados para a criação de aves. A seguir, ainda no campo da pesquisa bibliográfica, foi desenvolvido o embasamento teórico sobre a metodologia estatística da regressão linear e, ainda, a sua aplicabilidade no processo análise e estimação de custos.

Para realização deste estudo, foi considerada como população de dados o conjunto de informações relativas ao custo mensal (fixos+variáveis) da produção de frangos de corte, referentes ao período compreendido entre os anos de 2006 e 2009, disponibilizadas anualmente pela Embrapa Suínos e Aves, em conjunto com a Companhia Nacional de Abastecimento. Destaca-se que os dados de custos analisados inicialmente neste trabalho referiram-se aos estados do Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC), Paraná (PR), Pernambuco (PE), Ceará (CE), São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS) e Goiás (GO).

Os dados não sofreram qualquer tipo de tratamento, caracterizando-se, assim, como a “matéria-prima” básica (fontes primárias de informações) para a identificação dos custos fixos totais, dos custos variáveis totais, e, ainda, dos “gastos financeiros” (despesas) relacionados ao processo produtivo alvo da análise deste trabalho.

Após a identificação dos dados de custos, foi aplicada a metodologia estatística da análise de regressão linear múltipla para verificação do grau de relacionamento entre as variáveis de custos estudadas e, ainda, para a identificação da equação capaz de linearizar o comportamento dos “gastos financeiros” (despesas) em função do comportamento dos custos de produção (fixos e variáveis).

Para validação das modelagens pesquisadas, além das análises envolvendo o coeficiente de determinação (R^2), erro padrão (Std. Err.), a estatística t e testes de significância de coeficientes ($P > |t|$), foram realizados testes estatísticos envolvendo a análise de presença de multicolinearidade (estatísticas VIF – *variance inflation factor* – e Tolerância – *tolerance*), heterocedasticidade (teste Breusch-Pagan) e autocorrelação de resíduos (estatística d de Dubin-Watson).

Observa-se que a aplicação de método estatístico relativo à análise de regressão linear múltipla requer a utilização de um *software* que proporcione precisão e agilidade no processo de compilação, análise e validação dos dados da amostra escolhida. Para tanto, o software utilizado para esta finalidade foi o STATA®, versão 11.2 *Especial Edition*. Sendo que, a escolha do STATA se procedeu devido à sua capacidade de resolver desde tarefas simples como o cálculo de média, desvio padrão, testes de hipótese para médias e proporções, etc., até a aplicação de técnicas estatísticas mais sofisticadas, por exemplo, análise de variância, regressão linear múltipla, regressão logística, regressão não-linear, etc.

Martins (2000, p. 26) observa que pesquisas do tipo “empírico-analíticas” caracterizam-se, principalmente, pela coleta, tratamento e análise de dados de forma predominantemente quantitativa. Segundo Lakatos e Marconi (2008, p. 269), “no método quantitativo, os pesquisadores valem-se de amostras amplas e de informações numéricas [...]”. Diante do observado por Martins (2000), Lakatos e Marconi (2008), a presente pesquisa pode ser classificada como um trabalho de natureza empírico-analítica, devidamente apoiada em métodos quantitativos estatísticos.

3 Plataforma Teórica

Com o objetivo de avaliar se a apuração dos custos na produção de ovos férteis era realizada de maneira adequada, após levantarem os dados e informações de custos de uma empresa avícola considerada líder nacional na comercialização de pintos de um dia, ovos férteis e matrizes de corte, Silva *et al* (2005) constataram que o sistema de custeio adotado pela empresa era o custeamento por absorção e propuseram a mudança desta sistemática para a de custeamento variável. Após o término do trabalho, a empresa passou a adotar o modelo proposto como uma ferramenta adicional ao processo de gestão e mensuração dos seus dados de custos, isto, sem abandonar a sistemática de custeamento por absorção.

Por meio de um estudo caso único, Carmo *et al* (2008) realizaram uma pesquisa que teve como objeto a aplicação das metodologias de custeamento por absorção, variável e ABC em uma fazenda estruturadora da cidade de Uberaba-MG. Este trabalho tinha como objetivo identificar qual daquelas três metodologias de custeamento era capaz de produzir maiores e melhores informações voltadas para a tomada de decisões gerenciais. Ao final, os autores constaram que a metodologia de custeamento baseado em atividades (ABC) produziu a maior quantidade de informações relevantes para a tomada de decisões gerenciais neste tipo de negócio pecuário. Constatou-se, também, que o custeamento baseado em atividades (ABC) poderia ser aplicado de forma satisfatória a partir de pequenos ajustes e procedimentos de tratamentos nas informações levantadas para a aplicação das metodologias de custeamento por absorção e variável.

Hofer *et al* (2006), também no campo de pesquisa empírica aplicada à criação de aves, elaboraram um estudo de caso sobre a atividade estruturadora enfocando o controle de custos e a viabilidade econômica do negócio. Neste trabalho, concluiu-se que a atividade era viável para a empresa analisada, entretanto, necessitava da implantação de um sistema de controle de custos para auxiliar a tomada de decisões, bem como para controle do plantel.

Percebe-se que o levantamento de informações gerenciais voltadas para o apoio à tomada de decisões no agronegócio deve ir além da contabilidade e dos sistemas de custeio tradicionais.

Ao analisar o comportamento de custos e metodologias de custeamento voltadas para a gestão de empreendimentos em geral, Martins (2003) observa que os custos podem assumir dois comportamentos básicos em relação ao volume de atividade de uma entidade: eles podem ser fixos ou variáveis. Ou seja, aqueles custos relacionados às condições necessárias à operação do processo produtivo (estrutura produtiva) e aos períodos de produção, devido a sua natureza repetitiva, são chamados de custos fixos. Por outro lado, os custos variáveis

tendem a apresentar um comportamento muito bem definido e relacionado ao volume de atividade, ou seja, quanto maiores os volumes de atividade, maiores os montantes de custos variáveis.

Ao abordarem a análise do comportamento dos custos, sua previsão e o processo decisório, Horngren *et al* (2004, p. 28) afirmam que “[...] pesquisas de práticas empresariais indicam que a identificação de um custo como variável ou fixo ajuda na previsão de custos totais e na tomada de muitas decisões administrativas.”

Analisando os métodos empregados para a estimativa de custos como ferramentas de apoio à tomada de decisões, Jiambalvo (2009) destaca que um componente crítico desse processo é a identificação e separação do montante dos custos fixos e o montante dos custos que possuem comportamento variável. Tudo isso em relação a algum parâmetro direcionador de custo; normalmente, o volume de atividade de um negócio. O autor ainda destaca três técnicas mais usuais para a identificação e estimação de custos fixos e variáveis: (i) análise de contas; (ii) método dos pontos máximos e mínimos; e (iii) análise de regressão.

Sobre o método da análise de contas, Jiambalvo (2009) afirma que ele consiste em classificar os custos como fixos e variáveis mediante a análise dos registros da contabilidade. Horngren *et al* (2004) ressaltam que, como o próprio nome indica, esta técnica busca informações no sistema contábil da entidade para tentar identificar o comportamento de cada custo incorrido, valendo-se do senso profissional de cada analista.

Com referência ao método dos pontos máximos e mínimos, Jiambalvo (2009, p. 100) descreve que, valendo-se de um gráfico de dispersão em que as quantidades de direcionadores de custos escolhidos são indicadas no eixo das abscissas e os valores totais dos custos totais são indicados no eixo das ordenadas, são plotados “pontos de custos” tomando por base uma série histórica de dados, e, a partir dos custos originados no maior e no menor nível de atividade, traça-se uma reta de forma a aproximar-se o máximo possível de todos os demais pontos. Sendo que, nessa sistemática, a inclinação da reta é determinada pela estimativa de custo variável em relação às unidades de direcionadores de custos escolhidos, e o ponto de interseção com o eixo das ordenadas é determinado pelo total dos custos fixos.

Em relação ao método de análise por regressão, Jiambalvo (2009) observa que esta é uma técnica que também utiliza pontos de dados de custos em um gráfico, identificados mediante a análise de uma série histórica, buscando determinar a interseção e a inclinação de uma reta de custos gerada a partir de uma equação. Porém, por se tratar de uma técnica estatística, ela oferece recursos de análise mais precisos para medir a qualidade da equação encontrada.

Maher (2001) destaca as técnicas de regressão linear como um procedimento estatístico utilizado para gerar informações que ajudam os tomadores de decisões a determinar a qualidade da função encontrada para a previsão de custos.

Acerca da utilização das técnicas de regressão linear como ferramentas de análise e previsão de custos no processo de gestão, Sell (2005) afirma que elas podem ser utilizadas para estimar o valor de uma variável em função de outra variável já conhecida, para explicar o comportamento de valores de custos previstos e realizados e, ainda, para prever valores de custos futuros.

Ao realizar um estudo de caso sobre uma empresa comercial com enfoque na análise de regressão, Boente *et al* (2006) afirmam que, entre outras, uma das razões para se estimar custos é a necessidade de se avaliar o impacto dos custos a partir variação do nível de atividade.

Oliveira Filho (2002), após desenvolver um exemplo teórico cujo objetivo era evidenciar a utilidade e aplicação da regressão linear como fonte de projeção dos custos com base em gastos incorridos em períodos passados, observa que esta técnica é um dos métodos

quantitativos mais práticos e úteis para se realizar estimativas de custos voltadas para a tomada de decisões que envolvam cenários futuros.

Após terem abordado a regressão linear como uma ferramenta para resolução de problemas gerenciais, Barbosa e Assis (2000) apresentaram um exemplo prático por meio do qual foi evidenciada a importância do uso da regressão como parte integrante do sistema de informações das entidades e, ainda, destacaram-na como uma das fontes de recursos que alimenta o sistema de suporte à tomada de decisões.

Para Stevenson (1986), a análise de regressão linear tem por objetivo identificar como uma ou mais variáveis se comportam em função de alterações ocorridas no comportamento de uma ou mais variáveis direcionadoras.

Sob uma ótica mais técnica, Downing e Clark (2006) destacam que a análise de regressão simples é a forma mais precisa para se caracterizar e compreender o comportamento de uma variável em função de outra(s). Os autores ainda observam que uma vez caracterizado e bem delineado tal comportamento, produz-se uma equação que, ao traçar um gráfico, identifica uma reta que se aproxima ao máximo de todos os pontos de um gráfico de dispersão.

Conforme também observam Downing e Clark (2006, p. 263), a análise de regressão múltipla parte do mesmo princípio que a regressão simples, porém, ela tem por finalidade identificar o comportamento da variável estudada em função de duas ou mais variáveis.

A regressão linear simples produz uma função matemática do tipo:

$$\hat{Y} = a + bx$$

Nessa formulação, “ \hat{Y} ” é a variável dependente ou, ainda, variável cujo comportamento será estudado, “ b ” é o coeficiente angular e “ a ” o intercepto do eixo das ordenadas, “ x ” é a variável independente e explicativa do comportamento da variável de estudo (BRAULE, 2001).

Na equação apresentada anteriormente, a variável “ b ” é aquela cujo valor que multiplica “ x ” e faz com que a reta produzida, a partir da função dada, seja crescente ou decrescente. Conforme observam Iezzi e Murakami (2004), para “ b ” > 0 (zero), a reta produzida por uma função linear será crescente em relação ao ponto (0;0) de um plano cartesiano; para “ b ” < 0 (zero), a reta produzida será decrescente em relação ao ponto (0;0). Assim, “ b ” é o valor que multiplicado por “ x ” (a variável independente) produz a inclinação da reta em relação ao eixo das abscissas.

Maher (2001, p 405) afirma que a estimativa de custos em determinado nível de atividade dá origem à seguinte equação geral:

$$CT = VX + F$$

Ao relacionar a formulação proposta por Maher (2001) à formulação encontrada mediante a aplicação da regressão linear simples, “ CT ” assume o papel da variável dependente ou, ainda, variável cujo comportamento será estudado. A variável “ V ” seria o coeficiente angular da equação de regressão. A variável “ F ” passa a representar o intercepto do eixo das ordenadas que, no caso da equação geral do custo, representa o montante de custos fixos. Finalmente, na equação geral do custo, “ X ” representa a variável independente e explicativa do comportamento da variável de estudo, portanto, é o volume de atividade que dará origem à reta do custo total.

Conforme já foi dito, a análise de regressão múltipla parte do mesmo princípio que a regressão simples, porém, ela tem por finalidade identificar o comportamento da variável estudada em função de duas ou mais variáveis. Assim, a análise de regressão múltipla produz uma função matemática do tipo:

$$\hat{Y} = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n$$

Nessa formulação, “ \hat{Y} ” continua sendo a variável dependente cujo comportamento será estudado. A variável “ a ” continua sendo o intercepto do eixo das ordenadas. As variáveis “ b_1 ”, “ b_2 ” e “ b_n ” representam, respectivamente, o efeito que as variáveis “ x_1 ”, “ x_2 ” e “ x_n ” produzem sobre as variáveis independentes e explicativas do comportamento da variável de estudo (DOWNING e CLARK, 2006, p. 266).

Hansen e Mowen (2003, p. 111) relacionam o ferramental estatístico da regressão linear múltipla com a estimativa de custos e propõem uma equação do tipo:

$$CT = F + V_1X_1 + V_2X_2 + \dots + V_nX_n$$

De forma análoga ao que foi observado no caso da aplicação da formulação da regressão linear simples à formulação preditiva de custos proposta por Maher (2001), “ CT ” assume o papel da variável dependente ou, ainda, variável cujo comportamento será estudado. A variável “ F ” passa a representar o intercepto do eixo das ordenadas e, portanto, o montante de custos fixos. As variáveis “ V ” representam os itens de custo por cada unidade direcionadora escolhida e as variáveis “ X ” representam as medidas de produção ou de atividade escolhidas para o processo de análise mediante a regressão linear múltipla.

Maher (2001), ao abordar o grau de confiabilidade das fórmulas de custos obtidas mediante o uso da análise de regressão, aponta alguns indicadores a serem observados com relação à qualidade da equação encontrada, dentre eles, destaca-se o coeficiente de determinação.

Com relação ao coeficiente de determinação, Downing e Clark (2006) destacam que ele é o quadrado do coeficiente de correlação e que indica quanto das alterações ocorridas na variável estudada podem ser explicadas pelas alterações ocorridas nas variáveis independentes. Fávero *et al* (2009) afirmam que o coeficiente de determinação (R^2) traduz a capacidade explicativa do modelo pesquisado.

Ao relacionar coeficiente de determinação às equações de regressão linear, Maher (2001) afirma que ele serve para indicar quanto das alterações de custos totais podem ser explicadas por um direcionador de custo escolhido para análise (variável explicativa).

A estatística t e os testes de significância servem para verificar se os coeficientes obtidos em uma análise de regressão (o coeficiente de uma variável independente ou, ainda, os “ V ’s” da equação geral do custo) são considerados estatisticamente significativos. Conforme observa Maher (2001), a estatística t serve para avaliar se o coeficiente de uma variável independente é válido ou não.

Ao abordar os pressupostos da modelagem por meio da análise de regressão, Fávero *et al* (2009) apontam três problemas que normalmente podem advir do emprego desta técnica estatística:

- autocorrelação dos resíduos;
- heterocedasticidade; e
- multicolinearidade.

Com relação à “autocorrelação dos resíduos”, Fávero *et al* (2009) explicam que este problema surge quando os resíduos (diferença entre os valores reais da variável de estudo [Y_i] e os valores estimados com base no modelo encontrado [\hat{Y}_i], portanto: $Y_i - \hat{Y}_i$) apresentam correlação com a variável que estudo, ou seja, aquela para qual se busca explicação no comportamento das variáveis explicativas. Os autores observam que este problema acontece quando uma ou mais variáveis explicativas não foram incluídas na modelagem pesquisada. Por isso, os resíduos passam a incorporar os efeitos dessas variáveis.

Segundo Fávero *et al* (2009), problemas de autocorrelação dos resíduos podem ser identificados por meio da formulação da estatística d de Dubin-Watson. A estatística d é

aproximadamente igual $2(1-p^{\wedge})$, sendo que, p^{\wedge} é coeficiente de correlação entre a amostra e os resíduos. Logo, se a estatística d gerar um valor próximo de dois, não há indícios de autocorrelação entre os resíduos. Por outro lado, ocorrerá a autocorrelação entre os resíduos se dos valores da estatística d forem significativamente diferentes de dois.

A respeito dos problemas envolvendo “heterocedasticidade”, Fávero *et al* (2009) afirmam que eles surgem da correlação dos resíduos com uma, ou mais, variáveis explicativas e, por isso, os erros, ou resíduos, tendem a variar em função desta(s) variável(eis). Ainda conforme os autores, o teste de Breusch-Pagan pode ser usado para testar a heterocedasticidade em uma regressão linear do modelo. Ele testa se as variâncias dos resíduos de uma regressão dependem dos valores das variáveis independentes. Neste caso, é testada a hipótese de homocedasticidade, ou seja, se os resíduos são normalmente distribuídos. Assim, se o teste Breusch-Pagan apresentar a probabilidade de um R^2 (ou chi) maior que 0,05 existe a heterocedasticidade (ausência de heterocedasticidade). Caso o teste apresente a probabilidade de um R^2 (ou chi) menor que 0,05 não existe a heterocedasticidade, o que indica a presença de heterocedasticidade.

Conforme observado por Fávero *et al* (2009), os problemas de “multicolinearidade” surgem quando as variáveis explicativas apresentam comportamentos (variações semelhantes), denotando assim, uma correlação elevada entre elas. Segundo os autores, a multicolinearidade pode ser diagnosticada por meio das estatísticas VIF (*variance inflation factor*) e Tolerância (*tolerance*). Sendo que, ainda de acordo com Fávero *et al* (2009) e ao contrário do que muitos autores afirmam (valores inferiores a dez), a estatística VIF tem que apresentar valores inferiores a cinco para que seja descartada a hipótese de multicolinearidade. Com relação à adoção do parâmetro cinco ao invés de dez, como preceituado por alguns autores, Fávero *et al* (2009, p. 359-360) esclarecem que, “na prática, valores de VIF acima de cinco já podem conduzir a problemas de multicolinearidade, uma vez que, para o caso de VIF é igual a cinco, o R^2 entre a variável explicativa em análise e as demais variáveis será 0,80 (*Tolerance* = 0,20)”.

Fávero *et al* (2009) esclarece que a estatística Tolerância indica o quanto da variação de uma variável explicativa independe das demais variáveis explicativas. Logo, se a Tolerância for baixa, haverá indícios de que a variável explicativa analisada compartilha de um percentual expressivo da sua variância com as demais variáveis explicativas e, portanto, esta variável apresenta multicolinearidade.

Independente dos testes estatísticos aplicados para identificação e validação dos modelos de regressão, Maher (2001) destaca que a previsão de custos futuros normalmente apresenta, em maior ou menor grau, algum percentual de erro. Contudo, o autor também afirma que é possível situar tais erros dentro de intervalos aceitáveis. Estes intervalos são estatisticamente denominados “intervalos de confiança”. Ou seja, “um intervalo de previsão representa uma faixa dentro da qual se espera que o custo venha a cair, com certa frequência” (MAHER, 2001, p 418).

Adicionalmente, além de intervalos de confiança e testes estatísticos, Horngren *et al* (2004) salientam que ao realizar estimativas de custos com base na análise de regressão, deve-se levar em conta, também, a plausibilidade econômica em relação ao contexto em que equação encontrada é aplicada.

4 Análise dos Dados

Um sistema integrado de produção de frangos de corte tem como característica principal o fato da criação das aves ocorrer mediante a constituição de uma parceria entre grandes empresas e pequenos produtores. Sendo que, comumente, os produtores ficam responsáveis pelo fornecimento da infraestrutura e da mão de obra necessárias à criação das aves. Já as empresas, chamadas de integradoras, encarregam-se do fornecimento de pintinhos,

fornecimento de ração, medicamentos, vacinas, assistência técnica e, ainda, do repasse da compensação financeira ao produtor integrado responsável pela criação das aves.

Segundo Canever *et al* (1998), as alternativas de criação de frangos de corte podem ser classificadas em três grandes grupos, de acordo com as tecnologias de ambiência e equipamentos empregados para o manejo alimentar das aves, ou seja: (i) aviários de operação manual, (ii) aviários automatizados e (iii) aviários. Dentre essas alternativas de sistemas produtivos, o processo que utiliza aviários de operação manual, por ser o mais simples e o mais trabalhoso, é o que demanda um maior volume de gastos relacionados à de mão de obra.

Inicialmente foi informado que a população de dados dessa pesquisa contemplaria o conjunto de informações relativas ao custo mensal (fixos+variáveis) da produção de frangos de corte no sistema integrado manual relativos aos estados do Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC), Paraná (PR), Pernambuco (PE), Ceará (CE), São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS) e Goiás (GO). Contudo, ao analisar a base de dados disponibilizada pela Embrapa, percebeu-se que ela não estava totalmente completa. Ou seja, os dados relativos aos estados de Mato Grosso (MT), Pernambuco (PE) e São Paulo (SP) estavam incompletos (alguns anos não foram informados ou, em alguns anos, faltaram informações de dois ou mais meses). Logo, só foram analisados os dados relativos aos estados do Ceará (CE), Goiás (GO), Minas Gerais (MG), Mato Grosso do Sul (MS), Paraná (PR), Rio Grande do Sul (RS) e Santa Catarina (SC).

As informações fornecidas pelas planilhas de custo da “Embrapa Suínos e Aves”, referentes aos gastos de produção incorridos em 2006, 2007, 2008 e 2009, separam, mensalmente, os custos totais e unitários em fixos e variáveis.

Nas suas informações, a Embrapa considerou os “gastos financeiros” como custos de natureza fixa. Entretanto, sob a ótica da boa teoria de custos, isto está incorreto. Pois, conforme observa Martins (2003), as despesas financeiras estão relacionadas à falta de recursos financeiros e, por isso, não devem ser considerados custos de produção. Assim, os “gastos financeiros” foram excluídos da categoria de custos fixos e tratados como a variável de estudo deste trabalho, portanto, a variável para qual a foi investigado um modelo explicativo baseado no comportamento dos custos de produção (fixos e variáveis).

Conforme já discutido na revisão bibliográfica deste trabalho, o processo de regressão linear permite a inclusão de mais de uma variável explicativa do comportamento dos custos. Por isso, mediante a utilização da metodologia estatística de regressão múltipla, procurou-se estudar o comportamento da variável “gastos financeiros” a partir das variações ocorridas nos gastos mensais relativos ao processo produtivo de frangos para abate, ao longo dos anos de 2006, 2007, 2008 e 2009, nos estados alvos desta pesquisa. Como variáveis explicativas da ocorrência das despesas financeiras foram considerados os montantes de custos fixos totais (variável X_1) e os montantes de custos variáveis totais (variável X_2).

Assim, depois de realizado este primeiro passo do processo de análise quantitativa, obteve-se uma modelagem do tipo “ $\hat{Y} = F + V_1X_1 + V_2X_2$ ”, para cada um dos sete estados estudados, conforme informações detalhadas pela Tabela 1, apresentada a seguir.

Tabela 1 – Coeficientes da equação de gastos financeiros apurados mediante análise de regressão linear múltipla¹

Estado	Constante	(V_1)	(V_2)	Equação pesquisada
Ceará (CE)	-6,6301	0,4233	0,0079	Desp. Fin.= -6,6301+0,4233xC.F.+0,0079 xC.V.
Goiás (GO)	-115,6158	0,5779	0,0056	Desp. Fin.= -115,6158+0,5779xC.F.+0,0056 xC.V.
Minas Gerais (MG)	108,5414	0,3048	0,0084	Desp. Fin.= 108,5414+0,3048 xC.F.+0,0084 xC.V.
Mato Grosso do Sul (MS)	68,8846	0,3794	0,0144	Desp. Fin.= 68,8846+0,3794 xC.F.+0,0144 xC.V.
Paraná (PR)	200,5501	0,1714	0,0504	Desp. Fin.= 200,5501+0,1714 xC.F.+0,0504 xC.V.
Rio Grande do Sul (RS)	2,1324	0,4168	0,0068	Desp. Fin.= 2,1324+0,4168 xC.F.+0,0068 xC.V.
Santa Catarina (SC)	34,0275	0,3550	0,0178	Desp. Fin.= 34,0275 xC.F.+0,3550+0,0178 xC.V.

(1) Período de análise: mês a mês, ao longo dos anos de 2006, 2007, 2008 e 2009

Conforme pode ser constatado na Tabela 2, apresentada na sequência, exceto pelo estado do Paraná (PR), as equações de regressão linear múltipla apresentaram valores satisfatórios em relação aos respectivos coeficientes de determinação (coluna “R²”), ou seja, todas elas apresentaram um elevado poder preditivo.

Tabela 2 – Resumo das estatísticas da regressão linear múltipla para um intervalo de confiança de 95%

Estado	R ² = Coeficiente de determinação da equação pesquisada	Variável	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ceará (CE)	0,999981	C.Fix.(V ₁)	0,0006	668,6100	0,0000	0,4221	0,4246
		C.Var.(V ₂)	0,0001	131,0600	0,0000	0,0078	0,0081
		Const.	0,1751	-37,8700	0,0000	-6,9832	-6,2770
Goiás (GO)	0,998444	C.Fix.(V ₁)	0,0037	157,0700	0,0000	0,5705	0,5853
		C.Var.(V ₂)	0,0007	7,8900	0,0000	0,0042	0,0071
		Const.	9,1802	-12,5900	0,0000	-134,1173	-97,1144
Minas Gerais (MG)	0,996358	C.Fix.(V ₁)	0,0070	43,8000	0,0000	0,2908	0,3189
		C.Var.(V ₂)	0,0007	12,4000	0,0000	0,0071	0,0098
		Const.	4,9110	22,1000	0,0000	98,6439	118,4391
Mato Grosso do Sul (MS)	0,999861	C.Fix.(V ₁)	0,0015	252,6400	0,0000	0,3764	0,3824
		C.Var.(V ₂)	0,0011	12,6700	0,0000	0,0122	0,0168
		Const.	3,7255	18,4900	0,0000	61,3662	76,4031
Paraná (PR)	0,164479	C.Fix.(V ₁)	0,0357	4,8100	0,0000	0,0995	0,2433
		C.Var.(V ₂)	0,0159	3,1700	0,0030	0,0183	0,0825
		Const.	91,8365	2,1800	0,0340	15,3443	385,7590
Rio Grande do Sul (RS)	0,998451	C.Fix.(V ₁)	0,0061	67,7900	0,0000	0,4044	0,4292
		C.Var.(V ₂)	0,0010	6,5800	0,0000	0,0047	0,0089
		Const.	3,2740	0,6500	0,5180	-4,4702	8,7351
Santa Catarina (SC)	0,984131	C.Fix.(V ₁)	0,0108	32,8900	0,0000	0,3333	0,3768
		C.Var.(V ₂)	0,0024	7,2800	0,0000	0,0129	0,0228
		Const.	7,4886	4,5400	0,0000	18,9149	49,1403

Ainda com base nas informações apresentadas pela Tabela 2, ao avaliar as estatísticas referentes aos coeficientes encontrados para a composição dos modelos pesquisados para cada estado, percebe-se que a maioria deles apresentou elevados índices para as respectivas “estatísticas *t*” (coluna “*t*”). Adicionalmente, os respectivos testes de significância (coluna “*P*>|*t*|”) foram todos inferiores 0,05, o que indicaria que tais coeficientes poderiam, inicialmente, ser assumidos para constituição da modelagem pesquisada, se admitida uma margem de erro em torno de 5% (intervalo de confiança).

Cabe destacar que foi dito que “a maioria dos coeficientes poderia ser considerada como satisfatória”, pois, somente os coeficientes que representariam a variável constante (intercepto de *y*) na modelagem pesquisada para os estados do RS e SC não obtiveram índices válidos, ou melhor, satisfatórios para as respectivas estatísticas *t* e seus testes de significância.

Apesar de tudo parecer contribuir para aceitação das equações encontradas inicialmente (modelos pesquisados), ao se levar em conta que todos aqueles índices encontrados para os testes estatísticos expostos até este ponto foram realizados considerando um intervalo de confiabilidade em torno de 95% (portanto, admitindo uma margem de erro de 5%), ao proceder uma rápida análise na coluna “Std. Err.” da Tabela 2, percebe-se que alguns dos coeficientes encontrados apresentaram um elevado índice de erro, indicando uma elevada possibilidade de oscilação nas estimativas que vierem a se realizadas mediante o uso daquelas equações apresentadas na última coluna da Tabela 1.

Ao final da revisão bibliográfica realizada para constituição da plataforma teórica que forneceu o devido suporte a esta pesquisa, foi dito que, normalmente, o emprego da técnica

estatística de regressão linear múltipla pode trazer consigo três problemas decorrentes da escolha inadequada das variáveis que irão compor o modelo pesquisado, ou seja, problemas de autocorrelação dos resíduos, problemas de heterocedasticidade e problemas relacionados à multicolinearidade (FÁVERO *et al*, 2009). Assim, a segunda etapa deste trabalho consistiu na realização dos testes estatísticos para avaliar a existência de problemas de tais naturezas.

A Tabela 3, apresentada a seguir, informa os resultados das estatísticas VIF (*variance inflation factor*) e de Tolerância (*tolerance*), ambas utilizadas para o diagnóstico da existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas (Custos fixos e Custos Variáveis). Devido a natureza destes dois testes, quanto maior a estatística VIF menor a sua estatística de Tolerância.

Tabela 3 – Resumo das estatísticas VIF (*variance inflation factor*) e Tolerância (*tolerance*) para verificação de problemas de multicolinearidade nas variáveis “C.Fix.(V₁ = Custos Fixo)” e “C.Var.(V₂= Custos variáveis)”

Estado	Variável	VIF (<i>variance inflation factor</i>)	Tolerância (1/VIF)	Diagnóstico
Ceará (CE)	C.Fix.(V ₁)	5,53	0,1808	Apresenta fortes indícios de multicolinearidade
	C.Var.(V ₂)	5,53	0,1808	
	Mean VIF	5,53		
Goiás (GO)	C.Fix.(V ₁)	1,11	0,8985	Não apresenta indícios de multicolinearidade
	C.Var.(V ₂)	1,11	0,8985	
	Mean VIF	1,11		
Minas Gerais (MG)	C.Fix.(V ₁)	3,81	0,2624	Pode apresentar indícios de multicolinearidade
	C.Var.(V ₂)	3,81	0,2624	
	Mean VIF	3,81		
Mato Grosso do Sul (MS)	C.Fix.(V ₁)	3,97	0,2519	Pode apresentar indícios de multicolinearidade
	C.Var.(V ₂)	3,97	0,2519	
	Mean VIF	3,97		
Paraná (PR)	C.Fix.(V ₁)	1,00	0,9999	Não apresenta indícios de multicolinearidade
	C.Var.(V ₂)	1,00	0,9999	
	Mean VIF	1,00		
Rio Grande do Sul (RS)	C.Fix.(V ₁)	8,23	0,1215	Apresenta fortes indícios de multicolinearidade
	C.Var.(V ₂)	8,23	0,1215	
	Mean VIF	8,23		
Santa Catarina (SC)	C.Fix.(V ₁)	2,98	0,3361	Pode apresentar indícios de multicolinearidade
	C.Var.(V ₂)	2,98	0,3361	
	Mean VIF	2,98		

De acordo com Fávero *et al* (2009) quanto menor a estatística VIF, e maior a estatística de tolerância, maior será a independência das variáveis explicativas e, por consequência, isto indicará a inexistência de multicolinearidade. Por outro lado, quanto maior a estatística VIF menor será a independência das variáveis explicativas e, portanto, maior a correlação entre elas, denotando, assim, fortes indícios de existência de multicolinearidade entre essas variáveis. Ainda segundo Fávero *et al* (2009), uma estatística VIF igual ou maior que 5, o que representa uma tolerância de 0,20 ou menos, já é suficiente para indicar a existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas do modelo proposto.

Diante das informações apresentadas os modelos pesquisados para os estados do CE e RS não podem ser considerados válidos, pois, eles apresentaram fortes indícios de existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas “Custos Fixos” e “Custos Variáveis”. Já os modelos pesquisados para MG, MS e SC podem apresentar alguns indícios de multicolinearidade, isto é, nestes três casos, os índices encontrados ainda não inviabilizam as variáveis explicativas dos respectivos modelos, contudo, merecem um pouco mais de atenção.

Por fim, as variáveis explicativas “Custos Fixos” e “Custos Variáveis” não apresentaram indícios de multicolinearidade nos modelos propostos para os estados do PR e SC.

A Tabela 4, apresentada abaixo, informa os resultados do teste de Breusch-Pagan, realizado para o diagnóstico de heterocedasticidade. Sendo que, conforme já informado antes, se o teste Breusch-Pagan apresentar a probabilidade de um R^2 (ou chi) maior que 0,05 existe a homocedasticidade (ausência de heterocedasticidade). Caso o teste apresente a probabilidade de um R^2 (ou chi) menor que 0,05 não existe a homocedasticidade, o que indica a presença de heterocedasticidade.

Tabela 4 – Resumo das estatísticas envolvendo o teste de Breusch-Pagan para verificação de problemas de heterocedasticidade dos resíduos gerados pelos modelos e as respectivas variáveis explicativas

Estado	chi ²	Teste de significância (Prob > chi ²)	Parâmetro para diagnóstico (Prob crítico)	Diagnóstico
Ceará (CE)	3,68	0,0552	0,05	Existe homocedasticidade e ausência de heterocedasticidade
Goiás (GO)	3,41	0,0646	0,05	Existe homocedasticidade e ausência de heterocedasticidade
Minas Gerais (MG)	0,28	0,5972	0,05	Existe homocedasticidade e ausência de heterocedasticidade
Mato Grosso do Sul (MS)	0,05	0,8286	0,05	Existe homocedasticidade e ausência de heterocedasticidade
Paraná (PR)	1,62	0,2028	0,05	Existe homocedasticidade e ausência de heterocedasticidade
Rio Grande do Sul (RS)	10,69	0,0011	0,05	Presença de heterocedasticidade
Santa Catarina (SC)	29,38	0,0000	0,05	Presença de heterocedasticidade

Se por um lado as variáveis explicativas “Custos Fixos” e “Custos Variáveis” não apresentaram indícios de multicolinearidade nos modelos propostos para os estados do PR e SC, por outro, aquelas variáveis apresentaram forte correlação com os resíduos (erros) gerados pelas respectivas equações pesquisadas em relação aos montantes reais da variável de estudo (despesas financeiras), e, por isso, os erros (ou resíduos) tendem a variar em função destas variáveis. Logo, os modelos pesquisados para estes dois estados foram considerados inadequados devido a existência de multicolinearidade.

Apesar do modelo pesquisado para o estado do CE não ser considerado válido em função da existência de fortes indícios de multicolinearidade, ele não apresentou problemas de heterocedasticidade. Os modelos pesquisados para o RS e SC apresentaram heterocedasticidade. Finalmente, os modelos pesquisados para GO, PR, MG e MS não apresentaram indícios de heterocedasticidade, contudo, os dois últimos (MG e MS) não apresentaram indicadores muito satisfatórios com relação à possibilidade de existência de multicolinearidade.

A Tabela 5, apresentada no início da próxima página, contém o resumo das estatísticas *d* referentes ao teste de Dubin-Watson para avaliação da presença de problemas relacionados à autocorrelação dos resíduos gerados pelos modelos pesquisados para cada estado. Conforme poderá ser constatado, todos os modelos pesquisados apresentaram autocorrelação dos resíduos, exceto o estado do RS. Contudo, o modelo pesquisado para o RS já havia sido desqualificado anteriormente por apresentar problemas multicedasticidade e heterocedasticidade.

Diante das evidências constatadas inicialmente, percebe-se que seis dos sete modelos pesquisados apresentarem-se aparentemente satisfatórios. Contudo, o aprofundamento do processo de análise para validação das percepções iniciais, próprio dos trabalhos de natureza

científica, permitiu concluir que nenhuma das modelagens pesquisadas pôde ser considerada válida, de acordo o objetivo proposto para esta pesquisa.

Tabela 5 – Resumo das estatísticas d referentes ao teste de Dubin-Watson para verificação de problemas de autocorrelação dos resíduos gerados pelos modelos pesquisados

Estado	" d crítico" para rejeição de H_0 ($p > 0$), ou seja, $d < d_L$	" d crítico" para indefinição ou avaliação inconclusiva, ou seja, $d_L < d < d_U$	" d crítico" para NÃO rejeição de H_0 ($p = 0$), ou seja, $< d_U < d < 4 - d_U$	" d crítico" para indefinição ou avaliação inconclusiva, ou seja, $4 - d_U < d < 4 - d_L$	" d crítico" para rejeição de H_0 ($p < 0$), ou seja, $4 - d_L < d$	Estatística d	Diagnóstico
Ceará (CE)	até 1,460	de 1,46 até 1,63	de 1,630 até 2,370	de 2,370 até 2,540	acima de 2,540	0,410	Existe autocorrelação dos resíduos
Goiás (GO)	até 1,460	de 1,46 até 1,63	de 1,630 até 2,370	de 2,370 até 2,540	acima de 2,540	0,209	Existe autocorrelação dos resíduos
Minas Gerais (MG)	até 1,460	de 1,46 até 1,63	de 1,630 até 2,370	de 2,370 até 2,540	acima de 2,540	0,089	Existe autocorrelação dos resíduos
Mato Grosso do Sul (MS)	até 1,460	de 1,46 até 1,63	de 1,630 até 2,370	de 2,370 até 2,540	acima de 2,540	0,330	Existe autocorrelação dos resíduos
Paraná (PR)	até 1,460	de 1,46 até 1,63	de 1,630 até 2,370	de 2,370 até 2,540	acima de 2,540	0,173	Existe autocorrelação dos resíduos
Rio Grande do Sul (RS)	até 1,460	de 1,46 até 1,63	de 1,630 até 2,370	de 2,370 até 2,540	acima de 2,540	2,165	NÃO existe autocorrelação dos resíduos
Santa Catarina (SC)	até 1,460	de 1,46 até 1,63	de 1,630 até 2,370	de 2,370 até 2,540	acima de 2,540	0,550	Existe autocorrelação dos resíduos

(*) d_L e d_U identificados com base na Tabela de Valores Críticos de Durbin-Watson, para duas variáveis explicativas e 48 observações

5 Considerações finais

A partir do objetivo geral proposto para este trabalho de natureza empírico-analítica, buscou-se identificar e propor modelagens matemáticas capazes de permitir o planejamento de “gastos financeiros” relacionados aos custos da produção de frangos para abate no sistema de produção integrado com aviários operados manualmente, para os estados do Ceará (CE), Goiás (GO), Minas Gerais (MG), Mato Grosso do Sul (MS), Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC) e Paraná (PR).

Por meio da análise de regressão linear múltipla foram identificadas sete equações que, a princípio, deveriam permitir identificar montantes totais de gastos financeiros, a partir do comportamento dos custos fixos e custos variáveis relacionados à atividade econômica escolhida para análise, cujos dados de custos mensais e produção são disponibilizados periodicamente pela divisão de suínos e aves da Embrapa, em conjunto com a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB).

Caso fossem analisadas somente as estatísticas relativas ao coeficiente de determinação (R^2), erro padrão (Std. Err.), a estatística t e testes de significância de coeficientes ($P > |t|$), seis daqueles sete modelos seriam considerados válidos. Contudo, mediante a ampliação e o aprofundamento dos testes estatísticos escolhidos para realização desta pesquisa (estatísticas VIF e teste de Tolerância – *tolerance*, teste Breusch-Pagan e estatística d de Dubin-Watson), ficou evidente a resposta negativa ao questionamento direcionador deste trabalho. Ou seja, a partir do comportamento dos custos fixos e custos variáveis relacionados à produção de frangos para abate não é possível conceber uma

modelagem, baseada na análise de regressão, que seja previsora de despesas financeiras relacionadas a este tipo de agronegócio.

Contudo, além de responder ao questionamento proposto para o desenvolvimento desta pesquisa, cabe destacar duas importantes constatações. A primeira delas diz respeito à necessidade do rigor científico próprio dos trabalhos de tal natureza. Isto é, apesar das primeiras conclusões apresentarem-se satisfatórias e aparentemente corretas, sempre existirá a necessidade de se validar tais constatações iniciais para evitar o prejuízo inerente da tomada de decisões equivocadas, ainda que tais decisões tenham como fundamento informações estatísticas “relativamente confiáveis”.

A segunda constatação diz respeito ao tipo de conclusão que se pode chegar mesmo diante de resultados negativos, como foi o caso deste trabalho. Ou seja, apesar dos testes mais aprofundados indicarem problemas relacionados a multicolinearidade, heterocedasticidade e autocorrelação de resíduos, algumas importantes evidências podem ser extraídas dos resultados deste testes.

Por exemplo, a constatação da existência de multicolinearidade indica que as variáveis explicativas apresentam comportamentos semelhantes, gerando algum tipo de correlação entre elas. Ou seja, apesar da divisão de suínos e aves da Embrapa divulgar os dados de custos já classificados como fixos e variáveis, para trabalhos futuros relacionados a segmento econômico da avicultura para abate seria conveniente realizar uma análise mais aprofundada com relação a tal classificação. Pois, a correlação entre os montantes de custos fixos e custos variáveis, revelada pelos testes de estatística VIF e Tolerância, constitui um forte indício de classificação incorreta dos custos em relação ao volume de produção.

Com relação heterocedasticidade indicada pelo teste Breusch-Pagan, a ausência de variância constante nos resíduos gerados pelos modelos pesquisados, comparativamente aos montantes reais de gastos financeiros, indica que existem variáveis explicativas que não foram utilizadas na modelagem pesquisada, ou melhor, a presença de heterocedasticidade evidencia que provavelmente houve a omissão de variáveis explicativas relevantes. Este fato pode e deve constituir-se em um referencial para trabalhos futuros. Adicionalmente, para a tomada de decisões, percebem-se fortes indícios de que os custos de produção em si não são geradores de despesas financeiras, conforme previsto na teoria adjacente relacionada à administração financeira e à contabilidade de custos.

Os indícios de omissão de variáveis explicativas relevantes, detectados pelos testes de verificação de problemas com heterocedasticidade, podem ser corroborados pela presença da autocorrelação dos resíduos. Pois, se houve a omissão de variáveis relevantes, o montante dos erros tende a ser maior, e se estes erros são subseqüentes, certamente, poderia inferir-se se tal comportamento seria amenizado se o modelo de pesquisa contemplasse outras variáveis explicativas.

Observa-se que este estudo apresentou como limitação o fato da proposição de uma modelagem matemática para previsão e o planejamento de “gastos financeiros” basear-se exclusivamente em custos de produção e, portanto, não ter considerado também as características sociais, culturais e econômicas de cada região, entre outros fatores. Por isso, sugere-se aplicação desta metodologia, porém, contemplando a inclusão de novas variáveis explicativas, como uma tentativa de capturar aquelas características próprias de cada região e, assim, identificar modelos de previsão que possam ser considerados satisfatórios.

Adicionalmente, recomenda-se a continuidade deste estudo mediante a sua aplicação em outros anos e, ainda, sua aplicação nos outros dois sistemas de produção (sistema de aviários automatizados e o sistema de aviários climatizados) para os quais os dados de custos também são disponibilizados nas planilhas da Embrapa. Tudo isso, contemplando também a inclusão de outras variáveis explicativas nos modelos de pesquisa.

Referências

BARBOSA, Alexandre; ASSIS, José Vicente de. **Uma aplicação de análise de regressão simples para estimação do comportamento dos custos totais: o caso do hotel alfa.** In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 7.. 2000. Recife. **Anais...** Recife: Associação Brasileira de Custos, 2006. Disponível em: <http://www.abcustos.org.br/texto/viewpublic?ID_TEXTO=2703>. Acesso em: 23 dez. 2010.

BOENTE , Diego Rodrigues *et al.* **Métodos de estimação de custos: estudo de caso de uma empresa comercial com enfoque na análise de regressão.** In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 13.. 2006. Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: Associação Brasileira de Custos, 2006. Disponível em: <http://www.abcustos.org.br/texto/viewpublic?ID_TEXTO=779 >. Acesso em: 27 dez. 2010.

BRASIL. Secretaria de Relações Internacionais do Agronegócio do Ministério da Agricultura e Abastecimento. **Agronegócio brasileiro: desempenho do comércio exterior.** 2. ed. Brasília: MAPA/SRIA/DPIA/CGOE, 2006.

BRAULE, Ricardo. **Estatística aplicada com excel: para cursos de administração e economia.** Rio de Janeiro: Campus, 2001.

CANEVER, M.D. *et al.* **Mudanças tecnológicas na avicultura do oeste catarinense.** In: CONFERÊNCIA APINCO 1998 DE CIÊNCIA E TECNOLOGIA AVÍCOLAS – TRABALHOS DE PESQUISA AVÍCOLA. **Anais...** Campinas: 1998. p. 82. Disponível em: <http://www.cnpsa.embrapa.br/sgc/sgc_publicacoes/apinco1998_p82.pdf >. Acesso em: 10 jun. 2009.

CARMO, Carlos Roberto S. *et al.* **Custos na estruturacultura: uma comparação entre metodologias tradicionais de custeio e o ABC.** In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 15.. 2008. Curitiba. **Anais...** Curitiba: Associação Brasileira de Custos, 2008. Disponível em: <http://www.abcustos.org.br/texto/viewpublic?ID_TEXTO=2703>. Acesso em: 23 dez. 2010.

CREPALDI, Silvio Aparecido. **Contabilidade rural: uma abordagem decisorial.** 2. ed. São Paulo: Atlas, 1998.

DOWNING, Douglas; CLARK, Jeffrey. **Estatística aplicada.** Tradução: Alfredo Alves de Farias. 2.ed. São Paulo: Saraiva, 2006.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Histórico.** Disponível em: <<http://www.cnpsa.embrapa.br/?ids=Sn4r807z> >. Acesso em: 03 jun. 2009.

_____. **Informações técnico-científicas.** Disponível em: <<http://www.cnpsa.embrapa.br/?ids=Sn6p54k7p>>. Acesso em: 03 jun. 2009..

_____. **Localização.** Disponível em: <<http://www.cnpsa.embrapa.br/?ids=Sp1b7d9x>>. Acesso em: 03 jun. 2009..

FÁVERO, Luiz Paulo et al. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

HANSEN, Don R.; MOWEN, Maryanne M.. **Gestão de custos: contabilidade e controle**. Tradução: Robert Brian Taylor. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2003.

HOFER, Elza *et al.* Custos de produção aplicados à atividade da estruoticultura. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 13.. 2006, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: Associação Brasileira de Custos, 2006. Disponível em: <http://www.abcustos.org.br/texto/viewpublic?ID_TEXTO=1910>. Acesso em: 03 dez. 2009.

HORNGREN, Charles T. *et al.* **Contabilidade de custos: uma abordagem gerencial**. Tradução: Robert Brian . vol. 1. 11. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2004. v.1.

HORNGREN, Charles T. *et al.* **Contabilidade gerencial**. Tradução: Elias Pereira. 12. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2004.

IEZZI, Gelson; MURAKAMI, Carlos. **Fundamentos da matemática elementar 1: conjuntos, funções**. 8. ed. São Paulo: Atual, 2004. v.1.

JIAMBALVO, James. **Contabilidade Gerencial**. Tradução: Antônio Artur de Souza. Rio de Janeiro: LTC, 2009.

LAKATOS, Eva Maria; MARCONI, Marina de Andrade. **Técnicas de pesquisa: planejamento e execução de pesquisas; amostragens e técnicas de pesquisa; elaboração, análise e interpretação de dados**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

MAHER, Michael. **Contabilidade de custos: criando valor para a administração**. Tradução: José Evaristo dos Santos. São Paulo: Atlas, 2001.

MARTINS, Eliseu. **Contabilidade de custos**. 9. ed. São Paulo: Atlas, 2003.

MARTINS, Gilberto de Andrade. **Manual para elaboração de monografias e dissertações**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

OLIVEIRA FILHO, Miguel Lopes de. **A Utilização da regressão linear como ferramenta estratégica para a projeção dos custos produção**. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 9.. 2002. São Paulo. **Anais...** São Paulo: Associação Brasileira de Custos, 2002. Disponível em: <http://www.abcustos.org.br/texto/viewpublic?ID_TEXTO=1295>. Acesso em: 26 dez. 2010.

SELL, Isair. **Utilização da regressão linear como ferramenta de decisão na gestão de custos**. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 12., 2005, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: Associação Brasileira de Custos, 2005. Disponível em: <http://www.abcustos.org.br/texto/viewpublic?ID_TEXTO=581>. Acesso em: 10 jan. 2008.

SILVA, Maurício dos Santos *et al.* **Formação de custos na produção de ovos férteis de matrizes de corte**. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 12., 2005, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: Associação Brasileira de Custos, 2005. Disponível em: <http://www.abcustos.org.br/texto/viewpublic?ID_TEXTO=581>. Acesso em: 10 jan. 2011.

STEVENSON, William J. **Estatística aplicada à administração**. São Paulo: Harbra, 1986.