

WEVERTON GOMES DA COSTA

**META-ANÁLISE DAS ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS EM GENÓTIPOS DE  
ARROZ IRRIGADO EM MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2018

**Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade  
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa**

T

C837m  
2018  
Costa, Weverton Gomes, 1992-  
Meta-análise das estimativas de parâmetros em genótipos  
de arroz irrigado em Minas Gerais / Weverton Gomes Costa. –  
Viçosa, MG, 2018.  
xvii, 97 f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndice.

Orientador: Aluizio Borém de Oliveira.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 85-94.

1. Arroz - Melhoramento genético. 2. Estimativas de  
parâmetros. I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de  
Fitotecnia. Programa de Pós-Graduação em Genética e  
Melhoramento. II. Título.

CDD 22. ed. 633.182

WEVERTON GOMES DA COSTA


**META-ANÁLISE DAS ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS EM GENÓTIPOS DE  
ARROZ IRRIGADO EM MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 31 de julho de 2018.



Plínio César Soares  
(Coorientador)



Cosme Damião Cruz  
(Coorientador)



Renato Domiciano Silva Rosado



Aluízio Borém de Oliveira  
(Orientador)

A Deus,

## **OFEREÇO**

À minha amada filha Lara. À minha eterna e amada avó Jovita (*in memoriam*) pelos grandes ensinamentos e carinho. Aos meus pais, Vicente e Silvana. Aos meus irmãos Wesley e Gisele. Por todo amor, carinho, dedicação, força e apoio. À minha namorada, Fabíola. Pelo companheirismo, amizade, força, apoio e amor em todos os momentos.

**DEDICO**

*“Plante seus pés e fique firme. A questão é saber aonde pôr os pés.”*

Autor desconhecido

*“O êxito na vida não se mede pelo que você conquistou,  
mas sim pelas dificuldades que superou no caminho.”*

Abraham Lincoln

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus por iluminar o meu caminho durante toda esta jornada, dando-me saúde, conhecimento e força para conseguir superar os desafios da vida.

À minha filha, Lara, por ser o maior incentivo e o grande amor da minha vida.

Aos meus pais, Vicente e Silvana, pelo amor, carinho e incentivo para que conseguisse alcançar mais este objetivo.

Aos meus irmãos Wesley e Gisele pela amizade, ajuda, compreensão, e incentivo.

À minha namorada, Fabíola, por todo amor, carinho, dedicação, ajuda, compreensão, incentivo, amizade e apoio. Sem o seu apoio seria impossível a realização deste sonho.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Programa de Pós-graduação em Genética e Melhoramento, pela oportunidade de cursar a graduação e o mestrado.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pela concessão da bolsa de estudos. E ao CNPq e Capes pelo apoio financeiro durante a realização deste trabalho.

Ao professor Aluízio Borém de Oliveira, pela excelente orientação, pelos conhecimentos transmitidos, apoio e, sobretudo, amizade.

Ao professor Cosme Damião Cruz, não somente pela coorientação, mas por todo apoio, pela dedicação, incentivo e amizade. Exemplo de humildade, dedicação e competência.

Ao pesquisador da EPAMIG, Plínio César Soares, pela coorientação, apoio durante todo o período de minha formação acadêmica, pelo incentivo, amizade e pela concessão dos dados experimentais explorados neste estudo.

Aos professores dos departamentos de Biologia Geral, Fitotecnia e Estatística que colaboraram para a minha formação acadêmica.

Aos amigos de São Miguel, graduação e mestrado. Em especial aos amigos do Laboratório de Bioinformática, Júnior, Wender, Renato, Alexandre, Vinicius, Ivan, Cristiano, Ithalo, Isabela, Dayana, Hélcio, Iara, Francyse, Gabi, Marciane, Laís, Professor Moysés, Rafael, pela ajuda, apoio e incentivo.

Aos funcionários do BIOAGRO pela disponibilidade e amizade.

Aos secretários do Programa de Pós-graduação em Genética e Melhoramento, Marco Túlio e Odilon.

A todos aqueles que colaboraram de alguma forma para este trabalho.

**MUITO OBRIGADO!**

## **BIOGRAFIA**

WEVERTON GOMES DA COSTA, filho de Vicente de Paula da Costa e Silvana Helena Gomes, nasceu em 18 de setembro de 1992, em Viçosa, no estado de Minas Gerais.

Em fevereiro de 2007 iniciou o ensino médio na Escola Estadual Pedro Lessa, formando-se em dezembro de 2009.

Em março de 2010, iniciou o curso de Engenharia Agrônoma na Universidade Federal de Viçosa, onde obteve o título em julho de 2015.

Em agosto de 2016, iniciou o curso de Mestrado no Programa de Genética e Melhoramento na Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de dissertação em julho de 2018.

## SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS .....	ix
LISTA DE TABELAS .....	xi
RESUMO .....	xiv
ABSTRACT .....	xvi
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REVISÃO DE LITERATURA .....	3
2.1 A Cultura do Arroz .....	3
2.2 Importância econômica.....	6
2.3 Melhoramento da cultura do Arroz.....	9
2.4 Características Agronômicas .....	11
2.5 Estimativas dos parâmetros .....	13
2.5.1 Componentes de variâncias .....	13
2.5.2 Herdabilidade .....	14
2.5.3 Coeficiente de variação .....	15
2.5.4 Coeficiente de variação genética .....	17
2.5.5 Média.....	17
2.6 Meta-análise .....	18
3 MATERIAL E MÉTODOS .....	22
3.1 Manejo experimental e tratamentos utilizados.....	22
3.2 Dinâmismo de programa de melhoramento.....	27
3.3 Análises estatísticas .....	28
3.4 Meta-análise .....	30
3.4.1 Análise temporal.....	31
3.4.2 Análise das estimativas combinadas ponderadas.....	33
4 RESULTADOS E DISCUSÃO.....	39
4.1 Dinâmica do programa de melhoramento de arroz.....	39

4.2	Parâmetros .....	48
4.3	Meta-análise .....	58
4.3.1	Meta-análise temporal .....	60
4.3.1.1.	Avaliação do efeito de estudo (ECA e ECP) .....	62
4.3.1.2.	Modelo de regressão simples .....	65
4.3.1.3.	Modelo de regressão de efeito de estudo fixo com inclusão do fator efeito de estudo .....	67
4.3.1.4.	Modelo de regressão de efeito de estudo aleatório com inclusão do fator efeito de estudo.....	70
4.3.1.5.	Comparação entre os modelos .....	76
4.3.2	Meta-análise ponderada.....	77
5	CONCLUSÕES.....	83
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	85
7	APÊNDICE .....	95

## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura 1:</b> Disposição dos municípios integrantes da rede de ensaios do programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais, Brasil. Fonte: United States Department of State Geographer, 2018 (Google Maps/Google Earth). .....	23
<b>Figura 2:</b> Valores médios de série de dados no período de 03/2000 a 06/2018 do comportamento da precipitação e da temperatura para os municípios de Lambari, Leopoldina e Nova Porteirinha. Fonte <a href="http://www.agritempo.gov.br/">http://www.agritempo.gov.br/</a> . *Dados obtidos a partir da estação meteorológica do município de Janaúba. ....	45
<b>Figura 3:</b> Gráfico Box-plot da estimativa de coeficiente de variação genético para produtividade de grãos a) com a presença de outliers e b) sem a presença de outliers.....	59
<b>Figura 4:</b> Valores de todas estimativas de herdabilidade referente à produtividade de grãos ao longo do tempo.....	63
<b>Figura 5:</b> Comportamento da estimativa de herdabilidade referente à produtividade de grãos para o estudo 1 (ECP's) e estudo 2 (ECA's) ao longo do tempo.....	64
<b>Figura 6:</b> Padrões dos resíduos entre os interceptos estimados ( $\beta_0$ ) e os verdadeiros versus os interceptos verdadeiros ( $\beta_0$ ) da modelo de regressão simples do parâmetro de herdabilidade (Y) referente à produtividade de grãos em relação ao ano (X) sem o efeito de estudo entre ECP e ECA.....	65
<b>Figura 7:</b> Gráfico residual entre os interceptos estimados ( $\beta_0$ ) e os verdadeiros versus os interceptos verdadeiros ( $\beta_0$ ) do modelo de regressão de efeito fixo para o parâmetro de herdabilidade (Y) referente à produtividade de grãos em relação ao ano (X). ....	69
<b>Figura 8:</b> a) Gráfico residual do modelo regressão simples e b) Gráfico residual do modelo regressão de efeito fixo para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA), da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos em relação aos anos. ....	70
<b>Figura 9:</b> Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas de variância genética referente à característica dias para floração para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA). ....	71
<b>Figura 10:</b> Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas herdabilidade referente à característica produtividade de grãos para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA). ....	72

<b>Figura 11:</b> Gráfico residual entre os interceptos estimados e os verdadeiros versus os interceptos verdadeiros da análise do modelo aleatório que inclui o efeito aleatório do estudo e sua interação aleatória com a variável preditora X. ....	74
<b>Figura 12:</b> Gráfico residual do modelo regressão de efeito aleatório para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA), da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos em relação aos anos. ....	76
<b>Figura 13:</b> Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas de variância fenotípica referente à característica dias para floração para os estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA).....	95
<b>Figura 14:</b> Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas de coeficiente de variação genético referente à característica dias para floração para os estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA).....	96
<b>Figura 15:</b> Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas de coeficiente de variação genético referente à característica altura de plantas para os estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA). ....	97

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1:</b> Identificação das linhagens e cultivares de <i>Oryza sativa</i> L. avaliadas nos ECP's e ECA's de 2004/2005 a 2017/18 no programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais. ....	24
<b>Tabela 2:</b> Informação do delineamento dos Ensaio Comparativos Preliminares, conduzidos no período de 2004/05 a 2017/18, em Minas Gerais. ....	26
<b>Tabela 3:</b> Informação do delineamento dos Ensaio Comparativos Avançados, conduzidos no período de 2004/05 a 2017/18, em Minas Gerais. ....	26
<b>Tabela 4:</b> Identificação dos Ensaio Comparativos Preliminares (ECP's) e Ensaio Comparativos Avançados (ECA's) classificados como estudo 1 e 2, respectivamente, de acordo com o ano de condução dos experimentos. ....	31
<b>Tabela 5:</b> Dinâmica do programa de melhoramento de arroz irrigado avaliados nos Ensaio Comparativos Preliminares (ECP's) e Ensaio Comparativos avançados (ECA's) por ano no período de 2004 a 2017 em Minas Gerais, em números. ....	40
<b>Tabela 6:</b> Dinâmica do programa de melhoramento de arroz irrigado avaliados nos Ensaio Comparativos Preliminares (ECP's) e Ensaio Comparativos avançados (ECA's) por ano no período de 2004 a 2017 em Minas Gerais, em percentagem. ...	40
<b>Tabela 7:</b> Dinâmica do programa de melhoramento de arroz irrigado de Minas Gerais para a característica produtividade de grãos ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ) nos Ensaio Comparativos Avançados (ECA's) nos municípios de Lambari, Leopoldina e Nova Porteirinha no período de 2004 a 2018. ....	42
<b>Tabela 8:</b> Variedades de arroz recomendadas para o Estado de Minas Gerais no período de 1975 a 2018. ....	47
<b>Tabela 9:</b> Estimativas dos parâmetros de herdabilidade ( $h^2$ ), coeficiente de variação (CV), coeficiente de variação genético (CVg), média da característica, variância fenotípica (VF), variância genotípica (VG) e variância ambiental (VM) referentes a produtividade de grãos, por ensaio de acordo com o ano agrícola. ....	48
<b>Tabela 10:</b> Estimativas dos parâmetros de herdabilidade ( $h^2$ ), coeficiente de variação (CV), coeficiente de variação genético (CVg), média da característica, variância fenotípica (VF), variância genotípica (VG) e variância ambiental (VM) referentes a altura de plantas, por ensaio de acordo com o ano agrícola. ....	50
<b>Tabela 11:</b> Estimativas dos parâmetros de herdabilidade ( $h^2$ ), coeficiente de variação (CV), coeficiente de variação genético (CVg), média da característica, variância	

fenotípica (VF), variância genotípica (VG) e variância ambiental (VM) referentes a dais para floração, por ensaio de acordo com o ano agrícola. ....	51
<b>Tabela 12:</b> Resultado do modelo da regressão simples para cada estudo da estimativa do coeficiente de variação genético para produtividade de grãos sem a presença de outliers (a) e com a presença de outliers (b). ....	59
<b>Tabela 13:</b> Valores das estatísticas para as estimativas dos parâmetros referentes à ao estudo conjunto de ECA's e ECP's para produtividade de grãos, com a presença de outliers. ....	60
<b>Tabela 14:</b> Valores das estatísticas para as estimativas dos parâmetros referentes à ao estudo conjunto de ECA's e ECP's para produtividade de grãos, sem a presença de outliers. ....	60
<b>Tabela 15:</b> Interceptos ( $\beta_0$ ), inclinação ( $\beta_1$ ) e erro residual das estimativas de dos parâmetros referentes à produtividade de grãos, do modelo de regressão simples. ....	61
<b>Tabela 16:</b> Interceptos ( $\beta_0$ ), inclinação ( $\beta_1$ ) e erro residual das estimativas de dos parâmetros referentes à altura de plantas, do modelo de regressão simples. ....	62
<b>Tabela 17:</b> Interceptos ( $\beta_0$ ), inclinação ( $\beta_1$ ) e erro residual das estimativas de dos parâmetros referentes à dias para floração, do modelo de regressão simples. ....	62
<b>Tabela 18:</b> Resultado da análise conjunta e individual do modelo de regressão simples, sem considerar o efeito de estudo, da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos. ....	66
<b>Tabela 19:</b> Resultado da análise de modelo de regressão de efeito fixo da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos. ....	68
<b>Tabela 20:</b> Resultado da análise de modelo de regressão de efeito aleatório da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos. ....	73
<b>Tabela 21:</b> Comparação entre os modelos pelo critério de informação Akaike (AIC), bayesiano (BIC), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e teste L.ration (LR) da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos. ....	77
<b>Tabela 22:</b> Valores das estatísticas dos testes de Shapiro-Wilk (W) e Kolmogorov- Smirnov (D) para normalidade, homogeneidade (Q), estimativa da heterogeneidade total ( $\tau^2$ ), proporção da variação total devida à heterogeneidade ( $I^2$ ) e a variabilidade total sobre a variabilidade de amostragem ( $H^2$ ) dos parâmetros avaliados para produtividade de grãos. ....	78

<b>Tabela 23:</b> Valores das estatísticas dos testes de Shapiro-Wilk (W) e Kolmogorov-Smirnov (D) para normalidade, homogeneidade (Q), estimativa da heterogeneidade total ( $\tau^2$ ), proporção da variação total devida à heterogeneidade ( $I^2$ ) e a variabilidade total sobre a variabilidade de amostragem ( $H^2$ ) dos parâmetros avaliados para altura de plantas.....	78
<b>Tabela 24:</b> Valores das estatísticas dos testes de Shapiro-Wilk (W) e Kolmogorov-Smirnov (D) para normalidade, homogeneidade (Q), estimativa da heterogeneidade total ( $\tau^2$ ), proporção da variação total devida à heterogeneidade ( $I^2$ ) e a variabilidade total sobre a variabilidade de amostragem ( $H^2$ ) dos parâmetros avaliados para dias para floração. ....	78
<b>Tabela 25:</b> Estimativas combinadas dos parâmetros ( $\theta_m$ ) e seus respectivos desvios padrões (DP) associado a $\theta_m$ dos modelos fixo e aleatório referente à produtividade de grãos. ....	80
<b>Tabela 26:</b> Estimativas combinadas dos parâmetros ( $\theta_m$ ) e seus respectivos desvios padrões (DP) associado a $\theta_m$ dos modelos fixo e aleatório referente à altura de plantas.....	80
<b>Tabela 27:</b> Estimativas combinadas dos parâmetros ( $\theta_m$ ) e seus respectivos desvios padrões (DP) associado a $\theta_m$ dos modelos fixo e aleatório referente à dias para floração. ....	81
<b>Tabela 28:</b> Estimativas combinadas dos parâmetros ( $\theta_m$ ) e seus respectivos desvios padrões (DP) associado a $\theta_m$ adotados para três características avaliadas. ....	82

## RESUMO

COSTA, Weverton Gomes, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2018. **Meta-análise das estimativas de parâmetros em genótipos de arroz irrigado em Minas Gerais.** Orientador: Aluísio Borém de Oliveira. Coorientadores: Cosme Damião Cruz e Plínio César Soares.

A experimentação agrícola realizada para determinada cultura proporciona um banco de informações que precisam ser analisadas em conjunto para que se possa entender a amplitude das informações e a sua dinâmica. Uma maneira eficaz de realizar análise acurada dessa informação acumulada é por meio da meta-análise. Para isso, três modalidades de meta-análise podem ser realizadas: (a) Análise descritiva das estimativas; (b) Análise combinada temporal; e (c) Análise combinada ponderada. Assim, este trabalho foi realizado com o objetivo de avaliar o dinamismo do programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais durante 12 safras agrícolas, a partir da meta-análise nas estimativas dos parâmetros das principais características avaliadas nos Ensaios Comparativos Preliminares (ECP's) e Ensaios Comparativos Avançados (ECA's ou VCU's). O banco de dados utilizados neste trabalho foi constituído pelos ECP's, conduzidos em Leopoldina e Lambari, e ECA's (VCU's), conduzidos em Nova Porteirinha, Leopoldina e Lambari, totalizando 378 linhagens e cultivares avaliadas. Realizou a análise exploratória dos dados por meio do gráfico Box-plot e verificou a presença de "outliers" para maioria dos parâmetros. Verificou que o programa vem trabalhando com nível de herdabilidade satisfatória, acima de 50%, mas que este valor tem decrescido ao longo do tempo. O coeficiente de variação para ECP está estabilizado em 16,02%, com pequena variação nos anos. Entretanto o ECA apresenta tendência de acréscimo no tempo. Na meta-análise temporal, não houve a sobreposição do intervalo de confiança entre os estudos para a variância genotípica, variância fenotípica e coeficiente de variação genético para dias para floração e coeficiente de variação genético para altura de plantas, assim não foi possível obter os resultados combinados para o modelo aleatório desses parâmetros. Para todos os parâmetros das três características, o modelo de regressão preferível para predição das estimativas dos parâmetros ao longo dos anos foi o modelo de regressão de efeito fixo. Foram verificadas as pressuposições de independência, normalidade e homogeneidade, requeridas para realização da meta-análise ponderada. A suposição de independência foi satisfeita

devido às estimativas dos parâmetros terem sido obtidas de experimentos distintos. Verificou que todos os parâmetros avaliados seguem uma distribuição normal, com exceção da herdabilidade para altura de plantas, por isso não foi realizada a meta-análise ponderada para esse parâmetro. Na meta-análise ponderada, a partir do teste de homogeneidade, verificou que o coeficiente de variação foi o único parâmetro que adotou o modelo aleatório, enquanto que a média, variância fenotípica e variância genotípica assumiu o modelo fixo. Para o coeficiente de variação genotípico e variância ambiental, de produtividade de grãos, e herdabilidade, para dias para floração, foi adotado o modelo aleatório. A meta-análise, por considerar o efeito de estudo, mostra ser uma metodologia adequada para escolha do modelo de regressão, a fim de obter equações para predição das estimativas dos parâmetros ao longo do tempo. Além do mais, a meta-análise assegura à obtenção da estimativa combinada com um menor desvio padrão e maior precisão, para assim avaliar da forma correta o dinamismo em programas de melhoramento. Desta forma, o programa de melhoramento genético de arroz irrigado demonstrou ser dinâmico no período avaliado.

## ABSTRACT

COSTA, Weverton Gomes, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, July, 2018. **Meta-analysis of the parameter estimates in irrigated rice genotypes in Minas Gerais**. Adviser: Aluísio Borém de Oliveira. Co-Advisers: Cosme Damião Cruz and Plínio César Soares.

Agricultural experimentation conducted for a particular crop provides a database of information that needs to be analyzed together in order to understand the breadth of information and its dynamics. An effective way of performing accurate analysis of this accumulated information is through meta-analysis. For this, three modalities of meta-analysis can be performed: (a) Descriptive analysis of the estimates; (b) Combined temporal analysis; and (c) weighted combined analysis. Thus, this work was carried out to evaluate the dynamism of the genetic improvement program of irrigated rice of Minas Gerais during 12 agricultural crops, from the meta-analysis in the estimations of the parameters of the main characteristics evaluated in the Preliminary Comparative Trials (ECPs) and Advanced Comparative Trials (ECA's or VCU's). The database used in this work was ECP's, conducted in Leopoldina and Lambari, and ECA's (VCU's), conducted in Nova Porteirinha, Leopoldina and Lambari, totaling 378 lines and cultivars evaluated. He performed the exploratory analysis of the data through the Box-plot graph and verified the presence of outliers for most parameters. She verified that the program has been working with a satisfactory heritability level, above 50%, but that this value has decreased over time. The coefficient of variation for ECP is stabilized at 16.02%, with little variation in the years. However, ECA shows an upward trend in time. In the temporal meta-analysis, there was no overlap of the confidence interval between the studies for genotypic variance, phenotypic variance and coefficient of genetic variation for days for flowering and coefficient of genetic variation for plant height, so it was not possible to obtain the results combined for the random model of these parameters. For all parameters of the three characteristics, the preferred regression model for predicting the parameter estimates over the years was the fixed-effect regression model. The assumptions of independence, normality and homogeneity required to perform the weighted meta-analysis were verified. The assumption of independence was satisfied because the estimates of the parameters were obtained from different experiments. She verified

that all evaluated parameters follow a normal distribution, except heritability for plant height, so the weighted meta-analysis for this parameter was not performed. In the weighted meta-analysis, from the homogeneity test, we verified that the coefficient of variation was the only parameter that adopted the random model, while the mean, variance phenotype and variance genotype assumed the fixed model. For the genotype variation coefficient and environmental variance, grain yield, and heritability, for days for flowering, the random model was adopted. The meta-analysis, considering the study effect, shows to be an adequate methodology for choosing the regression model, in order to obtain equations to predict the parameter estimates over time. Moreover, the meta-analysis ensures that the estimation is obtained in combination with a lower standard deviation and greater precision, in order to properly evaluate the dynamism in breeding programs. In this way, the irrigated rice genetic improvement program proved to be dynamic during the period evaluated.

## 1 INTRODUÇÃO

O arroz (*Oryza sativa*) é uma planta herbácea pertencente à classe das monocotiledôneas e à família *Poaceae*. É o segundo cereal mais cultivado e também se destaca entre os mais consumidos no mundo, superando o consumo de outros cereais de grande importância em commodities, como o milho, em algumas situações relativas a regiões e camada social. No entanto, apesar de suprir a população mundial atual, estima-se que até 2050 a produção de arroz no mundo tenha que aumentar de 60 a 110% para suprir a demanda populacional (RAY et al., 2013)

Considerado como um cultivo de abertura de novas áreas, o arroz aumentou sua produtividade com o uso de tecnologias, como o emprego de cultivares melhoradas e adaptadas em cada região de cultivo e da implementação do cultivo sob irrigação. Em consequência disso, o Brasil elevou seus níveis de produtividade em 315% nos últimos 40 anos. O principal fator que permitiu esse elevado crescimento de produtividade foi o melhoramento genético do arroz, que vem desenvolvendo cultivares mais adaptadas e produtivas às diferentes condições edafoclimáticas. Com o intuito de incrementar a produção orizícola, a utilização de cultivares melhoradas é a melhor estratégia, por ser de fácil acesso e de baixo custo, o que promove a fácil adoção pelos agricultores.

Para características que são governados por muitos genes, onde a influência ambiental é acentuada (ALLARD, 1971), é necessário que se tenha extremo cuidado nas diferentes etapas de obtenção das cultivares, para que estas cultivares apresentem os fenótipos desejados. O conhecimento da natureza e da magnitude dos efeitos genéticos que controlam determinado caráter apresenta grande importância na seleção e na predição do comportamento de gerações híbridas e segregantes (CRUZ; REGAZZI, 2012), pois possibilita conhecer a magnitude dos efeitos que controlam o caráter além da possibilidade de prever qual será o ganho com a seleção (CRUZ; CARNEIRO, 2003).

Para estimar os parâmetros genéticos utiliza-se os componentes de variância que permitem estimar a correlação entre as características, a herdabilidade ( $h^2$ ), o coeficiente de variação genético (CVg), o ganho com a seleção, entre outros parâmetros, considerados como principais parâmetros que subsidiam o trabalho do melhorista durante o processo seletivo. Assim, possibilita a tomada de decisões relacionadas com a escolha do método apropriado e das características que devem

ser selecionadas em etapas iniciais e avançadas de um programa de melhoramento. Conseqüentemente, a estimação de parâmetros permite atribuir peso a cada característica, separadamente ou em conjunto e estudar mecanismos, valores genéticos e variabilidade para uma característica (SILVEIRA, 2007; VASCONCELOS et al., 2012).

A experimentação agrícola realizada para determinada cultura, de uma maneira ampla, estudo exaustivo sobre determinada informação disponível na literatura (revisão sistemática), ou restrita a um específico programa de melhoramento, proporciona um banco de informações que precisam ser analisadas em conjunto para que se possa entender a amplitude das informações e a sua dinâmica, nos casos das avaliações temporais.

Dentro de cada estudo realizado, existem vários fatores que podem influenciar os resultados obtidos. Neste caso, existe a necessidade de combinar informações provenientes dos dados coletados sob diferentes condições, para produzir conclusões mais fortes do que aquelas obtidas em cada fonte de informação. Uma maneira eficaz de realizar análise acurada dessa informação acumulada é por meio da meta-análise.

Desta forma, a meta-análise pode ser definida como uma ferramenta estatística constituída de uma informação específica oriunda de análises de experimentos ou de uma revisão de resultados de estudos distintos, com o propósito de realizar inferências acuradas sobre determinada informação em comum nos experimentos e/ou estudos.

O principal objetivo da meta-análise consiste em estimar a medida resumo ou a estimativa combinada, a partir da qual é capaz de obter conclusões mais precisas sobre a informação analisada. Para isso, três modalidades de meta-análise podem ser realizadas: (a) Análise descritiva das estimativas; (b) Análise combinada temporal, que leva em consideração a experimentação durante um período de tempo; e (c) Análise combinada ponderada, que considera a precisão de cada estimativa, a partir de uma medida ponderadora ou peso que reflita a particularidade da experimentação.

Inicialmente a meta-análise se desenvolveu nas ciências sociais, na educação, na medicina e, posteriormente, na agricultura. Devido à explosão de dados disponíveis globalmente, a técnica de meta-análise se popularizou e o

número de publicações científicas aumentou exponencialmente, demonstrando que é uma técnica muito útil e importante nas diversas áreas empregadas.

Em programas de melhoramento genético animal, a meta-análise é capaz de evitar gastos desnecessários e aumentar a eficiência dos programas. No entanto, para o melhoramento vegetal, ainda não há uma popularização da meta-análise. Sendo observada uma grande lacuna que precisa ser suprida nessa área, uma vez que foram encontrados apenas dois trabalhos (CUSTÓDIO et al., 2012; CARVALHO et al., 2012) relacionados com a meta-análise pertinentes ao melhoramento vegetal e específicos para a cultura do café. Não há relato na literatura sobre a utilização da meta-análise para outras culturas no melhoramento vegetal, mesmo que de grande importância econômica, como no caso da cultura do arroz.

O presente trabalho teve por objetivo utilizar as três modalidades de meta-análise nas estimativas de parâmetros, previamente escolhidos, das principais características avaliadas em genótipos dos Ensaios Comparativos Preliminares (ECP's) e nos Ensaios Comparativos Avançados (ECA's ou VCU's) componentes do programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais, visando realizar um estudo do dinamismo do programa durante 12 safras agrícolas.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

### **2.1 A CULTURA DO ARROZ**

O arroz é uma planta herbácea pertencente à divisão angiosperma, da classe monocotiledônea e da família *Poaceae* (Gramineae), como outros cereais de grande importância econômica, como o milho e trigo. Pertencente à subfamília *Pooideae*, tribo *Oryzae* e gênero *Oryza*. Sobre o centro de origem do arroz, não se tem certeza se o arroz é originário da Índia ou da China, mas sabe-se que por volta de 2.800 a.C. era a planta sagrada do imperador da China (FLANDRIN; MONTANARI, 1998).

De acordo com Chang (1996), essa cultura possui vinte e duas espécies. Dentre essas espécies, a *Oryza sativa* é que foi submetida ao processo evolutivo e de domesticação, se adaptando às condições agroecológicas de cada ambiente, o que fez com que surgissem diversos tipos geneticamente divergentes (PEREIRA, 2002).

Existem duas subclassificações da espécie *Oryza sativa* proposta na literatura, a de Takahashi (1984) e a de Glaszmann (1987). Takahashi (1984) propõe três subclassificações para a espécie *Oryza sativa*, as subespécies denominadas *Índica*, *Japônica* e *Javanica*, baseando-se em características morfológicas que distinguem as subespécies, porém com o passar do tempo, características fisiológicas que apresentavam variações descontínuas entre os grupos passaram a ser incluídas para distinção das espécies.

A subespécie *Javanica*, devido ao teor de amilose intermediário, possui pouca importância social e econômica, exceto na região equatorial da Indonésia. Por isso, Glaszmann (1987) classificou a espécie *Oryza sativa* em apenas duas subespécies *Índica* e *Japônica*, baseando principalmente no centro de cultivo dessas subespécies, sendo esta a classificação mais aceita atualmente.

No sudoeste da Ásia, o cultivo de arroz se dispersou, sendo cultivado tanto em terras baixas e tropicais (Índia e sul da China), originando a subespécie *Índica*, como em regiões de clima temperado e terras altas (Coreia e Norte da China), originando a subespécie Japônica (OKA; MORISHIMA, 1997).

Estas subespécies se diferenciam por uma série de características, tanto morfológicas, quanto fisiológicas e genéticas (ROSSO, 2006). As principais características de formas e qualidades dos grãos que diferem a subespécie *Índica* da *Japônica* são os grãos mais longos, estreitos, levemente planos e o teor de amilose alto e intermediário, que quando cozidos ficam mais soltos. As variedades da subespécie *Japônicas* possuem grãos médios e curtos, largos, espessos, seção transversal arredondado e baixo teor de amilose, o que leva o arroz a ficar grudentos após o cozimento. Quanto maior o conteúdo de amilose numa determinada variedade, mais organizados e estáveis serão os grânulos de amido e, portanto, maiores serão a quantidade de água, a temperatura e o tempo necessário para cozinhar os grãos (MCGEE, 2014).

A qualidade do grão é o principal fator que contribui para que a subespécie *Índica* seja a mais comercializada no mundo, cerca de 80% do arroz consumido é oriunda dessa subespécie. Principalmente devido ao alto teor de amilose, que, como já dito anteriormente, implica em grãos mais soltos e que não grudem, sendo o preferido dos consumidores. Esta subespécie é cultivada em áreas tropicais e subtropicais, já a subespécie Japônica predomina nas regiões temperadas, porém

também são utilizadas nos trópicos, principalmente em áreas de alta altitude e em arroz de sequeiro ou de terras altas (GLASZMANN; ARRAUDEAU, 1986).

O arroz (*Oryza sativa*) é considerado uma planta autógama, caracterizada por possuir caules ocos, flores reduzidas de cor verde e aquênios especializados, ou cariopses, como frutos. Pode apresentar sistema radicular superficial, caso as variedades sejam adaptadas ao sistema de cultivo irrigado, ou profundo, no caso das que são cultivadas em sequeiro (ABICHEQUER, 2004). Possui um sistema secundário de raízes adventícias fibrosas, formadas a partir dos nós inferiores dos caules jovens, com várias ramificações e pelos radiculares (CHANG; BARDENAS, 1965). As folhas são dispostas de forma alternada no colmo, apenas a folha primária é cilíndrica e não apresenta lâmina. O caule da planta de arroz é composto por um colmo principal e um número variável de colmos primários ou secundários, também chamados de perfilhos. As flores são hermafroditas e estão reunidas em uma inflorescência, denominada panícula, que emerge da parte terminal do colmo. Essa inflorescência é composta por um grupo de flores, que são chamadas de espiguetas (FONSECA, 2008). O grão é formado pelo tegumento, que envolve a semente e se encontra diretamente ligado ao pericarpo, membrana que envolve o fruto. O pericarpo é envolvido pelas glumelas, pela lema e pela pálea, que constituem a casca e são removidas durante o beneficiamento (VIEIRA; CARVALHO, 1999).

É uma planta anual de dias curtos que se destaca pela grande adaptabilidade, sendo atualmente cultivada desde os 53° de latitude Norte, na China, até os 35° de latitude Sul, na Austrália, assim como desde alguns metros abaixo do nível do mar, como acontece na Índia, até mais de 2.000 m de altitude, como no Nepal (YOSHIDA, 1981).

Na literatura, encontram-se algumas divergências sobre este cereal no Brasil. Silva (1950) relata que o arroz era cultivado e consumido antes da chegada dos portugueses, entretanto o cereal cultivado não se tratava da espécie *Oryza sativa* originária da Ásia, mas de espécies nativas da América do Sul, essa espécie silvestre ainda é encontrada no Pantanal Mato-Grossense e às margens dos igarapés, sobretudo na Amazônia. Porém, segundo Pereira (2002) este cereal foi introduzido no Brasil pela frota de Pedro Álvares Cabral, contudo o seu cultivo em território nacional só foi relatado após 1530, na capitania de São Vicente.

Posteriormente espalhou-se para outras regiões do litoral, sempre em pequenas lavouras de subsistência, principalmente na região Nordeste.

Atualmente, no Brasil, os dois sistemas de cultivos de arroz utilizados são o de ecossistemas de várzea úmida e de terras altas. O sistema de cultivo por várzea úmida é caracterizado pelo plantio de arroz em áreas de baixadas que possuem bom nivelamento utilizando o sistema irrigado por inundação contínua e por irrigação não controlada. Este sistema é utilizado em quase todas as regiões do Brasil e caracteriza-se pela dependência de água proveniente da elevação natural dos rios, lagos e lençóis freáticos (PEREIRA, 2002). Em alguns Estados brasileiros, como Rio Grande do Sul e Santa Catarina, o sistema irrigado em várzea úmida é sistematizado com o controle da lâmina de água.

No sistema de cultivo de terras altas ou arroz de sequeiro são utilizados ecossistemas de sequeiro tradicional, plantio em áreas não alagadas e totalmente dependentes da precipitação pluvial, ou de sequeiro sob irrigação suplementar por aspersão. O ecossistema de sequeiro tradicional é mais implantado principalmente na região do Cerrado, em solos de baixa fertilidade e tem um menor custo de produção. O sistema de sequeiro sob irrigação suplementar por aspersão é utilizado principalmente nos estados do Centro-oeste e Sudeste (PEREIRA, 2002).

Em Minas Gerais, o arroz de terras altas é mais produzido no Alto Paranaíba, Triângulo Mineiro e noroeste de Minas. Em várzeas, a cultura se destaca na Zona da Mata, Vale do Rio Doce e também no sul do estado. Na safra 2015/16 havia uma área de 6,5 mil hectares com a cultura. Na safra 2017/18, a área estimada é de 6 mil hectares, dos quais 11,7% são de sequeiro e 88,3% de irrigado, apresentando uma redução de 7,7% da área utilizada pela cultura em comparação ao observado na safra passada. A menor competitividade dessa cultura em relação a outras mais rentáveis e de menor risco explicam essa pequena área cultivada. Apesar dos entraves relacionados à cultura, espera-se um aumento de 12,7% na produtividade, decorrente de condições climáticas favoráveis (CONAB, 2017).

## **2.2 IMPORTÂNCIA ECONÔMICA**

O arroz é o segundo cereal mais cultivado e também se destaca entre os mais consumidos no mundo, superando o consumo de outros cereais de grande importância em commodities, como o milho, em algumas situações relativas a

regiões e camada social. No entanto, apesar de suprir a população mundial atual, estima-se que até 2050 a produção de arroz no mundo tenha que aumentar de 60 a 110% para suprir a demanda populacional (RAY et.al., 2013). A produção mundial de arroz não vem acompanhando o crescimento do consumo. Nos últimos seis anos, a produção mundial aumentou cerca de 1,09% ao ano, enquanto a população cresceu 1,32% e o consumo 1,27%, havendo grande preocupação em relação a estabilização da produção mundial (NUNES, 2016).

Caracterizado como o principal alimento de mais da metade da população mundial, o arroz é um dos cereais mais produzidos e consumidos no mundo. Somente na Ásia, de 60 a 70% do consumo calórico de mais de dois bilhões de pessoas é proveniente do arroz e seus subprodutos (FAO, 2004). É considerado o cultivo alimentar de maior importância em muitos países em desenvolvimento, principalmente na Ásia e Oceania, onde vivem 70% da população total dos países em desenvolvimento e cerca de dois terços da população subnutrida mundial (NUNES, 2016).

Em certos países, como o Japão, a palha de arroz é empregada na confecção de esteiras, cestas e calçados. O arroz também é um ótimo componente para a ração animal e usado em indústrias de bebidas, para fermentação, e na agricultura, como fertilizante e cobertura em plantações. Também é utilizado para a fabricação de uma bebida com o arroz, o saquê, muito apreciado no Japão, e de elevada graduação alcoólica e para fabricação de vinagres (NUNES, 2016).

A famosa alimentação de arroz com feijão torna a nutrição brasileira bastante equilibrada em proteína e energia, além de alguns minerais, vitaminas e fibras. O grão de arroz é constituído principalmente por carboidratos e possui proteínas, lipídios, vitaminas e minerais. As principais vitaminas contidas neste cereal são tiamina (B1), riboflavina (B2) e niacina (B3). A proporção dos nutrientes no grão é influenciada pela variação genotípica, condições do clima, fertilizantes, qualidade do solo, processamento/beneficiamento, armazenamento e cozimento (ZHOU et al., 2002; KENNEDY et al., 2002).

As leguminosas (como o feijão, a soja e a ervilha) fornecem de 10 a 30% de proteínas, no entanto, são deficientes no aminoácido metionina. Já os cereais, no caso do arroz, têm conteúdo proteico menor, de 6 a 15%, mas, como são consumidos em grandes quantidades, são os produtos que mais contribuem para a

ingestão proteica da população em todos os países, apesar da sua deficiência no aminoácido lisina (DUTRA-DE-OLIVEIRA; MARCHINI, 1998). Assim, o arroz com o feijão acaba sendo nutricionalmente complementares (CONAB, 2015).

Quase 95% dos brasileiros consomem arroz e mais da metade o fazem no mínimo uma vez por dia. A preferência nacional de consumo é pelo arroz da classe longo fino, comercialmente conhecido como “arroz-agulhinha”, que é translúcido e apresenta a característica de ser mais solto, macio e firme após o cozimento (BARATA, 2005). O maior consumo, pouco mais de 70% do total, ainda é de arroz branco polido. Em segundo lugar aparece o arroz parabolizado, cujo consumo quintuplicou nas duas últimas décadas, e se aproxima de 25%, ficando o arroz integral com 3 a 4% do que é consumido no Brasil (ELIAS et al., 2012).

Excluindo os países do continente asiático, onde os principais países produtores são China, seguida pela Índia, Indonésia, Bangladesh, Vietnam, Tailândia, Myanmar e Filipinas, o Brasil vem se destacando como o maior produtor de arroz no mundo. O Brasil elevou seus níveis de produtividade em 315% nos últimos 40 anos. No País, essa cultura tem ocupado o terceiro lugar em volume de produção de grãos, perdendo em importância apenas para o milho e para a soja, sendo cultivada em todo o território nacional. A safra de 2016/2017 teve uma pequena redução de 1,3% na área plantada em relação à safra passada, influenciada principalmente pela diminuição de áreas de plantio em sequeiro. Em compensação, o aumento do plantio em áreas irrigadas ajuda a explicar o aumento de produtividade média de 17,9% em relação à safra passada e produção estimada em 12.328,1 mil toneladas, aumento de 16,3% em relação à safra passada e com média de produtividade de 6.224 kg/ha, considerada a maior média da série histórica (CONAB, 2017).

Na década de setenta o PROVÁRZEAS (Programa de Aproveitamento Racional de Várzeas Irrigáveis), desenvolvido pelo governo, acelerou o processo de expansão da cultura de arroz no país e, principalmente, no estado de Minas Gerais, tornando o Estado o maior produtor nacional do cereal na década. Entretanto, devido há vários fatores como vulnerabilidade aos riscos climáticos, à baixa competitividade em relação a outras culturas, como milho, soja e feijão, ao elevado custo de produção, onerado principalmente por causa da mão de obra e ainda às restrições ao cultivo em áreas de várzea ocorreu uma redução considerável da área cultivada

com o arroz no estado (CONAB, 2015). A partir de então, a área cultivada manteve-se oscilando durante os anos, porém com o emprego de novas tecnologias, mesmo com a diminuição da área cultivada pelo cereal, a produtividade média no estado vem aumentando.

### **2.3 MELHORAMENTO DA CULTURA DO ARROZ**

O homem iniciou o melhoramento de plantas de forma inconsciente, durante a revolução agrícola, há cerca de dez mil anos. Quando se iniciou o cultivo de plantas, as modificações e adaptações nas plantas ocorreram como: melhor retenção de sementes, crescimento mais determinado, aumento no tamanho e número de inflorescências com consequência no incremento da produção, aumento no vigor de sementes ou germinação mais rápida (MACHADO, 2014).

O primeiro tratado sobre agricultura moderna foi publicado por Alonso de Herrera em 1513 na qual o texto sugere que muitos dos métodos de seleção utilizados hoje para plantas que se autofecundam naturalmente como o trigo, arroz, centeio, etc. foram desenvolvido pelos Romanos, Virgilius, Varro, Plinius Columella (MAZOYER; ROUDART, 2010).

Borém (1998) definiu o melhoramento de plantas como “a ciência e a arte de modificar as plantas para o benefício humano”, também visto como “gerenciamento de recursos humanos e financeiros” por Bernardo (2002). Assim, ao longo da história o melhoramento deixou de ser puramente arte e passou a ser ciência principalmente a partir do momento que começou a utilizar conhecimentos de genética, estatística, agronomia, fitopatologia, entomologia, dentre outros. Ainda vem sendo agregado arte, pois o sucesso dos programas de melhoramento é dependente também da experiência dos melhoristas talentosos e com grande capacidade de identificar bons atributos (BORÉM, 1998; BERNARDO, 2002).

Os primeiros trabalhos sobre melhoramento genético de arroz foram realizados, a partir de 1893, no Japão na Estação experimental Agrícola Nacional. Porém, há relatos de que os estudos genéticos pioneiros sobre a cultura do arroz foram realizados pelo botânico holandês Van der Stock, na Ilha de Java, Indonésia (CHANG; LI, 1980). A primeira estratégia de melhoramento utilizada na cultura orizícola foi de seleção de variedades tradicionais nativas do Japão, acompanhada da seleção de linhagens ou linhas puras (SILVA JÚNIOR, 2017). Após as primeiras

hibridações artificiais em 1904, o programa japonês de melhoramento genético do arroz passou a empregar o método genealógico e, em seguida, os métodos de bulk e de mutação artificial (PEREIRA, 2002).

No Brasil, o desenvolvimento de trabalhos sobre o melhoramento genético na cultura de arroz iniciou em 1937, no Instituto Agrônomo de Campinas (IAC), visando ao desenvolvimento de variedades para o sistema de terras altas (MORAIS et al., 2006). O melhoramento da cultura orizícola no país pode ser dividido em três fases: a primeira fase compreende ao período anterior a 1938, caracterizada pelo aproveitamento da variabilidade genética existente em variedades locais, em materiais de coletas e introduções feitas de outros países. A segunda fase corresponde ao período entre 1938 e 1970 e é caracterizada pela obtenção de variabilidade genética por meio de hibridações e, também, por coletas e introduções de outros países. Por fim, a terceira fase abrange do início da década de 1970 até os dias atuais, é caracterizada por atividades intensas de melhoramento, buscando-se aproveitamento máximo da variabilidade genética disponível em bancos de germoplasma nacionais e internacionais, inclusive já com o auxílio de técnicas biotecnológicas (PEREIRA, 2002; MORAIS et al., 2006; BRESEGHELLO et al., 2011).

Com a criação de programas de melhoramento genético de arroz, principalmente na última fase do desenvolvimento do melhoramento de arroz no país, aumentou significativamente a pesquisa sobre esta cultura, o que contribuiu decisivamente para a melhoria da eficiência da orizicultura brasileira nas décadas de 1980 e 1990. Desses programas merecem destaque as pesquisas realizadas pela Embrapa (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária), a EPAGRI (Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural) e a EPAMIG (Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais).

Em geral, o grande objetivo dos programas de melhoramento é que as linhagens estejam sempre superando as testemunhas, uma vez que as testemunhas geralmente são as melhores cultivares no mercado. Assim, desde 1974, a EPAMIG, em parceria com a Embrapa Arroz e Feijão e a Universidade Federal de Lavras (UFLA), desenvolve pesquisas voltadas para avaliação e seleção de genótipos em populações segregantes (gerações F3, F4, F5 e F6) conduzidas pelos métodos do

bulk modificado ou genealógico, visando extração de linhagens mais adaptadas às lavouras irrigadas cultivadas em várzeas de Minas Gerais.

Esse programa também foca a realização dos ensaios de rendimento/comparação (Observação, Preliminares, Avançados) nos quais são avaliados genótipos já fixados e introduzidos de instituições nacionais e internacionais. Os Ensaios Comparativos Preliminares (ECP's) tem como objetivo básico selecionar linhagens promissoras a serem testadas, posteriormente, nos Ensaios Comparativos Avançados (ECA's), também conhecidos como ensaio de Valor de Cultivo e Uso (VCU's), os quais se destinam a fornecer informações para lançamento de novas cultivares promissoras para as condições de várzea úmidas e terras altas no estado de Minas Gerais.

São recomendadas novas cultivares periodicamente para substituir aquelas que são menos produtivas ou de qualidade inferior e/ou com menor aceitação comercial, assim o processo de indicação de variedades para plantios comerciais são contínuos e dinâmicos. O produto do programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais, até 2017, gerou 31 novos cultivares a disposição dos produtores, sendo 18 deles destinados à produção irrigada em várzeas e 13 para as condições de sequeiro - terras altas.

## **2.4 CARACTERÍSTICAS AGRONÔMICAS**

As cultivares normalmente possuem muitas características que podem ser melhorados, porém somente algumas devem merecer maior atenção. À medida que se aumenta o número de características para os quais se está selecionando, diminui-se a probabilidade de obter sucesso no que se propõe (SILVA, 1987).

Produtividade de grãos e resistência a brusone são prioridades constantes nos programas de melhoramento genético de arroz, porém, a resistência ao acamamento, precocidade e, especialmente, a qualidade de grãos foram os principais objetivos a partir do final da década de 1980 até meados da década de 1990. Para isso, foi necessário introduzir germoplasma exótico ao programa em grande proporção e intensificar a pressão de seleção para fatores relacionados à qualidade de grãos, o que dificultou o ganho para outras características. Deste modo, a maior mudança ocorrida nas cultivares de arroz, na última década, foi em

relação à qualidade de grãos, o que certamente, muito contribuiu para a estagnação de ganhos de produtividade na década de 1990 (BRESEGHELLO, 2006).

Além da produtividade de grãos e a qualidade de grãos, outras características também possuem grande importância para a cultura do arroz, para que, conseqüentemente, haja um aumento periódico, mesmo que pequeno, da produtividade das novas cultivares, em relação às já existentes. Por exemplo, altura de planta, perfilhamento, dias para floração ou ciclo foram ponderadas para a introdução da subespécie *Índica* no país. Essas características são utilizadas até hoje em programas de melhoramento genético de arroz, dada a importância dessas características para a cultura.

A seleção das variedades ou linhagens se deu a partir de materiais com gene de nanismo introduzidos nos programas de melhoramento do Instituto Internacional de Pesquisa de Arroz (IRRI), nas Filipinas, e do Centro Internacional de Agricultura Tropical (CIAT), com sede na Colômbia, ou resultado de cruzamentos entre os referidos materiais (DALRYMPLE, 1986). Essas linhagens possuem colmos longos, alta capacidade de perfilhamento, folhas longas e decumbentes e ciclo tardio. Os grãos produzidos pela subespécie *Índica* são longos, estreitos e levemente planos, características que os tornam mais atrativos para os consumidores brasileiros (CHANDRARATNA, 1964; WATANABE, 1997).

Sediyama et al. (2005) relatam para a cultura da soja que plantas altas e, ou, de caule muito fino tendem ao acamamento com relativa facilidade do mesmo modo que cultivares de caule excessivamente grossos mesmo que produtivos atrapalham a colheita mecanizada, o mesmo ocorre para a cultura do arroz. Entretanto, devido ao arroz ser uma cultura de subsistência, é cultivado, muitas vezes, por agricultores familiares, que não possuem mecanização em suas propriedades e, para colheita dos grãos, que é realizada manualmente, plantas baixas dificultariam a colheita, pois a inclinação de quem colhe o grão terá que ser maior.

Uma das metas do melhoramento genético de arroz no Brasil ao longo dos últimos 40 anos foi modificar a duração do ciclo de desenvolvimento das cultivares (LOPES et al., 2005). O encurtamento do ciclo das cultivares modernas de arroz tornou-as mais competitivas com o arroz vermelho, a principal espécie daninha nas lavouras orizícolas. Como resultado deste melhoramento genético, existe disponíveis no mercado cultivares variando de ciclo muito precoce até tardio. No

entanto, para uma mesma arquitetura de planta, o rendimento de grãos tem, frequentemente, relação direta com a duração do ciclo de desenvolvimento. Esta relação direta entre rendimento e ciclo está associada com a duração de ambas as fases, da vegetativa (emergência até o aparecimento do colar da folha bandeira ou antese) e da reprodutiva (antese até maturação fisiológica) (STRECK, 2006).

## **2.5 ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS**

A obtenção das estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos é de grande importância para programas de melhoramento genético, pois possibilita conhecer a magnitude dos efeitos gênicos que controlam o caráter e, assim, poder prever qual será o ganho com a seleção. Além disso, possibilita a tomada de decisões relacionadas com a escolha do método apropriado, as características que devem ser selecionadas em etapas iniciais e avançadas de um programa de melhoramento e também ao peso que se deve atribuir a cada caráter, separadamente ou em conjunto, permitindo ainda, estudar mecanismos, valores genéticos e variabilidade para um caráter (SILVEIRA, 2007; VASCONCELOS et al., 2012).

A estimativa de parâmetros assume importante papel preditivo para o direcionamento de programas de melhoramento em relação ao processo seletivo dos genótipos mais promissores (BÁRBARO, 2006). De posse das estimativas dos parâmetros, pode-se analisar como sucede o programa de melhoramento genético ao passar dos anos. A partir de então verificar se em alguma data específica houve alguma alteração atípica e poder estudar a causa dessa alteração, além de outros estudos que podem ser realizados.

### **2.5.1 Componentes de variâncias**

Segundo Cruz et al (2004), componentes de variâncias são as variâncias associadas aos efeitos aleatórios de um modelo estatístico. Os componentes de variâncias podem ser estimados através da análise de variância (ANOVA), onde se igualam os valores do quadrado médio às respectivas esperanças matemáticas (PEDRO VAL, 2014). Assim, pode-se obter as estimativas dos parâmetros que deseja-se utilizar para realizar as interpretações das análises e avaliar os resultados obtidos. A obtenção dos componentes de variância tem sido de grande interesse no

melhoramento genético, pois permite, por intermédio dos delineamentos experimentais, estimar a variância genotípica a partir dos dados fenotípicos observados (CRUZ et al., 2012).

A diversidade genética das espécies é uma importante forma de manter a capacidade natural de responder às mudanças climáticas e a todos os tipos de estresses bióticos e abióticos (CRUZ, 2005). O sucesso do melhoramento genético de qualquer caráter requer, obrigatoriamente, que este seja herdável e que haja variação genética na população em que se pratica seleção. No estudo da herança e da variação de características quantitativas adota-se o modelo básico  $F = G + M$ , que define o valor fenotípico (F), estimado a partir dos dados diretamente mensurados nos indivíduos, como o resultado da ação do genótipo (G), ou valor genotípico, sob influência do meio (M) (CRUZ, 2012).

Com base na fórmula descrita acima temos que a variância fenotípica (VF) é composta pela variância genotípica (VG) e pela variância atribuída aos desvios proporcionados pelo ambiente (VM). A variância genotípica por sua vez, é estabelecida por três outros componentes: A variância aditiva (VA), a variância atribuída aos desvios de dominância (VD) e a variância atribuída aos efeitos epistáticos resultantes de interações inter-alélicas (CRUZ, 2012).

### **2.5.2 Herdabilidade**

O conceito de herdabilidade, introduzido para separar as diferenças genéticas e não-genéticas entre indivíduos, é de fundamental importância para a estimativa dos ganhos genéticos e para a escolha dos métodos de seleção a serem aplicados (REIS, 2000).

A herdabilidade reflete a proporção da variação fenotípica que pode ser herdada, ou seja, quantifica a confiabilidade do valor fenotípico como guia para o valor genético. Apenas o valor fenotípico de um indivíduo pode ser mensurado, porém, é o valor genético que influenciará a próxima geração. Sendo assim, é importante o conhecimento de quanto da variação fenotípica é atribuída à variação genotípica e este é medido pela herdabilidade (FALCONER; MACKAY, 1996).

A herdabilidade foi definida por JACQUARD (1983) em três princípios: medida de semelhança entre pai e filho, porção genética no sentido amplo e porção genética no sentido restrito, e ainda ressaltou que a herdabilidade não caracteriza o

caráter, mas sim a estrutura da população estudada. No sentido amplo, a herdabilidade pode ser definida como a razão da variância genotípica pela variância fenotípica, enquanto que, no sentido restrito, a razão da variância genética aditiva pela variância fenotípica. Portanto, a diferença está no numerador da fração (ALLARD, 1971; FALCONER; MACKAY, 1996).

A estimativa da herdabilidade ( $h^2$ ) é um dos parâmetros de maior utilidade para os melhoristas, pois permite antever a possibilidade de sucesso com a seleção, uma vez que reflete a proporção da variação fenotípica que pode ser herdada. A herdabilidade participa quase sempre das expressões relacionadas com a predição de ganho dos diferentes métodos de melhoramento e, como consequência das decisões que os melhoristas tomam na condução dos seus programas de seleção (RAMALHO et al., 2012).

Quando a herdabilidade é alta, a seleção nas gerações iniciais de autofecundação é eficaz. Por outro lado, sendo o seu valor baixo, a seleção deve ser praticada apenas nas gerações mais avançadas, uma vez que o aumento da homozigose, consequência da autofecundação, propicia um incremento na herdabilidade no sentido restrito (ROBINSON, 1963; FALCONER; MACKAY, 1996; FEHR, 1987). Características com herdabilidade baixa demandarão métodos de seleção mais elaborados do que aqueles com herdabilidade alta (RESENDE, 2011).

Existe grande faixa de variação nas estimativas da herdabilidade de um mesmo caráter e que pode ser parcialmente atribuída à amostragem, às diferenças populacionais e às diferenças ambientais (VENCOVSKY, 1970; PESEK; BAKER, 1971; RAMALHO et al., 1993). Assim, experimentos com a finalidade de obtenção de estimativas de herdabilidade devem ser conduzidos em um ambiente semelhante, no qual as estimativas serão aplicadas. Neste caso, as estimativas da variância genética não serão inflacionadas pelos componentes da variância da interação entre genótipo e ambiente, componentes que estarão incluídos na variância fenotípica (BORÉM, 1998).

### **2.5.3 Coeficiente de variação**

O coeficiente de variação é uma medida de dispersão empregada para estimar a precisão de experimentos e representa o desvio-padrão expresso como porcentagem da média. Resende (2011) define o coeficiente de variação (CV) como

a medida linear de dispersão dos dados proporcionalmente à média, em porcentagem.

O coeficiente de variação é a medida da precisão experimental, ou seja, coeficientes menores indicam maior confiabilidade nos dados experimentais (CRUZ et al., 2012). Sendo assim, os locais com maior precisão experimental, apresentando coeficiente de variação menores em igualdade de condições, devem ter maior peso na avaliação da performance dos cultivares avaliados. Contudo é necessário especificar melhor em que consiste essa igualdade de condições, uma delas seria a igualdade do número de repetições (GOMES, 1991).

Ao avaliar um experimento com um número maior de repetições, desde que esse número seja expressivo, em relação a outro, mesmo que este último experimento apresente um CV menor, o primeiro, provavelmente, será mais preciso em comparação ao segundo, devido ao maior número de repetições, que provocará um menor erro padrão da média do tratamento. Além do mais, a experimentação e a teoria demonstram que, na quase totalidade dos casos, o coeficiente de variação decresce quando aumenta o tamanho das parcelas (PIMENTEL-GOMES, 1984). Isto levou muitos experimentadores a preferir parcelas grandes, para trabalhar com coeficiente de variação menor, sem perceber que as parcelas excessivamente grandes, que acarretam necessariamente menor número de repetições, podem reduzir a precisão do experimento (GOMES, 1991). Costa et al. (2002) ainda colocam o delineamento experimental como um dos fatores que também pode influenciar o erro experimental e também prejudicar a precisão do experimento.

Por isso compete ao pesquisador verificar se as diferenças observadas num experimento possuem ou não valor, isto é, se são ou não significativas (GOMES, 1990). A classificação dos valores de CV foi proposta para algumas culturas, como eucalipto e pinus (GARCIA, 1989), arroz (COSTA et al., 2002), feijão (OLIVEIRA et al., 2009), pimenteira (SILVA et al., 2011), milho pipoca (ARNHOLD; MILANI, 2011), milho (FRITSCHE et al., 2012), cana de açúcar (COUTO et al., 2013) e mamoeiro (FERREIRA et al., 2016). A classificação dos CV também tem sido feita para características de plantas em cultura de tecido de plantas (WERNER et al., 2012) e em experimentos com tomate em ambiente protegido (CRUZ et al., 2012). O seu uso também foi verificado na experimentação animal (JUDICE et al., 2002; MOHALLEM et al., 2008).

#### **2.5.4 Coeficiente de variação genética**

Dentre os parâmetros mais importantes se destacam os coeficientes de variação genética e herdabilidade, as correlações genéticas e fenotípicas entre características e a acurácia seletiva (DUDA, 2003; CRUZ, 2005). O estudo e a identificação de parâmetros genéticos são de suma importância, pois por meio destes podemos conhecer a variabilidade genética, o grau de expressão de um caráter de uma geração para outra e a possibilidade de ganhos por meio da seleção direta ou indireta (ROCHA et al., 2003).

O coeficiente de variação genética (CVg) é um parâmetro genético importante para avaliação da viabilidade de seleção e predição dos ganhos a serem obtidos. A presença de variabilidade genética pode ser confirmada e quantificada pelo coeficiente de variação genética, que expressa a magnitude da variação genética em relação à média do caráter (RESENDE, 1991).

#### **2.5.5 Média**

Os caracteres são atributos utilizados para determinar e identificar, ou seja, definir uma população qualquer ou simplesmente um indivíduo, e os fenótipos são suas particularidades, que no caso de caracteres quantitativos denomina-se valor fenotípico. Apesar de o interesse, para fins de melhoramento, ser o de conhecer os valores genéticos, avalia-se diretamente apenas o fenótipo manifestado, ou valor fenotípico do indivíduo ou população, conseqüentemente, no estudo de caracteres quantitativos, a média e a variância desses valores tornam-se de grande utilidade (CRUZ, 2005).

A partir da avaliação experimental, a seleção deve basear-se tanto em componentes de médias quanto em componentes de variância. Idealmente, devem ser selecionados materiais genéticos com elevada média e ampla variabilidade genética, que deverá propiciar ganhos genéticos contínuos com a seleção ao longo de várias gerações (RESENDE, 2011). De tal forma, que o objetivo de qualquer programa de melhoramento é alterar (aumentar ou diminuir) a média de uma população para um determinado caráter de interesse (CRUZ, 2003).

Com base nos valores das médias e variâncias, é possível obter estimativas de parâmetros úteis para avaliação da potencialidade de populações para fins de

melhoramento, bem como estabelecer estratégias eficazes de seleção. Os efeitos casuais do ambiente tendem a se cancelar, e por isso podem tanto aumentar quanto diminuir o valor fenotípico, de forma que a média de um conjunto de indivíduos torna-se uma medida mais confiável (CRUZ, 2005).

## **2.6 META-ANÁLISE**

A grande oferta de informações (dados) para avaliação tornou-se um desafio para os melhoristas, já que não existe uma única forma de analisar os dados obtidos durante o processo todo do programa de melhoramento genético e pela dificuldade de contextualização do problema com erros de interpretação ou análise. Diante disso, para analisar e sistematizar as informações uma alternativa viável seria a utilização da técnica de meta-análise (KOOTIS et al., 1994; GIANNOTTI et al., 2005).

O termo meta-análise foi introduzido por Glass (1976) e foi utilizado pela primeira vez em pesquisa educacional, posteriormente, teve um grande avanço na área de medicina e o seu emprego tem se estendido a várias áreas científicas (LOVATTO et al., 2007). Glass (1976) definiu a meta-análise como “a análise das análises” ou “a análise estatística de uma grande coleção de resultados de estudos individuais, com o propósito de completar as descobertas”.

A meta-análise pode ser considerada um método ou mesmo um paradigma, a partir do qual o pesquisador adota um novo enfoque ao reunir resultados e conclusões alheias. Ela se distingue da usual revisão bibliográfica, comum na atividade científica, porque nela as técnicas quantitativas assumem lugar de destaque (LUIZ, 2002). É uma metodologia estatística que pode ser focada na análise dos dados da revisão sistemática, com o objetivo de resumir os resultados de todos os estudos numa única medida, melhorando a confiança nos resultados (EGGER, 1997; LUIZ, 2002; SILVA, 2003; PISSINI, 2006).

De forma análoga à utilização da meta-análise em revisões sistemática, a meta-análise pode ser aplicada na análise conjunta de dados experimentais possibilitando uma melhor precisão na avaliação dos efeitos dos tratamentos e constituindo uma ferramenta para unir resultados isolados, buscando novas relações ainda não evidenciadas (ELOY, 2017). Assim, pode ser definida como um procedimento estatístico que consiste de uma revisão quantitativa e resumida de resultados de estudos distintos, mas relacionados, sendo considerada uma opção

bem mais segura do que simplesmente a obtenção de uma média dos resultados publicados (GIANNOTTI et al., 2005).

Quando são realizadas análises estatísticas, os testes usados, em alguns casos, não são adequados por serem dependentes do tamanho da amostra. A meta-análise permite ampliar o enfoque, a direção e a magnitude dos efeitos entre os estudos (ELOY, 2017). Como em programas de melhoramento genético há vários fatores que podem influenciar os resultados obtidos, existe a necessidade de combinar informações provenientes de dados coletados sob diferentes condições, para produzir conclusões mais fortes que aquelas disponíveis em cada fonte de informação. Essa combinação deve ser realizada de forma apropriada, para que os resultados sejam obtidos, a partir da base de dados, de forma coerente e confiável.

A meta-análise possibilita uma estimativa imparcial do efeito do tratamento que, individualmente não permite estabelecer conclusões por falta de potência analítica (baixo n), permite o aumento da precisão, aumentando as chances de evidenciar diferenças entre tratamentos (LOVATTO et al., 2007).

Dentro da meta-análise, é necessário realizar um estudo da qualidade metodológica, tanto dos dados experimentais quanto da condução dos trabalhos obtidas pela revisão sistemáticas, que pode contribuir para evitar vieses e, desta forma, verificar se a metodologia e a execução do estudo foram adequadas. Uma maneira para verificar a qualidade dos dados, para fins de utilização metodológica, é através do gráfico Box-Plot.

O Box-Plot é um gráfico que tem por objetivo apresentar várias informações sobre o comportamento de um conjunto de dados, tais como: posição, dispersão, simetria e dados discrepantes (Outliers). Neste tipo de gráfico, considera-se um retângulo, em que a mediana é representada pela parte central do retângulo, e os quartis inferior e superior, pelas linhas inferior e superior que delimitam o retângulo, respectivamente (BUSSAB; MORETTIN, 2003). As observações que estiverem fora desses limites (superior ou inferior), são dadas como discrepantes do conjunto de dados e devem ser excluídos das análises. Os valores compreendidos entre esses dois limites são os valores que representam o conjunto de dados avaliados, os quais são utilizados para as análises.

Em meta-análise são usados essencialmente dois tipos de modelos de regressão para estimar a medida de efeito resumo, o modelo de efeitos fixos e o

modelo de efeitos aleatórios. Um efeito é considerado fixo quando as conclusões a seu respeito forem válidas somente para ele próprio. Neste caso, o objeto (tratamento, local, dose, etc.) estudado não constitui uma amostra, mas sim o próprio material de interesse (CRUZ, 2005). No modelo de efeitos fixos assume-se que os estudos são homogêneos, isto é, a variabilidade observada entre os resultados dos estudos que compõem a meta-análise é devida apenas à variabilidade amostral interna de cada um dos estudos (WHITEHEAD, 2002). Esse tipo de modelo é adequado quando acreditamos que o efeito de tratamento é idêntico entre os estudos, quando o objetivo for estimar um efeito de tratamento para uma população específica e não extrapolar para outras populações (ELOY, 2017).

Um efeito é considerado aleatório quando o material avaliado constitui-se numa amostra de uma população, de forma que as informações obtidas têm apenas o interesse de caracterizar a população de trabalho (CRUZ, 2012). Os modelos de efeitos aleatórios assumem que os estudos não são homogêneos, havendo alguma variação entre os estudos devida a diferenças entre as respectivas populações e protocolos empregados (MARTINEZ, 2007). Neste caso, é possível extrapolar para outras populações, o que torna a análise mais abrangente (ELOY, 2017).

Para escolha do melhor modelo a ser adotado deve-se levar em consideração se não há nem diversidade e nem heterogeneidade importantes. Quando há diversidade e heterogeneidade, é utilizado o modelo de efeitos aleatórios, que distribui o peso mais uniformemente, valorizando a contribuição dos estudos pequenos (LAU et al., 1997).

O pressuposto de homogeneidade entre os estudos é geralmente testado pelo teste  $Q$  de Cochran. É importante avaliar a heterogeneidade na meta-análise para designar qual o tratamento estatístico é mais adequado a ser utilizado, para presença ou ausência de heterogeneidade utiliza-se um tratamento estatístico diferente. Conclusões inválidas podem existir caso haja heterogeneidade e esta ser ignorada, já no caso contrário os resultados podem ser inconclusivos.

Em trabalhos com meta-análises que envolvem um número pequeno de estudos, o poder do teste  $Q$  pode ser baixo. Devido ao número reduzido de estudos, o teste de Cochran pode não conseguir detectar a heterogeneidade (o p-valor será enganosamente grande), mesmo que se tenha uma grande variação entre as medidas de efeito entre os estudos. Entretanto, ao envolver um número grande de

estudos, o teste de Cochran pode evidenciar uma heterogeneidade entre os estudos “estatisticamente significativa” e o poder do teste será alto, contudo isso pode não ser importante para a conclusão do estudo.

Estas desvantagens do teste de Cochran foram verificadas por Higgins e Thompson (2002). Esses autores propuseram a estatística  $I^2$ , para correções das desvantagens do teste Cochran, que quantifica a proporção da variação total devida à heterogeneidade e quando negativa é igualada a zero. As principais vantagens da estatística  $I^2$  em relação ao teste  $Q$  de Cochran, são: a facilidade de interpretação; a não dependência do número de graus de liberdade; e descreve a magnitude da heterogeneidade na meta-análise, enquanto o teste  $Q$  aborda apenas a significância estatística da hipótese de homogeneidade.

Os resultados de uma meta-análise são expressos por meio de análise descritiva (gráficos e tabelas) que permitem apresentar globalmente o conjunto dos resultados encontrados, permitindo a observação de padrões, semelhanças e diferenças entre os estudos analisados. É útil resumir numa tabela os resultados de cada estudo incluído (MONTEIRO, 2010).

No melhoramento vegetal pode-se realizar três modalidades de análises utilizando a meta-análise. A primeira é uma análise descritiva da estimativa do parâmetro avaliado. A segunda visa realizar uma análise da estimativa combinada temporal, levando em consideração a experimentação durante o período de tempo avaliado em ensaios. A terceira modalidade da meta-análise é a análise combinada ponderada para cada experimento, considerando a precisão de cada estimativa, tendo em vista a particularidade de experimentação.

A meta-análise se desenvolveu inicialmente nas ciências sociais, na educação, na medicina e, mais tarde, na agricultura. Devido à explosão de dados disponíveis globalmente, a técnica de meta-análise se popularizou e o número de publicações científicas aumentou exponencialmente, demonstrando que é uma técnica muito útil e importante nas diversas áreas empregadas. Em nível internacional (indexadas PubMed) houve uma evolução exponencial das publicações, passando de duas em 1966 para 17.402 em 2017. Entretanto, no cenário nacional (indexadas Scielo) essa tendência se repetiu de forma mais tímida, uma vez que o primeiro artigo sobre meta-análise foi publicado em 1994 e em 2017 havia apenas 517 publicações.

No espaço agrícola, o número de trabalhos publicados sobre meta-análise tem aumentado nos últimos anos. Em programas de melhoramento genético animal, vários trabalhos relacionados à meta-análise foram realizados (LOVATTO; SAUVANT, 2002; MARTIN; SAUVANT, 2002; OFFNER et al., 2003; EUGÈNE et al., 2004; GIANNOTTI et al., 2005; HAUPTLI et al., 2007; BERGMANN et al., 2009; DUFFIELD et al., 2012; LEAN et al., 2014; ELOY, 2017), comprovando a importância dessa técnica para auxiliar os programas e evidenciando que, com a aplicação da meta-análise, pode-se evitar gastos desnecessários e aumentar a eficiência dos programas.

Para o melhoramento vegetal, ainda não há uma popularização da meta-análise. Sendo observada uma grande lacuna que precisa ser suprida nessa área, visto que foram encontrados apenas dois trabalhos (CUSTÓDIO et al., 2012; CARVALHO et al., 2012) relacionados com a meta-análise pertinentes ao melhoramento vegetal e específicos para a cultura do café. Não há relato na literatura sobre a utilização da meta-análise para outras culturas no melhoramento vegetal, mesmo que de grande importância econômica, como no caso arroz.

### **3 MATERIAL E MÉTODOS**

#### **3.1 MANEJO EXPERIMENTAL E TRATAMENTOS UTILIZADOS**

Os dados utilizados nesse estudo foram referentes aos Ensaio Comparativos Preliminares (ECP's) e Ensaio Comparativos Avançados (ECA's ou VCU's) realizados pela EPAMIG no programa de melhoramento de arroz irrigado de Minas Gerais. Os ECP's foram provenientes dos experimentos conduzidos no campo experimental de Leopoldina (CELP) no município de Leopoldina (latitude 21° 31' 48.01" S, longitude 42° 38' 24.00" W e altitude 257.29 m) e no campo experimental de Lambari (CELB) no município de Lambari (latitude 21° 58' 11.24" S, longitude 45° 20' 59.60" W e altitude 887.55 m) e os ECA's provenientes de três locais distintos do estado: Leopoldina, Lambari e Nova Porteirinha – campo experimental do Gorotuba (CEGR) (latitude 15° 48' 0.77" S, longitude 43° 17' 59.09" W e altitude 533.77 m) (Figura 1). Apenas no ECA do ano agrícola 2016/17 não foi avaliado em Lambari, devido ao intenso ataque de pássaros e capivaras, que resultou no descarte do ensaio. A partir do ano agrícola de 2014/15 os ECP's foram conduzidos apenas no

município de Leopoldina, devido à falta de sementes para execução do ensaio em dois locais.



**Figura 1:** Disposição dos municípios integrantes da rede de ensaios do programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais, Brasil. Fonte: United States Department of State Geographer, 2018 (Google Maps/Google Earth).

Ao todo foram avaliadas 378 linhagens e cultivares (Tabela 1) no período de 2004/2005 a 2017/18, com exceção dos dados do ECA da safra 2011/12 e ECP da safra 2012/13, onde os experimentos foram dados como perdidos e foram desconsiderado para análise devido à ocorrência de forte ataque de pássaros e capivaras, o que inviabilizou a seleção em todos os locais. Nos ECP's, em cada ano agrícola os ensaios foram conduzidos com 36 genótipos, salvo os anos agrícolas de 2013/14 e 2017/18, em que foram avaliadas 30 entradas. Nos ECA's, em todos os anos agrícolas os ensaios foram conduzidos com 25 genótipos.

**Tabela 1:** Identificação das linhagens e cultivares de *Oryza sativa* L. avaliadas nos ECP's e ECA's de 2004/2005 a 2017/18 no programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais.

BIGUÁ	CNA 7809*	FORMOSO	MGI 0713-17*
BR IRGA 409*	CNA 7857 (RIO GRANDE)*	IAC 1289*	MGI 0714-10
BRA 01330*	CNA 7940*	IAC1289*	MGI 0714-12
BRA 01381*	CNA 7941*	IAPAR 58*	MGI 0714-15
BRA 01383*	CNA 7967*	INCA*	MGI 0714-17*
BRA 02655*	CNA 7971*	IRGA 97-05*	MGI 0714-19*
BRA 02691 (ALTEROSA)*	CNA 8003*	IRGA 97-10*	MGI 0714-26
BRA 02697 (RUBELITA) *	CNA 8033*	IRGA 97-11*	MGI 0714-27*
BRA 02704*	CNA 8041*	IRGA 97-28*	MGI 0714-4
BRA 02706*	CNA 8242*	JABURU	MGI 0715-10
BRA 02708*	CNA 8244*	JAVAE*	MGI 0715-18
BRA 02718*	CNA 8245*	Linha 10 -7	MGI 0716-23
BRA 031001*	CNA 8262*	Linha 10-18	MGI 0717-18*
BRA 031002	CNA 8263*	Linha 10-20	MGI 0717-3
BRA 031004	CNA 8277*	Linha 10-6	MGI 0801-2
BRA 031005	CNA 8294*	Linha 10-7	MGI 0802-19
BRA 031006*	CNA 8369*	Linha 11-16	MGI 0802-9
BRA 031007	CNA 8450*	Linha 1-12	MGI 0805-1
BRA 031009	CNA 8454*	Linha 1-14	MGI 0805-15
BRA 031010	CNA 8479 (SELETA)*	Linha 12-1	MGI 0805-4
BRA 031013	CNA 8485*	Linha 12-11	MGI 0806-17
BRA 031014	CNA 8496*	Linha 12-20	MGI 0808-16
BRA 031017	CNA 8573*	Linha 12-27	MGI 0808-18
BRA 031018*	CNA 8575 (PREDILETA)*	Linha 1-23	MGI 0808-8
BRA 031019	CNA 8616*	Linha 1-26	MGI 0812-1
BRA 031021	CNA 8618*	Linha 12-8	MGI 0812-10
BRA 031024	CNA 8619*	Linha 1-29	MGI 0812-13
BRA 031028	CNA 8621*	Linha 13-13	MGI 0812-15
BRA 031029	CNA 8622*	Linha 13-17	MGI 0812-16
BRA 031030	CNA 8624*	Linha 13-29	MGI 0814-5
BRA 031032	CNA 8625*	Linha 14-10	MGI 0901-13
BRA 031033	CNA 8626*	Linha 14-12	MGI 0901-4
BRA 031040	CNA 8722*	Linha 14-15	MGI 0901-5*
BRA 031041	CNA 8728*	Linha 14-17	MGI 0902-4
BRA 031042	CNA 8730*	Linha 14-19	MGI 0902-5
BRA 031043	CNA 8731*	Linha 14-26	MGI 0902-7*
BRA 031044	CNA 8732*	Linha 14-27	MGI 0902-8*
BRA 031104	CNA 8760*	Linha 14-28	MGI 0903-16
BRA 031107	CNA 8857*	Linha 14-4	MGI 0904-15*
BRA 031112	CNA 8859*	Linha 14-5	MGI 0905-4
BRA 031117	CNA 8868*	Linha 14-7	MGI 0908-6*
BRA 031127	CNA 8872*	Linha 1-5	MGI 0909-11
BRA 031141	CNA 8874*	Linha 15-10	MGI 0909-15*
BRA 031151	CNA 8875*	Linha 15-12	MGI 0909-16
BRA 041005	CNA 8879*	Linha 15-15	MGI 0909-19
BRA 041015	CNA 8881*	Linha 15-18	MGI 0909-3
BRA 041028	CNA 8883*	Linha 15-22	MGI 0909-9
BRA 041063	CNA 8885*	Linha 15-23	MGI 0910-16
BRA 041099*	CNA 8919*	Linha 15-6	MGI 0920-1
BRA 041111	CNA 9055*	Linha 15-7	MGI 0920-13
BRA 041120	CNA 9056*	Linha 15-8	MGI 0920-14*

BRA 041140	CNA 9088*	Linha 16-16	MGI 0920-15*
BRA 041145	CNA 9091*	Linha 16-20	MGI 0920-16
BRA 041147	CNA 9092*	Linha 16-23	MGI 0920-19
BRA 041148	CNA 9097*	Linha 16-28	MGI 1002-20*
BRA 041152	CNAx 16159-B-3-B-B-B-1	Linha 17-1*	MGI 1006-7
BRA 041153	CNAx 16159-B-3-B-B-B-10	Linha 17-18	MGI 1009-4*
BRA 041171	CNAx 16159-B-3-B-B-B-11	Linha 17-2	MGI 1010-3
BRA 041176	CNAx 16159-B-3-B-B-B-13	Linha 17-25*	MGI 1016-15
BRA 041178	CNAx 16159-B-3-B-B-B-14	Linha 17-3	MGI 1016-18*
BRA 041182	CNAx 16159-B-3-B-B-B-15	Linha 17-7	MGI 1017-1
BRA 041183	CNAx 16159-B-3-B-B-B-17	Linha 1-8	MGI 1017-15
BRA 041186	CNAx 16159-B-3-B-B-B-18	Linha 2-19	MGI 1017-19
BRA 041194	CNAx 16159-B-3-B-B-B-19	Linha 3-10	MGI 1017-6
BRA 041199	CNAx 16159-B-3-B-B-B-22	Linha 3-2*	MGI 1018-1
BRA 041217	CNAx 16159-B-3-B-B-B-3	Linha 4-23	MGI 1509-16
BRA 041223	CNAx 16159-B-3-B-B-B-5	Linha 5-26	MGI 1512-11
BRA 041230*	CNAx 16159-B-3-B-B-B-6	Linha 6-11	MGI 1512-18*
BRA 041235	CNAx 16548-B-8-B-B-2	Linha 6-24	MGI 1512-4
BRA 041236*	CNAx 16556-B-2-B-B-2	Linha 6-8	MGI 1513-17*
BRA 041241*	CNAx 16556-B-2-B-B-3*	Linha 6-9	MGI 1514-20
BRA 041242	CNAx 16559-B-10-B-B-5*	Linha 7-1	MGI 1515-10
BRA 041249	CNAx 16562-B-2-B-B-2	Linha 7-9	MGI 1515-16
BRA 041253*	CNAx 16562-B-2-B-B-4	Linha 8-13*	MGI 1525-10
BRA 041255	CNAx 16564-B-7-B-B-3	Linha 8-16	MGI 1525-13
BRA 041277	CNAx 16572-B-2-B-B-1	Linha 8-22*	MGI 1526-19
BRA 051077	CNAx 16572-B-2-B-B-2	Linha 8-23*	MGI 1527-2
BR-MS 2*	CNAx 17361-B-5-B-B-2	Linha 8-26	MGI 1527--2
BRSMG SELETA*	CNAx 17361-B-5-B-B-8	Linha 8-28	MGI 1527-6
5006//H-5/CEYSCONI (CAPIVARÍ)*	CNAx 17361-B-5-B-B-9*	Linha 9-22	MGI 9008-6*
CNA 8305 (CARISMA)* Nanção/Cica 8//MG 1 (URUCUIA)*	CNAx 17384-B-17-B-B-16	Linha 9-5	PR 306*
CNA 1289*	CNAx 17384-B-17-B-B-6	Linha 9-8	PR 349*
CNA 5714 (SAPUCAÍ)*	CNAx 17384-B-18-B-B-3	METICA 1*	PR 380*
CNA 5751*	CNAx 17384-B-9-B-B-3	MG 447*	PR 498*
CNA 6343*	CNAx 17384-B-9-B-B-4	MGI 0503-2*	PR 501*
CNA 6727*	CNAx 17384-B-9-B-B-6	MGI 0508-23*	PR 631*
CNA 6771*	CNAx 17384-B-9-B-B-7*	MGI 0517-25*	PR 67*
CNA 6804*	CNAx 17395-B-6-B-B-14	MGI 0607-1*	RIO FORMOSO*
CNA 6808 (JEQUITIBÁ)*	CNAx 17395-B-6-B-B-15	MGI 0608-13*	SC 138*
CNA 7151*	CNAx 17395-B-6-B-B-9	MGI 0608-22*	SC 141*
CNA 7204*	EMBRAPA 7*	MGI 0710-18	SC 158*
CNA 7550*	EPAGRI 109*	MGI 0712-1*	SC 2*
CNA 7553*	EPAGRI 97-01*	MGI 0712-11*	TAIM*
CNA 7556 (OUROMINAS)*	EPAGRI 97-05*	MGI 0712-20	
	EPAGRI 97-06*	MGI 0713-13	

\*Genótipos avaliados nos Ensaio Comparativos Avançados (ECA's).

Nos ECP's o delineamento estatístico utilizado foi o de látice triplo com três repetições. As parcelas foram constituídas de quatro fileiras de plantas de 5m de comprimento, espaçadas de 0,3m entre si, ocupando uma área total de parcela de 6m<sup>2</sup> (5m x 1,2m totalizando 6m<sup>2</sup>). Como área útil da parcela colheram-se os quatro

metros centrais das duas fileiras internas, totalizando-se 2,4m<sup>2</sup> (4m x 0,6m totalizando 2,4m<sup>2</sup>) (Tabela 2).

Nos ECA's foi utilizado o delineamento estatístico de blocos ao acaso com três repetições. As parcelas experimentais nos anos 2004 a 2007 foram compostas por seis fileiras de plantas, e considerou-se os 4m centrais das cinco fileiras internas, totalizando uma área útil de 4,8m<sup>2</sup>. Já nos anos 2008 a 2017 foram constituídas por cinco fileiras de plantas com 5m de comprimento, espaçadas de 30cm (5m x 1,5m totalizando 7,50m<sup>2</sup>). A área útil considerada foram os 4m centrais das três fileiras internas (4m x 0,9m = 3,60m<sup>2</sup>) (Tabela 3).

**Tabela 2:** Informação do delineamento dos Ensaio Comparativos Preliminares, conduzidos no período de 2004/05 a 2017/18, em Minas Gerais.

Anos Agrícolas	Nº de Repetições	Nº de genótipos	Tamanho da parcela (m)	Área total da parcela (m <sup>2</sup> )	Área útil da parcela (m <sup>2</sup> )
2017/18	3	30	5 x 1,2	6	2,4
2016/17	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2015/16	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2014/15	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2013/14	3	30	5 x 1,2	6	2,4
2011/12	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2010/11	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2009/10	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2008/09	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2007/08	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2006/07	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2005/06	3	36	5 x 1,2	6	2,4
2004/05	3	36	5 x 1,2	6	2,4

**Tabela 3:** Informação do delineamento dos Ensaio Comparativos Avançados, conduzidos no período de 2004/05 a 2017/18, em Minas Gerais.

Anos Agrícolas	Nº de Repetições	Nº de Genótipos	Tamanho da parcela (m)	Área total da parcela (m <sup>2</sup> )	Área útil da parcela (m <sup>2</sup> )
2017/18	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2016/17	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2015/16	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2014/15	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2013/14	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2012/13	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2010/11	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2009/10	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2008/09	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2007/08	3	25	5 x 1,5	7,5	3,6
2006/07	3	25	5 x 1,5	9	4,8
2005/06	3	25	5 x 1,8	9	4,8
2004/05	3	25	5 x 1,8	9	4,8

No Campo Experimental de Leopoldina (CELP) as mudas foram obtidas em viveiros e posteriormente transplantadas em espaçamento de 0,3m entre linhas e 0,20m dentro da linha. Nas demais localidades, o semeio foi feito a lanço na linha de plantio com densidade de semeadura de 300 sementes.m<sup>-2</sup>. Os ensaios foram conduzidos em solos de várzeas com irrigação por inundação contínua. O início da irrigação se deu em torno de 10 a 15 dias após a emergência das plântulas, quando as mudas se firmaram no solo. O fim da irrigação sucedeu em torno de 10 dias antes da maturação da linhagem mais tardia presente no ensaio. A lâmina de irrigação foi sendo gradativamente aumentada conforme o desenvolvimento das plantas.

Os demais tratos culturais foram realizados de acordo com o recomendado para a cultura para as regiões (SOARES et al., 2005). Para este trabalho utilizou-se os dados de produtividade de grãos (Kg/ha), dias para floração (dias) e altura de plantas (cm), conforme metodologias de avaliação destas características presente no manual de métodos de pesquisa em arroz da EMBRAPA (1977).

A produtividade de grãos foi obtida a partir da colheita de toda a parcela útil em g/parcela e convertida em kg.ha<sup>-1</sup> pelo fator de correção de cada ensaio. Para altura de plantas avaliou-se ao acaso 10 plantas em cada parcela, do solo até a extremidade da panícula, na época da colheita. A característica dias para floração refere-se ao número de dias desde a semeadura até que 50% das plantas em cada parcela tenham florescido.

### 3.2 DINÂMISMO DE PROGRAMA DE MELHORAMENTO

Para quantificar o dinamismo do programa de melhoramento genético de arroz irrigado foram analisadas as taxas, em percentagem e em números, dos genótipos incluídos (*I*), excluídos (*E*), mantidos (*M*) e renovados (*R*) de um ano para outro. Para isso, considerando os anos 1 e 2, têm-se:

$$M = n_{12}$$

M: número de genótipos mantidos de um ano para o outro.

$$E = n_{11} - n_{21}$$

E: número de genótipos excluídos no ano anterior.

$$I = n_{22} - n_{21}$$

I: número de genótipos incluídos no ano subsequente.

Para estimar a porcentagem:

$${}_{\%}\hat{M} = \frac{100M}{M + E + I}$$

e

$${}_{\%}\hat{E} = \frac{100E}{M + E + I}$$

e

$${}_{\%}\hat{I} = \frac{100I}{M + E + I}$$

A porcentagem de renovação ( $\%R$ ), expressa a taxa de genótipos novos entre aqueles que estão sendo testados em um determinado ano, é dada por:

$$\%R = \frac{100I}{M + I}$$

Além disso, também foram avaliadas as médias de produtividade de grãos dos genótipos incluídos ( $I$ ), excluídos ( $E$ ), mantidos ( $M$ ) e renovados ( $R$ ) de um ano para outro, referentes aos Ensaios Comparativos Avançados (ECA's).

### 3.3 ANÁLISES ESTATÍSTICAS

Os dados foram submetidos a análises de variância (ANOVA) individuais, com auxílio do software GENES (CRUZ, 2016). As análises individuais são correspondentes às análises de cada ensaio por localidade para cada ano (experimento). Com as ANOVA's, obtiveram-se os estimadores dos parâmetros baseados nas características estudadas: médias das características, variância fenotípica ( $VF$ ), variância genotípica ( $VG$ ), variância ambiental ( $VM$ ), herdabilidade ( $h^2$ ), coeficiente de variação ( $CV$ ) e coeficiente de variação genético ( $CVg$ ).

#### Componentes de variância

A variância fenotípica ( $VF$ ) é obtida pela fórmula:

$$VF = VG + VM$$

Sendo:

$VG$ : a variância genotípica;

$VM$ : a variância atribuída aos desvios proporcionados pelo ambiente.

A variância genotípica ( $VG$ ) pode ser expressa pela fórmula:

$$VG = \hat{\sigma}_g^2 = \frac{QMT - QMR}{r}$$

Onde:

$QMT$ : é o quadrado médio do tratamento;

$QMR$ : é o quadrado médio do resíduo;

$r$ : é o número de repetições do ensaio.

A variância ambiental ( $VM$ ), em nível de médias de parcelas, é obtida por meio de:

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{QMR}{r}$$

Em que:

$QMR$ : o quadrado médio do resíduo;

$r$ : o número de repetições do ensaio.

### **Herdabilidade**

A herdabilidade, representada pelo símbolo  $h^2$ , é estimada por meio de:

$$h^2 = \frac{VG}{VF} = \frac{VG}{VG + VM}$$

Sendo:

$VF$ : a variância fenotípica;

$VG$ : a variância genotípica;

$VM$ : a variância atribuída aos desvios proporcionados pelo ambiente.

### **Coefficiente de variação**

O coeficiente de variação ( $CV$ ) é medido através da fórmula:

$$CV(\%) = 100 \cdot \left( \frac{\sqrt{QMR}}{\bar{X}} \right)$$

Onde:

$QMR$ : é o quadrado médio do resíduo;

$\bar{X}$ : é a média das características.

### **Coeficiente de variação genético**

O coeficiente de variação genético ( $CVg$ ):

$$CVg(\%) = 100 \cdot \left( \frac{\sqrt{\hat{\sigma}_g^2}}{\bar{X}} \right)$$

Em que:

$\hat{\sigma}_g^2$ : é a variância genética;

$\bar{X}$ : é a média das características.

### **Média**

A média das características é dada por:

$$\bar{X} = \frac{\sum_i X_i}{N}$$

Sendo:

$X_i$ : Valor fenotípico apresentado pelo  $i$ -ésimo indivíduo;

$N$ : Número de indivíduos avaliados.

## **3.4 META-ANÁLISE**

Para aplicar a metodologia da meta-análise utilizou-se o procedimento de meta-análise do software GENES (CRUZ, 2016). Foram utilizados os dados das estimativas das médias das características, variância fenotípica ( $VF$ ), variância genotípica ( $VG$ ), variância ambiental ( $VM$ ), herdabilidade ( $h^2$ ), coeficiente de variação ( $CV$ ) e coeficiente de variação genético ( $CVg$ ) para as características: produtividade de grãos, altura de plantas e dias para floração.

Preliminarmente, realizou-se a análise exploratória do conjunto de estimativas dos parâmetros, com o objetivo de verificar a presença de “outliers”, por meio do gráfico de “Box-Plot”. Para todos os parâmetros das três características avaliadas foi construído gráfico Box-plot. Os outliers são considerados como dados discrepantes do estudo e acarretam um maior erro nos resíduos, conseqüentemente, aumentam o desvio-padrão do intercepto ( $\beta_0$ ). Por esse motivo os outliers foram removidos das análises.

### 3.4.1 Análise temporal

Na meta-análise temporal objetivou-se estudar qual modelo de regressão é o mais adequado para avaliar os parâmetros estudados durante os anos de avaliação do programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais.

Para realização da meta-análise temporal é necessário que os experimentos sejam ordenados em estudos. Para isso, os ECP's foram considerados como estudo número 1 e os ECA's como estudo número 2 (Tabela 4). Um ensaio (ECP ou ECA) por localidade em cada ano foi considerado como experimento. No total foram avaliados 60 experimentos.

**Tabela 4:** Identificação dos Ensaio Comparativos Preliminares (ECP's) e Ensaio Comparativos Avançados (ECA's) classificados como estudo 1 e 2, respectivamente, de acordo com o ano de condução dos experimentos.

EXPERIMENTO	ESTUDO	EXPERIMENTO	ESTUDO	EXPERIMENTO	ESTUDO
ECP CELP 2004	1	ECP CELP 2016	1	ECA CELP 2010	2
ECP CELB 2004	1	ECP CELP 2017	1	ECA CELB 2010	2
ECP CELP 2005	1	ECA CELP 2004	2	ECA CEGR 2010	2
ECP CELB 2005	1	ECA CELB 2004	2	ECA CELP 2012	2
ECP CELP 2006	1	ECA CEGR 2004	2	ECA CELB 2012	2
ECP CELB 2006	1	ECA CELP 2005	2	ECA CEGR 2012	2
ECP CELP 2007	1	ECA CELB 2005	2	ECA CELP 2013	2
ECP CELB 2007	1	ECA CEGR 2005	2	ECA CELB 2013	2
ECP CELP 2008	1	ECA CELP 2006	2	ECA CEGR 2013	2
ECP CELB 2008	1	ECA CELB 2006	2	ECA CELP 2014	2
ECP CELP 2009	1	ECA CEGR 2006	2	ECA CELB 2014	2
ECP CELB 2009	1	ECA CELP 2007	2	ECA CEGR 2014	2
ECP CELP 2010	1	ECA CELB 2007	2	ECA CELP 2015	2
ECP CELB 2010	1	ECA CEGR 2007	2	ECA CELB 2015	2
ECP CELP 2011	1	ECA CELP 2008	2	ECA CEGR 2015	2
ECP CELB 2011	1	ECA CELB 2008	2	ECA CELP 2016	2
ECP CELP 2013	1	ECA CEGR 2008	2	ECA CEGR 2016	2
ECP CELB 2013	1	ECA CELP 2009	2	ECA CELP 2017	2
ECP CELP 2014	1	ECA CELB 2009	2	ECA CELB 2017	2
ECP CELP 2015	1	ECA CEGR 2009	2	ECA CEGR 2017	2

CELP: Campo experimental de Leopoldina; CELB: Campo experimental de Lambari; CEGR: Campo experimental do Grotuba.

Após a ordenação dos dados foi realizada a codificação da coluna ANO, onde a coluna referente à variável ANO foi centrada na média, ou seja, de forma que a média da coluna ANO seja igual à zero. Para isso adotou o seguinte modelo:

$$Y_i = X_i - \bar{X}$$

Onde,

$Y_i$  = valor codificado do ano  $i$ ,

$X_i$  = ano  $i$ ,

$\bar{X}$  = média dos anos.

Posteriormente, os dados foram submetidos à meta-análise temporal. Os modelos de regressão utilizados para meta-análise temporal são descritos a seguir:

### **Modelo de regressão simples**

O modelo de regressão simples não leva em consideração o efeito de estudo entre o ECP e ECA. Esse modelo foi utilizado para observação dos efeitos causados pelos dados terem sido oriundos de experimentos diferentes, em comparação aos demais modelos que levam em consideração esse efeito. O modelo de regressão simples é dado por:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i$$

Em que,

$i = 1, \dots, n$ , sendo  $n$  o número de experimentos avaliados,

$\beta_0$  = intercepto global (média das estimativas do parâmetro) de todos os estudos,

$\beta_1$  = coeficiente global regressivo de  $Y$  em  $X$  em todos os estudos (inclinação referente a variável ano),

$X_i$  = o valor da variável contínua  $X$  no estudo  $i$ ,

$e_i$  = erro residual.

### Modelo de efeito fixo com inclusão do fator efeito de estudo

$$Y_{ij} = \beta_0 + S_i + \beta_1 X_{ij} + \beta_i X_{ij} + e_i$$

Sendo,

$i = 1, \dots, n$ , sendo  $n$  o número de estudos,

$\beta_0$  = intercepto global (média das estimativas do parâmetro) de todos os estudos,

$S_i$  = o efeito fixo do estudo  $i$  [ $i = 1$  (ECP) e  $2$  (ECA)].

$\beta_1$  = coeficiente global regressivo de  $Y$  em  $X$  em todos os estudos (inclinação refere-se a variável ano),

$X_{ij}$  = o valor de  $j$  da variável contínua  $X$  no estudo  $i$ ,

$B_i$  = efeito fixo do estudo  $i$  sobre o coeficiente de regressão de  $Y$  em  $X$  no estudo  $i$ .

$e_i$  = erro residual.

### Modelo de efeito aleatório com inclusão do fator efeito de estudo

$$Y_{ij} = B_0 + B_1 X_{ij} + s_i^* + b_i^* X_{ij} + e_i$$

Onde,

$i = 1, \dots, n$ , sendo  $n$  o número de estudos avaliados,

$j = 1, \dots, n_i$ , sendo  $n_i$  o número de experimentos avaliados,

$B_0 + B_1 X_{ij}$  = o efeito fixo do modelo,

$s_i^* + b_i^* X_{ij} + e_i$  = o efeito aleatório do modelo.

#### 3.4.2 ANÁLISE DAS ESTIMATIVAS COMBINADAS PONDERADAS

Para obtenção das estimativas combinadas ponderadas de cada parâmetro avaliado realizou, preliminarmente, a verificação das pressuposições de independência, normalidade e homogeneidade requeridas para uma meta-análise.

Para a análise das estimativas combinadas foi tomada a variância descrita por Falconer; Mackay (1996) como peso para a herdabilidade:

$$\hat{V}(\hat{h}_i^2) = \frac{32h_i^2}{N}$$

onde:

$h_i^2$ : é o valor estimado da  $i$ -ésima herdabilidade para determinado caráter.

$N$ : é o número de indivíduos da população.

Para os componentes de variância [variância fenotípica ( $VF$ ), variância genotípica ( $VG$ ) e variância ambiental ( $VM$ )], o peso foi determinado pelas suas respectivas variâncias, como descrito por Cruz (2012).

A variância da variância fenotípica ( $V(\hat{\sigma}_f^2)$ ) é dada por:

$$V(\hat{\sigma}_f^2) = \frac{1}{r^2} \left[ \frac{2(QMT)^2}{(t-1)+2} \right]$$

Em que:

$\hat{\sigma}_f^2$ : é a variância fenotípica;

$r$ : é o número de repetições;

$t$ : é o número de tratamentos;

$QMT$ : é o quadrado médio do tratamento associado a  $t - 1$  graus de liberdade.

Conforme descrito por Cruz (2012), a variância da variância genotípica  $V(\hat{\sigma}_g^2)$  é dada por:

$$V(\hat{\sigma}_g^2) = \frac{2}{r^2} \left[ \frac{QMT^2}{t+1} + \frac{QMR^2}{(r-1)(t-1)+2} \right]$$

Sendo:

$\hat{\sigma}_g^2$ : a variância genotípica;

$r$ : o número de repetições;

$t$ : o número de tratamentos;

$QMT$ : o quadrado médio do tratamento associado a  $t - 1$  graus de liberdade;

$QMR$ : o quadrado médio do resíduo associado a  $(t - 1)(r - 1)$  graus de liberdade.

E a variância da variância ambiental é dada por:

$$V(\hat{\sigma}_m^2) = \left[ \frac{2(QMR)^2}{(t-1)(r-1)+2} \right]$$

Onde:

$\hat{\sigma}_m^2$ : é a variância ambiental;

$r$ : é o número de repetições;

$t$ : é o número de tratamentos;

$QMR$ : é o quadrado médio do resíduo associado a  $(t - 1)(r - 1)$  graus de liberdade.

Com relação às médias das características, foi adotada a variância das médias como medida de ponderação. Tal variância é obtida pela expressão:

$$V(\bar{X}) = \frac{\hat{\sigma}^2}{t \cdot r} = \frac{QMR}{t \cdot r}$$

Sendo:

$r$ : é o número de repetições;

$t$ : é o número de tratamentos.

$QMR$ : é o quadrado médio do resíduo.

Para o coeficiente de variação (CV) e para o coeficiente de variação genético (CVg), a medida de ponderação foi definida pelo quadrado médio do resíduo (QMR).

### **Modelo de efeito fixo**

O objetivo dessa modalidade de meta-análise consiste em estimar a medida resumo ou a estimativa combinada  $\theta_m$ . Para isso, em uma meta-análise composta por  $k$  experimentos sua medida de efeito para o  $j$ -ésimo estudo é dada por  $\theta_j$ , que sintetiza os resultados dos  $k$  experimentos envolvidos, e o modelo de efeitos fixos é dado por:

$$\hat{\theta}_j = \theta_m + \varepsilon_j.$$

Com  $j = 1, 2, \dots, k$ ;

$\varepsilon_j$ : são os resíduos do modelo, com distribuição normal, média zero e variância  $\sigma_j^2$ .

Uma característica deste modelo é que a variância do resíduo não é constante, como é tradicionalmente assumido nos modelos de regressão.

Considerando  $\varepsilon_j \sim N(0, w_j^{-1})$ , tem-se:

$$\hat{\theta}_j \sim N(\theta_m, w_j^{-1}).$$

Onde:

$w_j$ : é o inverso da variância de  $\hat{\theta}_j$  e é o peso de cada estudo na meta-análise, representado por:

$$w_j = \frac{1}{S_{\hat{\theta}_j}^2}.$$

Sendo:

$S_{\hat{\theta}_j}^2$ : a variância de  $\hat{\theta}_j$ .

A função de verossimilhança  $L(\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_k, \theta_m)$  e o seu logaritmo são dadas por:

$$L(\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_k, \theta_m) = \prod_{j=1}^k \left( \frac{1}{2\pi w_j^{-1}} \right)^{1/2} \exp \left( -\frac{1}{2} \frac{(\hat{\theta}_j - \theta_m)^2}{w_j^{-1}} \right)$$

e

$$\begin{aligned} \ln L(\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_k, \theta_m) &= \sum_{j=1}^k -\frac{1}{2} \ln(2\pi w_j^{-1}) + \sum_{j=1}^k -\frac{1}{2} \frac{(\hat{\theta}_j - \theta_m)^2}{w_j^{-1}} \\ &= -\frac{1}{2} \left( \sum_{j=1}^k \ln(2\pi w_j^{-1}) + \sum_{j=1}^k \frac{(\hat{\theta}_j - \theta_m)^2}{w_j^{-1}} \right). \end{aligned}$$

O estimador de máxima verossimilhança de  $\theta_m$  segue uma distribuição normal  $\hat{\theta}_{MV} \sim N\left(\theta_m, \frac{1}{\sum_{j=1}^k w_j}\right)$  e é dado por:

$$\hat{\theta}_{MV} = \frac{\sum_{j=1}^k w_j \hat{\theta}_j}{\sum_{j=1}^k w_j}.$$

O intervalo de confiança para  $\theta_m$  a  $(1 - \alpha)\%$  é dado por:

$$\left( \hat{\theta}_{MV} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{1}{\sum_{j=1}^k w_j}}, \hat{\theta}_{MV} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{1}{\sum_{j=1}^k w_j}} \right).$$

Onde:

$Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$  indica o quantil de probabilidade  $1 - \frac{\alpha}{2}$  da distribuição normal padrão.

### Modelo de efeito aleatório

O modelo de efeitos aleatórios pode ser escrito na forma:

$$\hat{\theta}_j = \theta_m + \delta_j + \varepsilon_j.$$

Onde

$\delta_j$ : são os efeitos aleatórios

$\varepsilon_j$ : são os resíduos, com  $j = 1, 2, \dots, k$ .

Considerando  $\delta_j \sim N(0, \tau^2)$  e  $\varepsilon_j \sim N(0, w_j^{-1})$ , tem-se:

$$\hat{\theta}_j \sim N(\theta_m, \tau^2 + w_j^{-1}).$$

Em que:

$\delta_j$  e  $\varepsilon_j$  são independentes;

$\tau^2$ : é a variabilidade entre os estudos e quantifica a heterogeneidade na meta-análise.

A função de verossimilhança  $L(\theta_m, \tau^2)$  e o seu logaritmo  $\ln L(\theta_m, \tau^2)$  são dados por:

$$L(\theta_m, \tau^2) = \prod_{j=1}^k [2\pi(\tau^2 + w_j^{-1})]^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \frac{(\hat{\theta}_j - \theta_m)^2}{\tau^2 + w_j^{-1}}\right)$$

e

$$\ln L(\theta_m, \tau^2) = -\frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \ln[2\pi(\tau^2 + w_j^{-1})] - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \frac{(\hat{\theta}_j - \theta_m)^2}{\tau^2 + w_j^{-1}}$$

Ao derivar  $\ln L(\theta_m, \tau^2)$  em relação à  $\theta_m$  tem-se:

$$\frac{\partial \ln L(\theta_m, \tau^2)}{\partial \theta_m} = \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\theta}_j - \theta_m}{\tau^2 + w_j^{-1}}$$

Do qual se obtém o estimador de máxima verossimilhança de  $\theta_m$ , que é dada por:

$$\hat{\theta}_{MV} = \frac{\sum_{j=1}^k \hat{\theta}_j w_j^*}{\sum_{j=1}^k w_j^*}$$

Onde:

$$w_j^* = \frac{1}{\tau^2 + w_j^{-1}}$$

### Heterogeneidade em meta-análise

Na meta-análise ponderada é necessário avaliar a heterogeneidade dos dados, para verificar qual modelo deve ser o adotado para obter a estimativa combinada  $\theta_m$ . O pressuposto de homogeneidade entre os estudos foi testado pelo teste Q de Cochran. O teste Q proposto por Cochran (1954) avalia a heterogeneidade e sob a validade de homogeneidade entre os estudos o teste Q segue uma distribuição qui-quadrado com  $k - 1$  graus de liberdade.

O teste Q é dado por:

$$Q = \sum_{j=1}^k w_j (\hat{\theta}_j - \hat{\theta}_m)^2$$

Para quantificar a proporção da variação total devida à heterogeneidade foi utilizado a estatística  $I^2$  (HIGGINS; THOMPSON, 2002), que é dada por:

$$I^2 = \frac{Q - (k - 1)}{1} \times 100\%$$

Como há poucos trabalhos referente à meta-análise na área de melhoramento vegetal, ainda não foi descrito uma escala ideal para a estatística  $I^2$  nesta área. Para trabalhos na área da medicina, Higgins et al. (2003) sugerem uma escala para estatística  $I^2$ :

Próximo a 0% indica não heterogeneidade;

Próximo a 25% indica baixa heterogeneidade;

Próximo a 50% indica heterogeneidade moderada;

Próximo de 75% indica uma alta heterogeneidade entre os estudos.

Através do método dos momentos, a variabilidade entre os estudos é estimada igualando o valor observado da estatística  $Q$  com a sua esperança,  $E(Q)$ . Como descrito a seguir:

$$\begin{aligned} Q &= \sum_{j=1}^k w_j (\hat{\theta}_j - \theta_m)^2 = \sum_{j=1}^k w_j [(\hat{\theta}_j - \theta_m) - (\hat{\theta}_m - \theta_m)]^2 \\ &= \sum_{j=1}^k w_j [(\hat{\theta}_j - \theta_m)^2 - 2(\hat{\theta}_j - \theta_m)(\hat{\theta}_m - \theta_m) + (\hat{\theta}_m - \theta_m)^2] \\ &= \sum_{j=1}^k w_j (\hat{\theta}_j - \theta_m)^2 - \left( \sum_{j=1}^k w_j \right) (\hat{\theta}_m - \theta_m)^2 \end{aligned}$$

Sendo a esperança de  $Q$  igual a:

$$\begin{aligned} E(Q) &= \sum_{j=1}^k w_j E[(\hat{\theta}_j - \theta_m)^2] - \left( \sum_{j=1}^k w_j \right) E[(\hat{\theta}_m - \theta_m)^2] \\ &= \sum_{j=1}^k w_j Var(\hat{\theta}_j) - \left( \sum_{j=1}^k w_j \right) Var(\hat{\theta}_m) \end{aligned}$$

Atendendo a  $\hat{\theta}_m = \frac{\sum_{j=1}^k w_j \hat{\theta}_j}{\sum_{j=1}^k w_j} \sim N \left( \theta_m, \frac{1}{\sum_{j=1}^k w_j} + \frac{\sum_{j=1}^k w_j^2}{(\sum_{j=1}^k w_j)^2} \tau^2 \right)$ , tem-se:

$$\begin{aligned} E(Q) &= \sum_{j=1}^k w_j (\tau^2 + w_j^{-1}) - \left( \sum_{j=1}^k w_j \right) \left( \frac{1}{\sum_{j=1}^k w_j} + \frac{\sum_{j=1}^k w_j^2}{(\sum_{j=1}^k w_j)^2} \tau^2 \right) \\ &= \tau^2 \sum_{j=1}^k w_j + k - 1 - \frac{\sum_{j=1}^k w_j^2}{\sum_{j=1}^k w_j} \tau^2 \\ &= k - 1 + \left( \sum_{j=1}^k w_j - \frac{\sum_{j=1}^k w_j^2}{\sum_{j=1}^k w_j} \right) \tau^2 \end{aligned}$$

Considerando o método dos momentos,  $E(Q) = Q$ , obtemos o seguinte estimador de  $\tau^2$ ,

$$\hat{\tau}^2 = \frac{Q - (k - 1)}{\sum_{j=1}^k w_j - \frac{\sum_{j=1}^k w_j^2}{\sum_{j=1}^k w_j}}$$

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 DINÂMICA DO PROGRAMA DE MELHORAMENTO DE ARROZ

O processo de indicação de variedades para plantios comerciais é contínuo e dinâmico, ou seja, periodicamente recomendam-se novas cultivares em substituição àquelas menos produtivas e com menor aceitação comercial. Para inferir sobre a dinâmica do programa de melhoramento de arroz em termos de reposição de variedades melhoradas ao longo dos anos são apresentados em números (Tabela 5) e em porcentagem (Tabela 6): o número de genótipos novos em relação ao ano anterior, número de genótipos mantidos para avaliação no ano posterior, número de genótipos excluídos da avaliação no ano posterior e número de genótipos avaliados no ano dos ECP's e ECA's do programa de melhoramento genético de arroz irrigado, no Estado de Minas Gerais.

**Tabela 5:** Dinâmica do programa de melhoramento de arroz irrigado avaliados nos Ensaio Comparativos Preliminares (ECP's) e Ensaio Comparativos avançados (ECA's) por ano no período de 2004 a 2017 em Minas Gerais, em números.

ANO	ECP				ECA			
	I	M	E	T	I	M	E	T
2004/05	32	2	34	36	7	12	13	25
2005/06	34	7	29	36	13	22	3	25
2006/07	29	15	21	36	3	14	11	25
2007/08	21	7	29	36	11	21	4	25
2008/09	29	4	32	36	4	15	10	25
2009/10	32	12	24	36	10	23	2	25
2010/11	24	32	4	36	2	12	13	25
2011/12	4	11	25	36	13	18	7	25
2013/14	25	12	18	30	7	19	6	25
2014/15	18	18	18	36	6	18	7	25
2015/16	18	10	26	36	7	22	3	25
2016/17	26	29	7	36	3	21	4	25

I: genótipos novos em relação ao ano anterior; M: genótipos mantidos para avaliação no ano posterior; E: genótipos excluídos da avaliação no ano posterior; T: genótipos avaliados no ano.

**Tabela 6:** Dinâmica do programa de melhoramento de arroz irrigado avaliados nos Ensaio Comparativos Preliminares (ECP's) e Ensaio Comparativos avançados (ECA's) por ano no período de 2004 a 2017 em Minas Gerais, em percentagem.

ANO	ECP				ECA			
	I	M	E	R	I	M	E	R
2004/05	0.47	0.50	0.03	0.94	0.65	0.29	0.06	0.92
2005/06	0.49	0.41	0.10	0.83	0.31	0.31	0.37	0.46
2006/07	0.45	0.32	0.23	0.66	0.48	0.46	0.07	0.88
2007/08	0.37	0.51	0.12	0.75	0.49	0.49	0.02	0.96
2008/09	0.45	0.49	0.06	0.88	0.44	0.44	0.11	0.80
2009/10	0.47	0.35	0.18	0.73	0.42	0.42	0.16	0.72
2010/11	0.40	0.07	0.53	0.43	0.19	0.19	0.61	0.24
2011/12	0.10	0.63	0.28	0.27	0.34	0.34	0.32	0.52
2013/14	0.45	0.33	0.22	0.68	0.22	0.22	0.56	0.28
2014/15	0.33	0.33	0.33	0.50	0.34	0.34	0.32	0.52
2015/16	0.33	0.48	0.19	0.64	0.11	0.11	0.79	0.12
2016/17	0.42	0.11	0.47	0.47	0.31	0.31	0.39	0.44

I: Taxa de inclusão de genótipos novos em relação ao ano anterior; M: Taxa de manutenção de genótipos mantidos para avaliação no ano posterior; E: Taxa de exclusão de genótipos excluídos da avaliação no ano posterior; R: Taxa de renovação dos genótipos.

No ano agrícola de 2004/05 a 2016/17, em quase todo período, a média de inclusão foi maior que a média de exclusão, apontando a boa eficiência do programa de melhoramento de arroz irrigado em Minas Gerais, tanto nos ECP's como nos ECA's (Tabela 6). A maior taxa de inclusão em relação à exclusão indica que o

programa de melhoramento está colaborando para o lançamento das variedades, possibilitando novas opções de cultivo para o orizicultor. A eficiência de um programa de melhoramento está relacionada diretamente com essas taxas. Ao obter um maior número de genótipos novos em relação ao ano anterior e o menor número de genótipos mantidos para avaliação no ano posterior há maior exigência do melhorista quanto à avaliação de genótipos.

Silva Júnior (2017) verificou no período de 1993/1994 a 1999/2000, que o programa de melhoramento genético de arroz irrigado exigiu mais do melhorista quanto à avaliação de genótipos, uma vez que nesse período obteve-se maior número de genótipos novos em relação ao ano anterior e o menor número de genótipos mantidos para avaliação no ano posterior.

A taxa média de manutenção foi de 38% para o ECP's e 33% para os ECA's (Tabela 6). Para os ECP's, por serem os ensaios responsáveis para selecionar linhagens promissoras a serem testadas nos ECA's e por avaliarem maior número de genótipos no ano, esperava-se que a taxa de manutenção seria menor em relação ao ECA's. Entretanto, a taxa média de renovação dos ECP's (67%) foi maior em relação à taxa média de renovação dos ECA's (57%), correspondendo ao esperado.

Atroch e Nunes (2000) verificaram taxa média de manutenção em arroz de 38%. Branquinho et al. (2016) relataram taxa de 25%. Soares et al. (1999) e Dovale et al. (2012) obtiveram resultados de 56% e 58%, respectivamente. De acordo com esses dados, em geral, para os ensaios ECA's e ECP's, pode-se considerar a taxa de manutenção obtida como uma taxa média.

Breseghello et al. (1998), Soares et al. (1999) e Atroch e Nunes (2000), também com arroz, encontraram taxas de renovação de 27%, 44% e 46%, respectivamente. Rodrigues (1990) relatou que a média de renovação dos genótipos foi de 43%, no melhoramento de sorgo. Gargnin (2007), em estudos com trigo, obteve taxa de renovação de 33%. Enquanto, no melhoramento de milho foi relatada uma média de 61% de renovação anual (VENCOVSKY et al., 1986).

Observe que a intensidade de seleção foi muito alta (Tabela 5 e 6), resultado da eliminação de grande parte dos genótipos já no primeiro ano de avaliação, e com uma boa estimativa da variação ambiental entres os anos de avaliação. O programa de melhoramento genético de arroz irrigado no Estado de Minas Gerais promoveu

boa taxa de renovação de genótipos ao longo de todo o período avaliado, comprovando que o programa de melhoramento é dinâmico, e que resulta no fornecimento de novas cultivares em substituição às cultivadas pelos agricultores.

Além desses dados, é necessário avaliar as médias de produtividade de grãos dos ensaios para conclusões mais precisas. Ênfase foi dada à produtividade de grãos dos Ensaios Comparativos Avançados, uma vez que estes dão maior suporte ao lançamento das cultivares de arroz em Minas Gerais.

**Tabela 7:** Dinâmica do programa de melhoramento de arroz irrigado de Minas Gerais para a característica produtividade de grãos ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ) nos Ensaios Comparativos Avançados (ECA's) nos municípios de Lambari, Leopoldina e Nova Porteirinha no período de 2004 a 2018.

ANO	CELB				CEGR				CELP			
	MI	MM	ME	MT	MI	MM	ME	MT	MI	MM	ME	MT
<b>2004/05</b>	2.879	3.174	2.351	2.745	-	4.115	3.979	4.044	6.141	6.532	5.757	6.129
<b>2005/06</b>	1.940	2.468	1.148	2.309	6.978	6.747	6.268	6.689	7.007	7.138	6.265	7.033
<b>2006/07</b>	5.057	5.096	3.912	4.575	5.773	5.675	5.156	5.447	8.435	8.185	7.574	7.916
<b>2007/08</b>	2.277	2.349	1.345	2.189	8.282	8.409	7.812	8.314	6.057	6.612	5.294	6.401
<b>2008/09</b>	4.820	4.239	4.313	4.269	3.894	3.443	3.681	3.538	4.076	4.039	4.036	4.038
<b>2009/10</b>	4.885	4.878	5.046	4.892	5.465	5.446	4.904	5.403	5.814	5.944	5.701	5.924
<b>2010/11</b>	2.911	3.208	2.884	3.040	6.135	6.466	6.483	6.475	4.391	5.071	4.803	4.932
<b>2012/13</b>	5.280	5.455	5.500	5.468	4.248	4.171	4.251	4.194	3.903	4.093	3.700	3.983
<b>2013/14</b>	3.997	3.966	3.532	3.862	5.601	5.427	5.438	5.430	2.708	2.647	2.753	2.673
<b>2014/15</b>	5.043	4.773	4.157	4.600	5.352	5.695	5.303	5.585	7.744	7.646	7.654	7.648
<b>2015/16</b>	2.989	2.808	2.869	2.808	6.008	5.990	5.382	5.990	7.085	6.854	6.012	6.854
<b>2016/17</b>	-	-	-	-	6.389	5.697	5.816	5.780	6.469	6.379	5.816	6.390
<b>2017/18</b>	4.214	4.878	-	4.772	6.822	5.934	-	6.076	6.409	6.507	-	6.492

CELP: Campo experimental de Leopoldina; CELB: Campo experimental de Lambari; CEGR: Campo experimental do Gorotuba; MI: média dos genótipos novos (renovados) em relação ao ano anterior; MM: média dos genótipos mantidos para avaliação no ano posterior; ME: média dos genótipos excluídos da avaliação no ano posterior; MT: média dos genótipos avaliados no ano.

Como em todos os locais e nos anos agrícolas alguns genótipos foram os mesmos, dispõe-se de informações sobre a relação do desempenho relativo dos genótipos em virtude das diferenças de ambientes, ou seja, a interação genótipos por ambientes.

Observa-se na Tabela 7 que Nova Porteirinha e Leopoldina alternaram como a localidade com maior produtividade média dos genótipos avaliados ao decorrer dos anos avaliados. A maior produtividade média total dos genótipos em Nova Porteirinha foi de  $8.314 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$  no ano agrícola 2007/08, ressalta-se que esta foi a maior média dos genótipos avaliados em todos locais e nesse mesmo ambiente foi

obtido a maior média dos genótipos mantidos para avaliação no ano posterior (8.409 kg.ha<sup>-1</sup>). Já no ano seguinte (2008/09), observou-se a menor média de produtividade de grãos dos genótipos em Nova Porteirinha, 3.538 kg.ha<sup>-1</sup>.

Para Leopoldina, verificou-se a maior produtividade média (7.916 kg.ha<sup>-1</sup>) no ano agrícola de 2006/07, o qual também obteve a maior média geral dos genótipos novos em relação ao ano anterior (8435 kg.ha<sup>-1</sup>). A menor produtividade média em Leopoldina (2.673 kg.ha<sup>-1</sup>) foi obtida no ano agrícola 2013/14. A média geral de produtividade de grãos em Nova Porteirinha e Leopoldina foi de 5.660 kg.ha<sup>-1</sup> e 5.831kg.ha<sup>-1</sup>, respectivamente. É importante salientar que, em todos os locais, as médias de produtividade de grãos foram maiores que a média geral no estado de Minas Gerais durante o período de 2004/05 a 2017/18.

A menor produtividade média quando considerado todos os anos por local ocorreu em Lambari, exceto na safra agrícola 2012/13, onde a produtividade média ficou em torno de 5.468 kg.ha<sup>-1</sup>. Essa produtividade média foi a maior obtida para este município e em comparação aos municípios de Leopoldina e Nova Porteirinha

Lambari foi o município que obteve a menor produtividade média dos genótipos avaliados em todos os anos em relação às outras localidades, exceto no ano agrícola 2012/13. Observou-se que em Lambari no ano agrícola 2012/13 a produtividade média ficou em torno de 5.468 kg.ha<sup>-1</sup>, sendo o local com a maior produtividade média neste ano agrícola em comparação aos municípios de Leopoldina e Nova Porteirinha. Já, ao comparar às produtividades médias de Lambari nos anos agrícolas do período de 2004/05 a 2017/18 observou que o ano agrícola 2012/13 foi o que obteve a maior produtividade. Nesse mesmo ano agrícola, para Lambari, foi obtida a maior produtividade média dos genótipos novos em relação ao ano anterior 5.280 kg.ha<sup>-1</sup> e também a maior média dos genótipos excluídos da avaliação no ano posterior de 5.500 kg.ha<sup>-1</sup> (Tabela 7). A média de produtividade de grãos dos genótipos avaliados em Lambari foi de 3.794 kg.ha<sup>-1</sup>, no período de 2004/05 a 2017/18. Nesta localidade, a menor produtividade média (2.189 kg.ha<sup>-1</sup>) de todos os genótipos avaliados foi registrada no ano agrícola de 2007/08.

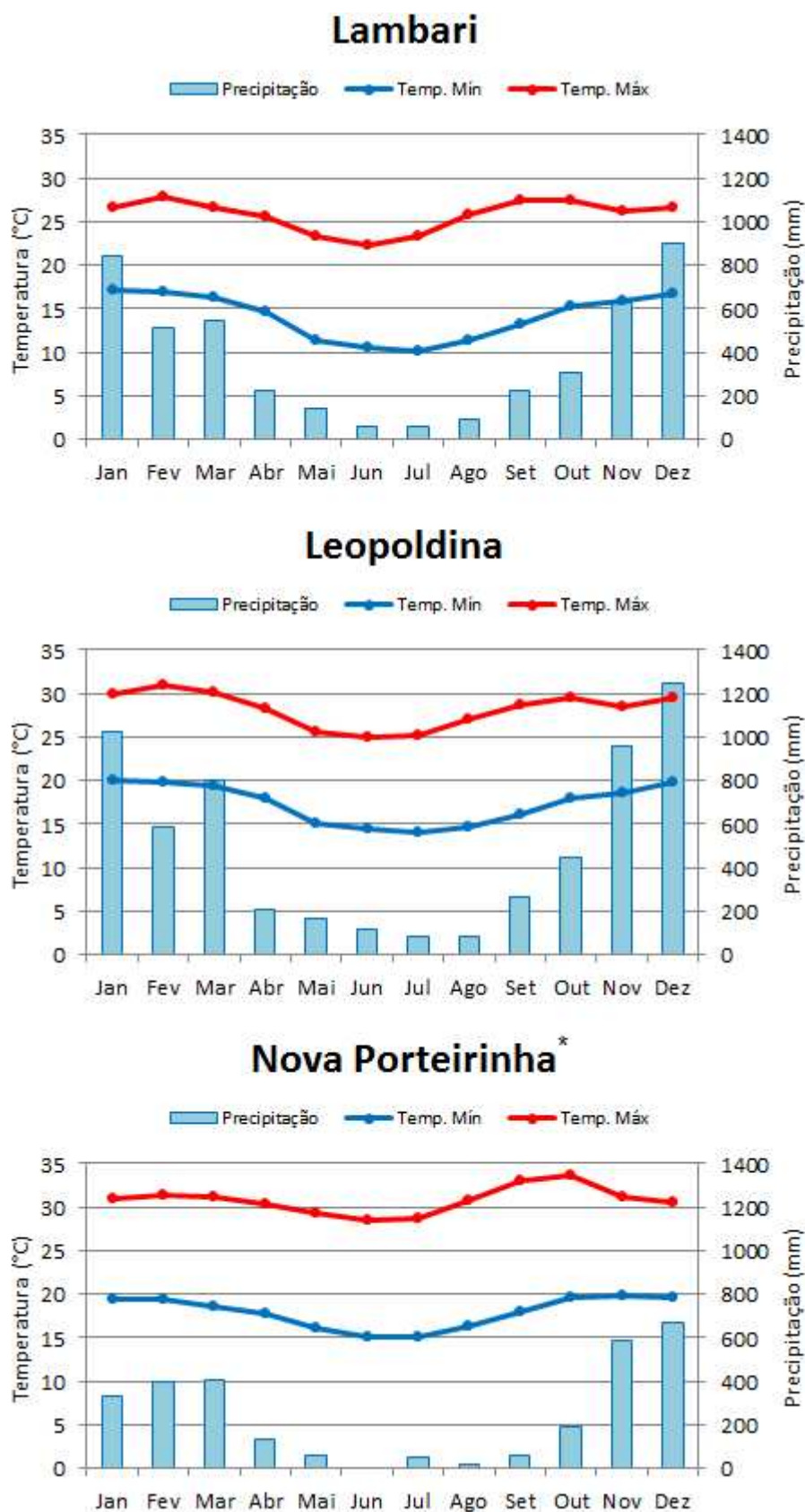
O principal fator limitante para a produtividade de grãos em Lambari é o tipo de solo. Em Lambari o solo contém alto teor de matéria orgânica (BASTOS, 2005),

devido a isso a retenção de micronutrientes é maior neste local em relação aos outros locais.

Borém e Nakano (2015) relatam que a cultura do arroz demanda baixa quantidade de micronutrientes, entretanto a deficiência de micronutrientes como zinco e boro, prejudica o desenvolvimento das plantas. Estes micronutrientes são necessários para formação e metabolismo das auxinas, responsáveis pelo aumento do volume celular. O boro é um elemento ativador de enzimas que atuam em diversos processos metabólicos, tais como transporte de carboidratos e formação de raízes por meio da divisão, alongamento e junção da parede celular e atividade das membranas celulares.

O desenvolvimento das folhas mais novas é prejudicado na deficiência de zinco, devido a este micronutriente não ser móvel. As folhas que apresentam deficiência em zinco apresentam coloração verde-esbranquiçada e estreitamento do limbo foliar, posteriormente pode evoluir para ferruginosa, que é um tipo de coloração das folhas. A deficiência do boro prejudica os tecidos de crescimento, principalmente o desenvolvimento radicular. Entretanto, é importante ressaltar que níveis elevados de zinco e boro no solo podem causar toxicidade nas plantas.

O arroz é considerado uma cultura sensível à variabilidade climática. Em geral, quando as exigências da cultura são satisfeitas, obtêm-se bons níveis de produtividade. Portanto, para a cultura ter um bom desenvolvimento, as respostas interativas clima-planta precisam ser adequadamente quantificadas e monitoradas (BORÉM; NAKANO, 2015). As informações meteorológicas constituem importante componente para o desenvolvimento, crescimento e produtividade da cultura. Por meio das médias históricas da temperatura mínima, temperatura máxima e precipitação referente aos municípios de Lambari, Leopoldina e Nova Porteirinha, pode-se discutir sobre a relação da produtividade de grãos de acordo com essas informações meteorológicas (Figura 2).



**Figura 2:** Valores médios de série de dados no período de 03/2000 a 06/2018 do comportamento da precipitação e da temperatura para os municípios de Lambari, Leopoldina e Nova Porteirinha. Fonte <http://www.agritempo.gov.br/>. \*Dados obtidos a partir da estação meteorológica do município de Janaúba.

Cada fase fenológica tem temperatura ótima, mínima e máxima. No geral, a cultura exige temperatura elevada da germinação à maturação e uniformemente crescente até a floração (antese). Posteriormente, é desejável que a temperatura decresça de forma suave. As faixas de temperatura ótimas variam de 20 a 35°C para germinação, de 30 a 33°C para floração e de 20 a 25°C maturação (BORÉM; NAKANO, 2015).

As menores temperaturas foram observadas no município de Lambari em relação aos demais municípios (Figura 2). Por essa razão, e pela maior nebulosidade neste local, justifica-se que Lambari seja o local que apresente condições meteorológicas que mais comprometa a produtividade de grãos em comparação aos outros locais. De modo contrário, em Leopoldina e Nova Porteirinha, quase em todo ciclo obtêm-se temperaturas ótimas para o melhor desenvolvimento da cultura, justificando assim produtividades mais elevadas nessas localidades.

Durante a fase de germinação as temperaturas em Lambari variam de 14°C a 27°C, pouco abaixo do considerado temperatura ótima por Borém e Nakano (2015). Entretanto, para Leopoldina e Nova Porteirinha as condições climáticas, com relação à temperatura, foram favoráveis durante a fase de germinação. Em conjunto com a germinação, condições ideais durante o período de floração também é de grande importância para obter maiores produtividades.

Em média, a floração ocorre no mês de dezembro de cada ano agrícola. Durante esta fase fenológica, as melhores condições também foram encontradas em Nova Porteirinha e Leopoldina, visto que a temperatura média nesse período esteve em torno de 25°C, com flutuação entre 20°C a 30°C. Já em Lambari, a temperatura encontrada foi a menor, em média 22°C, com variação de 17°C a 27°C. Durante a maturação, todos locais apresentaram temperaturas, em média, ideais para essa fase fenológica.

Como já é adotado o sistema de cultivo irrigado por inundação na cultura, ou seja, é independente de chuvas, a nebulosidade e muita chuva no período de cultivo são aspectos que também interferem negativamente para a produtividade de grãos em Lambari. A baixa insolação prejudica a taxa fotossintética, e conseqüentemente, ocasiona menor produtividade. Apesar da média de precipitação em Leopoldina ter sido a maior durante o cultivo de arroz, neste local não há muita nebulosidade, e

assim, a produção de grãos é menos comprometida. Em contrapartida, Nova Porteirinha, por ser local mais quente e com menor precipitação, há maior insolação. Como resultado, há maior taxa fotossintética, que é convertida em fotoassimilados, oferecendo assim condições favoráveis a cultura, subsequente à maior produtividade de grãos, em relação aos outros locais.

**Tabela 8:** Variedades de arroz recomendadas para o Estado de Minas Gerais no período de 1975 a 2018.

<b>Variedade</b>	<b>Ano de lançamento</b>	<b>Responsabilidade pelo lançamento</b>	<b>Tipo de Cultura</b>
<b>Rio Paranaíba</b>	1986	EPAMIG e EMBRAPA	Sequeiro
<b>Guarani</b>	1987	EPAMIG e EMBRAPA	Sequeiro
<b>Douradão</b>	1989	EPAMIG e EMBRAPA	Sequeiro
<b>Rio Doce</b>	1990	EPAMIG e EMBRAPA	Sequeiro
<b>Caiapó</b>	1992	EPAMIG e EMBRAPA	Sequeiro
<b>Canastra</b>	1996	EPAMIG, EMBRAPA, UFLA e UFV	Sequeiro
<b>Confiança</b>	1996	EPAMIG, EMBRAPA, UFLA e UFV	Sequeiro
<b>Carisma</b>	1999	EPAMIG, EMBRAPA, UFLA e UFV	Sequeiro
<b>Primavera</b>	2001	EPAMIG, EMBRAPA, UFLA e UFV	Sequeiro
<b>Conai</b>	2004	EPAMIG, EMBRAPA e UFLA	Sequeiro
<b>Caravera</b>	2007	EPAMIG, EMBRAPA e UFLA	Sequeiro
<b>Relâmpago</b>	2007	EPAMIG, EMBRAPA e UFLA	Sequeiro
<b>Caçula</b>	2012	EPAMIG, EMBRAPA e UFLA	Sequeiro
<b>IR 841</b>	1975	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>IAC 899</b>	1978	EPAMIG, IAC e EMBRAPA	Irrigado
<b>Inca</b>	1982	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>MG 1</b>	1984	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>MG 2</b>	1884	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Urucuia</b>	1994	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Sapucaí</b>	1994	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Capivari</b>	1994	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Samburá</b>	1995	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Mucuri</b>	1995	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Jequitibá</b>	1997	EPAMIG, EMBRAPA e UFLA	Irrigado
<b>Rio Grande</b>	1999	EPAMIG, EMBRAPA e UFLA	Irrigado
<b>Ourominas</b>	2001	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Seleta</b>	2004	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Curinga</b>	2004	EPAMIG, EMBRAPA e UFLA	Irrigado
<b>Predileta</b>	2007	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Rubelita</b>	2012	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado
<b>Alterosa</b>	2017	EPAMIG e EMBRAPA	Irrigado

O lançamento de uma nova cultivar para o mercado é o ápice de um projeto em programas de melhoramento, e é o que mantêm o programa ativo. Durante o período de 1975 a 2017, foram recomendadas 31 variedades de arroz, para os orizicultores mineiros. Dentre estas, 18 são para lavouras irrigadas em várzeas e 13

para terras altas (Tabela 8). A primeira variedade recomendada para o estado foi a IR 841 em 1975, desenvolvida principalmente pela EMBRAPA, que apresentava resistência à brusone (*Pyricularia grisea*) e ao acamamento, características imprescindíveis para um cultivar de arroz (SILVA JÚNIOR, 2017). A primeira variedade de arroz lançada pelo programa de melhoramento de arroz em Minas Gerais foi a variedade IAC 899 em 1978. Com o lançamento da variedade IAC 899 e a implementação dos agricultores à nova tecnologia, no ano seguinte ao seu lançamento, a produtividade de grãos aumentou cerca de 50% em Minas Gerais, o que demonstra a eficiência do programa de melhoramento de arroz no estado.

A cultivar mais recente lançada pelo programa foi a BRSMG Alterosa. Essa cultivar apresenta alta produtividade de grãos (acima de 6,5 t/ha), resistência moderada à brusone (principal doença do arroz), com ciclo de maturação médio (130 a 140 dias), conforme ensaios de Valor de Cultivo e Uso (VCU's).

## 4.2 PARÂMETROS

Nas tabelas 9, 10 e 11 encontram-se o banco de dados utilizado neste trabalho.

**Tabela 9:** Estimativas dos parâmetros de herdabilidade ( $h^2$ ), coeficiente de variação (CV), coeficiente de variação genético (CVg), média da característica, variância fenotípica (VF), variância genotípica (VG) e variância ambiental (VM) referentes a produtividade de grãos, por ensaio de acordo com o ano agrícola.

ENSAIO	ANO	$h^2$	CV	CVg	MÉDIA	VF	VG	VM
ECP CELB <sup>NS</sup>	2004	-	21,36	-	4.137	175.030	-	260.220
ECP CELP	2004	58,43	10,41	7,12	5.090	225.011	131.479	93.532
ECA CELB	2004	80,19	26,91	31,26	3.656	1.628.633	1.306.011	322.622
ECA CELP	2004	82,19	8,72	10,82	6.130	534.815	439.549	95.266
ECA CEGR	2004	75,66	14,20	14,46	5.387	801.796	606.674	195.123
ECP CELB	2005	75,08	26,58	26,63	3.258	1.002.964	753.002	249.962
ECP CELP	2005	55,23	24,77	15,88	4.604	968.148	534.659	433.488
ECA CELB	2005	89,43	32,55	54,66	3.404	3.870.978	3.461.729	409.249
ECA CELP <sup>NS</sup>	2005	-	32,61	-	7.033	370.236	-	436.613
ECA CEGR	2005	72,87	11,10	10,50	6.690	677.624	493.765	183.859
ECP CELB	2006	65,00	13,39	10,53	4.082	284.484	184.928	99.557
ECP CELP	2006	80,69	12,60	14,87	4.192	481.766	388.734	93.032
ECA CELB	2006	87,76	15,94	24,63	4.665	1.504.617	1.320.414	184.203
ECA CELP	2006	82,61	10,78	13,57	7.939	1.404.940	1.160.629	244.311
ECA CEGR	2006	70,26	16,05	14,24	5.447	856.466	601.758	254.708
ECP CELB	2007	39,19	20,12	9,33	4.398	429.274	168.247	261.026
ECP CELP <sup>NS</sup>	2007	-	17,92	-	5.005	223.911	-	268.295

<b>ECA CELB</b>	2007	92,19	17,94	35,58	2.482	845.502	779.473	66.030
<b>ECA CELP</b>	2007	69,96	14,93	13,15	6.378	1.006.185	703.912	302.273
<b>ECA CEGR</b>	2007	72,61	10,08	9,48	8.284	848.846	616.312	232.534
<b>ECP CELB</b>	2008	63,38	19,54	14,84	4.810	804.372	509.790	294.582
<b>ECP CELP<sup>NS</sup></b>	2008	-	19,34	-	3.883	143.313	-	187.874
<b>ECA CELB</b>	2008	58,73	17,94	12,36	4.353	492.529	289.252	203.277
<b>ECA CELP</b>	2008	16,47	18,52	4,75	4.024	221.534	36.491	185.043
<b>ECA CEGR</b>	2008	45,16	26,60	13,93	3.526	534.538	241.392	293.146
<b>ECP CELB</b>	2009	59,99	54,78	38,73	4.856	605.297	322.449	282.848
<b>ECP CELP<sup>NS</sup></b>	2009	-	18,11	-	5.208	242.335	-	296.416
<b>ECA CELB</b>	2009	54,49	16,54	10,45	4.892	479.318	261.184	218.135
<b>ECA CELP</b>	2009	10,14	14,27	2,77	5.925	265.075	26.868	238.206
<b>ECA CEGR<sup>NS</sup></b>	2009	-	18,16	-	5.384	295.543	-	318.755
<b>ECP CELB</b>	2010	48,70	31,58	17,77	3.295	703.746	342.744	361.002
<b>ECP CELP<sup>NS</sup></b>	2010	-	16,28	-	5.180	182.473	-	237.224
<b>ECA CELB</b>	2010	48,65	27,06	15,21	2.824	379.161	184.473	194.689
<b>ECA CELP</b>	2010	57,68	11,88	8,01	4.932	270.193	155.858	114.335
<b>ECA CEGR</b>	2010	51,18	15,41	25,90	6.452	674.626	345.284	329.342
<b>ECP CELB</b>	2011	18,87	14,29	3,98	3.815	122.106	23.045	99.061
<b>ECP CELP</b>	2011	52,96	9,63	5,90	6.065	241.974	128.151	113.823
<b>ECA CELB</b>	2012	64,31	12,71	9,85	5.468	451.147	290.114	161.032
<b>ECA CELP</b>	2012	68,64	16,51	14,11	3.969	456.757	313.523	143.234
<b>ECA CEGR</b>	2012	52,66	14,05	8,56	4.179	242.707	127.814	114.893
<b>ECP CELB</b>	2013	53,15	27,24	16,75	3.082	501.360	266.494	234.866
<b>ECP CELP<sup>NS</sup></b>	2013	-	51,07	-	6.333	2.344.264	-	3.486.657
<b>ECA CELB</b>	2013	64,41	24,71	19,19	3.848	847.102	545.587	301.515
<b>ECA CELP</b>	2013	86,48	25,00	36,51	2.664	1.093.676	945.808	147.867
<b>ECA CEGR<sup>NS</sup></b>	2013	-	15,84	-	5.411	225.561	-	244.976
<b>ECP CELP</b>	2014	73,61	21,66	20,89	4.692	1.305.214	960.720	344.495
<b>ECA CELB</b>	2014	31,47	27,20	10,64	4.584	756.577	238.094	518.483
<b>ECA CELP<sup>NS</sup></b>	2014	-	10,65	-	7.428	197.254	-	208.776
<b>ECA CEGR</b>	2014	40,91	14,77	7,09	5.566	381.096	155.888	225.208
<b>ECP CELP</b>	2015	28,43	16,37	5,96	5.258	345.086	98.120	246.965
<b>ECA CELB</b>	2015	49,11	18,02	10,22	2.806	167.522	82.276	85.247
<b>ECA CELP</b>	2015	19,96	12,49	3,60	6.847	304.422	60.753	243.670
<b>ECA CEGR</b>	2015	16,05	14,30	3,61	5.985	290.779	46.681	244.097
<b>ECP CELP</b>	2016	52,86	13,86	8,47	5.503	411.445	217.489	193.956
<b>ECA CELP</b>	2016	54,68	14,38	9,12	6.390	620.966	339.538	281.428
<b>ECA CEGR</b>	2016	1,08	18,04	1,09	5.715	357.965	3.873	354.091
<b>ECP CELP</b>	2017	11,74	15,65	3,30	4.824	215.275	25.275	190.000
<b>ECA CELB</b>	2017	38,34	14,94	6,80	5.012	303.131	116.220	186.911
<b>ECA CELP</b>	2017	65,57	10,55	8,40	6.492	453.787	297.545	156.242
<b>ECA CEGR</b>	2017	34,01	17,41	7,22	6.072	561.757	190.882	370.876

CELP: Campo experimental de Leopoldina; CELB: Campo experimental de Lambari; CEGR: Campo experimental do Gorotuba. ECP: Ensaio comparativo preliminar; ECA: Ensaio comparativo avançado. NS: teste F não significativo.

**Tabela 10:** Estimativas dos parâmetros de herdabilidade ( $h^2$ ), coeficiente de variação (CV), coeficiente de variação genético (CVg), média da característica, variância fenotípica (VF), variância genotípica (VG) e variância ambiental (VM) referentes a altura de plantas, por ensaio de acordo com o ano agrícola.

ENSAIO	ANO	$h^2$	CV	CVg	MÉDIA	VF	VG	VM
ECP CELB	2004	15,20	6,41	1,57	84,73	10,41	8,78	1,62
ECP CELP	2004	94,26	1,22	2,86	102,83	12,52	11,17	1,34
ECA CELB	2004	85,30	5,93	8,25	77,15	47,47	40,49	6,98
ECA CELP	2004	96,96	1,40	4,57	103,81	37,67	37,33	0,34
ECA CEGR	2004	45,74	1,49	0,79	67,61	0,63	0,29	0,34
ECP CELB	2005	81,69	4,83	5,89	86,54	31,80	25,98	5,82
ECP CELP	2005	77,12	5,41	5,73	92,18	36,21	27,92	8,28
ECA CELB	2005	73,60	5,57	5,37	81,80	26,21	19,29	6,92
ECA CELP	2005	82,39	3,97	4,96	103,64	3,95	3,20	0,76
ECA CEGR	2005	63,05	6,56	4,95	90,97	32,10	20,24	11,86
ECP CELB	2006	88,57	3,26	5,24	83,33	21,51	19,05	2,46
ECP CELP	2006	78,06	4,99	5,44	87,02	28,67	22,38	6,29
ECA CELB	2006	96,14	2,52	7,27	85,00	39,77	38,23	1,53
ECA CELP	2006	86,17	3,01	4,33	104,68	23,86	20,56	3,30
ECA CEGR	2006	60,08	7,50	5,31	87,92	36,28	21,80	14,48
ECP CELB	2007	92,68	2,44	5,01	74,64	15,06	13,96	1,10
ECP CELP <sup>NS</sup>	2007	-	5,79	-	100,43	11,64	0,05	11,59
ECA CELB	2007	95,91	2,13	5,95	78,84	22,97	22,03	0,94
ECA CELP	2007	81,46	4,65	5,63	103,53	41,73	34,00	7,74
ECA CEGR	2007	83,58	4,60	5,99	92,77	36,93	30,87	6,06
ECP CELB	2008	67,81	4,80	4,02	82,00	16,06	10,89	5,17
ECP CELP <sup>NS</sup>	2008	-	6,71	-	91,42	7,05	-	12,55
ECA CELB	2008	71,40	4,82	4,39	83,54	18,87	13,47	5,40
ECA CELP	2008	42,46	6,15	3,05	99,59	21,75	9,24	12,52
ECA CEGR	2008	71,88	3,79	3,50	97,99	16,38	11,78	4,61
ECP CELB	2009	46,80	5,92	3,21	84,55	15,71	7,35	8,36
ECP CELP	2009	85,48	3,58	5,02	103,78	13,60	0,00	13,76
ECA CELB	2009	55,02	5,14	3,28	86,44	14,64	8,05	6,58
ECA CELP	2009	82,81	3,76	4,77	106,85	26,91	26,86	0,06
ECA CEGR	2009	64,02	4,73	3,64	88,44	16,21	10,38	5,83
ECP CELB	2010	84,96	4,36	5,99	86,36	31,47	26,73	4,73
ECP CELP	2010	81,92	3,30	4,06	99,85	20,04	16,42	3,62
ECA CELB	2010	39,63	11,66	5,45	86,75	56,49	22,38	3,62
ECA CELP	2010	84,97	4,16	5,72	105,87	43,09	36,62	6,47
ECA CEGR	2010	23,12	15,63	4,95	102,79	111,94	25,88	86,07
ECP CELB	2011	88,03	3,25	5,08	87,35	22,38	19,70	2,68
ECP CELP	2011	74,04	3,95	3,85	97,14	18,89	13,99	4,90
ECA CELB	2012	55,24	1,90	1,22	100,01	2,68	1,48	1,20
ECA CELP	2012	21,33	18,57	5,58	103,81	25,88	25,83	0,06
ECA CEGR	2012	45,95	6,78	3,61	77,56	17,05	7,84	9,22
ECP CELB	2013	73,37	4,11	3,94	79,67	13,39	9,83	3,57
ECP CELP <sup>NS</sup>	2013	-	14,98	-	93,17	54,01	-	64,91
ECA CELB	2013	78,23	5,37	5,87	81,23	29,09	22,76	6,33
ECA CELP	2013	71,75	4,11	3,78	100,12	0,30	0,10	0,20

<b>ECA CEGR</b>	2013	80,62	4,03	4,74	95,45	25,44	20,51	4,93
<b>ECP CELP</b>	2014	78,42	6,07	6,68	97,21	53,85	42,23	11,62
<b>ECA CELB</b>	2014	46,26	4,95	2,65	84,31	10,79	4,99	5,80
<b>ECA CELP</b>	2014	77,34	4,35	4,64	110,69	34,06	26,35	7,72
<b>ECA CEGR</b>	2014	64,83	5,04	3,95	83,32	16,69	10,82	5,87
<b>ECP CELP</b>	2015	85,69	3,68	5,20	98,72	30,80	26,39	4,41
<b>ECA CELB</b>	2015	83,38	2,75	3,56	88,72	11,98	9,99	1,99
<b>ECA CELP</b>	2015	76,41	5,28	5,49	111,73	49,19	37,58	11,60
<b>ECA CEGR</b>	2015	80,40	4,40	5,14	89,45	26,33	21,17	5,16
<b>ECP CELP</b>	2016	90,82	3,80	6,90	95,06	23,90	21,54	2,36
<b>ECA CELP</b>	2016	79,81	3,84	4,41	107,42	28,13	22,45	5,68
<b>ECA CEGR</b>	2016	52,50	7,44	4,52	84,08	27,48	14,43	13,05
<b>ECP CELP</b>	2017	84,17	3,55	4,72	101,00	27,05	22,77	4,28
<b>ECA CELB</b>	2017	95,05	2,23	5,64	87,04	25,37	24,12	1,26
<b>ECA CELP</b>	2017	99,07	0,94	5,59	104,99	4,04	4,02	0,02
<b>ECA CEGR</b>	2017	67,64	5,86	4,89	93,33	30,85	20,87	9,98

CELP: Campo experimental de Leopoldina; CELB: Campo experimental de Lambari; CEGR: Campo experimental do Gorotuba. ECP: Ensaio comparativo preliminar; ECA: Ensaio comparativo avançado. NS: teste F não significativo.

**Tabela 11:** Estimativas dos parâmetros de herdabilidade ( $h^2$ ), coeficiente de variação (CV), coeficiente de variação genético (CVg), média da característica, variância fenotípica (VF), variância genotípica (VG) e variância ambiental (VM) referentes a dais para floração, por ensaio de acordo com o ano agrícola.

<b>ENSAIO</b>	<b>ANO</b>	<b><math>h^2</math></b>	<b>CV</b>	<b>CVg</b>	<b>MÉDIA</b>	<b>VF</b>	<b>VG</b>	<b>VM</b>
<b>ECP CELB</b>	2004	84,39	1,97	2,65	112,02	11,59	1,76	9,83
<b>ECP CELP</b>	2004	89,26	1,89	3,15	106,14	9,17	8,64	0,53
<b>ECA CELB<sup>1</sup></b>	2004	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECA CELP</b>	2004	99,11	0,95	5,77	105,88	23,17	22,46	0,70
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2004	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELB</b>	2005	72,49	4,48	4,20	112,20	30,67	22,24	8,44
<b>ECP CELP<sup>NS</sup></b>	2005	-	5,24	-	97,46	7,51	-	8,69
<b>ECA CELB<sup>1</sup></b>	2005	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECA CELP</b>	2005	80,82	1,47	1,74	102,49	32,04	26,39	5,64
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2005	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELB</b>	2006	94,82	0,95	2,34	116,14	7,76	7,36	0,40
<b>ECP CELP</b>	2006	93,64	3,53	7,81	98,00	62,62	58,63	3,98
<b>ECA CELB</b>	2006	99,66	0,47	4,65	115,17	28,75	28,65	0,10
<b>ECA CELP</b>	2006	94,10	2,19	5,06	106,49	30,83	29,01	1,82
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2006	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELB</b>	2007	62,61	1,67	1,25	109,42	2,99	1,87	1,12
<b>ECP CELP</b>	2007	0,43	5,84	0,22	100,94	8,26	0,00	11,27
<b>ECA CELB</b>	2007	98,32	1,41	6,23	108,43	46,35	45,57	0,78
<b>ECA CELP</b>	2007	93,40	2,63	5,70	106,40	39,42	36,82	2,60
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2007	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELB</b>	2008	95,24	1,64	4,25	109,75	22,79	21,71	1,08
<b>ECP CELP</b>	2008	29,96	5,96	2,25	108,44	19,87	5,95	13,92
<b>ECA CELB</b>	2008	99,95	0,29	7,51	119,40	80,50	80,46	0,04
<b>ECA CELP</b>	2008	99,78	0,37	4,55	112,47	26,22	26,17	0,06

<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2008	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELB</b>	2009	85,90	2,67	3,80	104,31	18,33	15,75	2,58
<b>ECP CELP<sup>NS</sup></b>	2009	-	7,11	-	90,35	9,17	8,64	0,53
<b>ECA CELB</b>	2009	90,45	2,05	3,64	107,48	16,90	15,28	1,61
<b>ECA CELP</b>	2009	99,79	0,39	4,88	106,11	31,34	25,95	5,39
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2009	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELB</b>	2010	43,08	4,52	2,27	100,31	12,02	5,18	6,84
<b>ECP CELP</b>	2010	96,42	1,66	4,99	68,42	12,08	11,65	0,43
<b>ECA CELB</b>	2010	85,06	2,94	4,04	114,80	25,33	21,55	3,79
<b>ECA CELP</b>	2010	90,82	2,73	4,96	130,79	46,37	42,11	4,26
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2010	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELB</b>	2011	93,97	1,24	2,83	115,72	11,44	10,75	0,69
<b>ECP CELP</b>	2011	99,01	0,71	4,12	108,06	20,05	19,86	0,20
<b>ECA CELB</b>	2012	54,64	7,27	4,61	101,69	40,18	21,95	18,23
<b>ECA CELP</b>	2012	99,77	0,55	6,65	76,43	157,45	33,58	123,87
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2012	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELB</b>	2013	80,54	1,72	2,02	110,50	6,20	5,00	1,21
<b>ECP CELP<sup>1</sup></b>	2013	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECA CELB</b>	2013	15,67	10,39	2,59	112,05	0,48	0,20	0,29
<b>ECA CELP<sup>1</sup></b>	2013	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2013	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELP<sup>1</sup></b>	2014	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECA CELB</b>	2014	84,66	2,08	2,82	115,97	12,66	10,72	1,94
<b>ECA CELP<sup>1</sup></b>	2014	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2014	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELP<sup>1</sup></b>	2015	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECA CELB</b>	2015	79,91	1,73	1,99	115,57	6,63	5,29	1,33
<b>ECA CELP<sup>1</sup></b>	2015	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2015	-	-	-	-	-	-	-
<b>ECP CELP</b>	2016	90,14	2,53	4,42	105,11	47,32	42,98	4,34
<b>ECA CELP</b>	2016	90,88	1,32	2,41	107,59	7,41	6,73	0,68
<b>ECA CEGR</b>	2016	89,57	1,72	2,91	95,88	8,67	7,77	0,90
<b>ECP CELP</b>	2017	90,19	1,32	2,30	102,07	6,13	5,52	0,60
<b>ECA CELB</b>	2017	95,04	0,60	1,52	122,93	3,69	3,50	0,18
<b>ECA CELP</b>	2017	99,56	0,24	2,05	97,64	34,76	34,44	0,32
<b>ECA CEGR<sup>1</sup></b>	2017	-	-	-	-	-	-	-

CELP: Campo experimental de Leopoldina; CELB: Campo experimental de Lambari; CEGR: Campo experimental do Gorotuba. ECP: Ensaio comparativo preliminar; ECA: Ensaio comparativo avançado. NS: teste F não significativo. <sup>1</sup>Quadrado médio do resíduo igual a 0.

Cada ensaio, por localidade dentro de cada safra, foi considerado como um ambiente independente. De acordo com as tabelas 9, 10 e 11, na maioria dos ambientes houve significância do teste F a 5% de probabilidade. Para a característica dias para floração, principalmente para CEGR, observa-se que quase todos os ambientes obtiveram quadrado médio do resíduo igual a 0. Isso em razão da coleta dos dados, onde não se teve informações individualizadas de cada

repetição sendo atribuído o mesmo valor obtido pelo genótipo em todas as repetições. Sem repetições não há resíduo e, conseqüentemente, o quadrado médio do resíduo se iguala a zero.

A variabilidade genotípica é verificada através da anova pela significância do teste F. Nos ambientes em que não foram verificadas significâncias pelo teste F, não há variabilidade genotípica e, como resultado, a herdabilidade e o coeficiente de variação genético são nulos ou indeterminados, pois são dependentes da estimativa da variância genotípica. Com isso, os resultados do trabalho podem ser prejudicados. Entretanto, devido a grande quantidade de experimentos avaliados e ao número relativamente pequeno de experimentos onde o teste F não apresentou significância, esses experimentos foram excluídos das análises, para o não comprometimento destas.

O coeficiente de herdabilidade oscilou muito para as três características, durante o período de 2004/05 a 2017/18. Para produtividade de grãos observou-se que a maioria (66%) dos experimentos apresentou herdabilidade alta, maior que 0,5, indicando que a situação é favorável à seleção para essa característica. A maior concentração (24%) de experimentos se enquadrou na faixa de 0,5 a 0,6 do coeficiente de herdabilidade. A menor estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos (0,01) foi observada no ECA em Nova Porteirinha do ano agrícola de 2016/17. Contudo, merece maior destaque, o estudo realizado no ECA em CELB no ano agrícola de 2007/08, onde o coeficiente de herdabilidade atingiu 0,92.

Verificou que, ao passar dos anos, o coeficiente de herdabilidade decresceu, possivelmente devido às maiores taxa de exclusão e taxa de inclusão nos anos recentes. Além do mais, nota-se pela Tabela 9 que o coeficiente de herdabilidade nos ECP's, em alguns anos, foram menores com relação aos ECA's. Devido ao ECP ser um ensaio anterior ao ECA, era de se esperar que os ECP's apresentassem maior variabilidade em relação aos ECA's. Contudo, a maior variabilidade nos ECP's pode ser explicada pela bom desempenho dos genótipos e pela maior influência da variância ambiental em relação à variância genotípica, o que acarretou em maior variabilidade dos ECP's em relação aos ECA's.

Da mesma forma, para altura de plantas e dias para floração, na maior parte, os coeficientes de herdabilidades encontrados foram altos, revelando assim que a

seleção para essas características também é favorável. Para a característica altura de plantas 85% dos experimentos obtiveram coeficiente de herdabilidade maior que 0,5 e a maior concentração de experimentos (32%) ocorreu na faixa onde o coeficiente de herdabilidade foram de 0,8 a 0,9. Resultados mais altos foram encontrados para dias para floração, cerca de 90% dos experimentos alcançaram coeficiente de herdabilidade maior que 0,5, sendo que 68% dos experimentos obtiveram coeficiente de herdabilidade maior do que 0,9.

Observou-se que para altura de plantas houve maior variação do coeficiente de herdabilidade nos ECA's. Para dias para floração, verificou-se uma transição dos ensaios sobre a maior variação do coeficiente de herdabilidade. Enquanto que no ano agrícola de 2004/05 a 2010/11 existiu maior variação nos ECP's. Nos anos posteriores, a maior variação foi encontrada nos ECA's.

Para arroz de terras altas, Barros (2015) encontrou valores de estimativas de herdabilidade moderados a altos, variaram de 0,22 a 0,69. Aguiar et al. (2015), da mesma forma que neste trabalho, encontraram valores altos de herdabilidade com relação a altura de plantas. Cordeiro e Rangel (2011) encontraram valores altos de estimativas de herdabilidade para dias para floração e altura de plantas, 0,69 e 0,55, respectivamente, possibilitando a obtenção de estimativas de ganho com a seleção significativa para os dois características. DoVale et al. (2012) obtiveram estimativas de herdabilidade, para produtividade de grãos, de baixa a moderada magnitude, 0,007 a 0,35, que foi explicado devido a interação genótipos x ambiente ter sido significativa e por essas herdabilidades terem sido estimadas por equações de modelos mistos, que geram estimativas de menor magnitude, entretanto próximas aos valores reais desses parâmetros (BORGES et al., 2009).

As estimativas de herdabilidade podem variar muito dentro da mesma população de acordo com o método utilizado para sua estimação. Além disso, o coeficiente de herdabilidade é intrínseco a população em estudo, ou seja, pode variar muito ou quase nada de uma população para a outra.

O coeficiente de variação experimental oscilou de 8,72% a 54,78% para produtividade de grãos (Tabela 9), característica onde o CV obteve maior amplitude. Grande parte dos ambientes (72%) apresentaram CV menor que 20%, indicando que, em sua maioria, os experimentos foram bem conduzidos. Percebe-se que os maiores valores para coeficiente de variação foram obtidos em Lambari, explicado

principalmente pelas menores médias obtidas nesse local (Tabela 10). Nos ECA's avaliados em Nova Porteirinha e Leopoldina foram encontrados, em média, os menores valores de CV. Comparando os dois tipos de ensaios, nos ECP's foram encontrados maiores valores do coeficiente de variação, tanto é verdade que os dois maiores coeficientes de variação foram obtidos nos ECP's em Lambari no ano agrícola de 2009/10 e Leopoldina em 2013/14, 54,78% e 51,07%, respectivamente. Possivelmente esse maior CV nos ECP's é devido a menores médias e maior quantidade de genótipos avaliados neste ensaio em relação ao ECA, visto que os dois ensaios são conduzidos com o mesmo número de repetições.

Silva Júnior (2017) obteve valores de coeficiente de variação entre 7,61% a 48,57% para produtividade de grãos. Barros (2015) encontrou resultados medianos em relação à Silva Júnior (2017), 17,2% a 25,8%. Cordeiro e Rangel (2011) obtiveram valor próximo aos encontrado por Barros (2015), 16,95%. Já DoVale et al (2012) encontraram valores menores que variaram de 8,52% a 16,03%. Baseado com os valores encontrados por esses autores verificou que o resultado obtido para o programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Geria durante o período estudado, concorda com os experimentos realizados com arroz em diferentes épocas e locais.

Para altura de plantas e dias para floração, a amplitude do coeficiente de variação foi bem menor, 0,94% a 18,57% e 0,24% a 10,39% (Tabela 9 e 10), respectivamente, sendo que para altura de plantas (93%) e dias para floração (98%) dos ambientes obtiveram valores de coeficiente de variação menores que 10%, mostrando boa precisão na condução e obtenção das estimativas das variáveis de interesse. Valores estes condizentes com os encontrados por Barros (2015), 5,3% a 7,9% para altura de plantas e 1,4% a 2,9% para dias para floração, Cordeiro e Rangel (2011), 4,82% e 3,18%, para altura de plantas e dias para floração, respectivamente, e Streck et al. (2017) 5,33% e 3,73%.

Quando a experimentação é realizada de modo correto para a característica dias para floração, obtêm-se resultados mais precisos no experimento, uma vez que, para tal característica, onde os ambientes obtiveram quadrado médio do resíduo igual a 0 não foi possível obter os coeficiente de variação, sendo assim, o número de experimentos avaliados para realizar as análises foram menor em relação às outras características em estudo.

A variabilidade genética foi mensurada através do coeficiente de variação genético (CVg). Para produtividade de grãos verificou que o CVg também oscilou muito, sendo o menor CVg (1,09%) observado no ECA em CEGR no ano agrícola de 2016/17 e o maior (54,66%) no ECA em CELB em 2005/06 (Tabela 9). A maioria dos ambientes (58%) obtiveram valores altos, confirmando situação favorável à seleção para essa característica. Por outro lado, pouca variabilidade foi obtida para altura de plantas e dias para floração. O CVg para altura de plantas variou de 0,79% a 8,25% e dias para floração de 0,22% a 7,81%. Essas informações são favoráveis, pois permite seleção de genótipos com altas produtividades, mas com altura e ciclo compatíveis com as cultivares testemunhas, não sendo, assim, fator restritivo à seleção.

Cordeiro e Rangel (2011) encontraram valores de coeficiente de variação genético 14,82% para produtividade de grãos, 5,30% para altura de plantas e 4,85% para dias para floração, na safra agrícola de 2008/09. Barros (2015) avaliando arroz irrigado no período de 2002 a 2012 encontrou valores que variaram de 7,5% a 15% para produtividade de grãos, 4,1% a 7,8% para altura de plantas e 4,1% a 10,2% para dias para floração. É importante informar que o CVg deve ser avaliado com cautela quando a média da característica apresenta valores reduzidos, devido a este parâmetro não levar em consideração o número de repetições (RESENDE; DUARTE, 2007).

Em relação às médias de produtividade de grãos, verificou que nos ECP's e ECA's o local com menor média foi CELB, 3.082 kg.ha<sup>-1</sup> e 2482 kg.ha<sup>-1</sup>, respectivamente, justificado pelos fatores mencionados no item anterior. As médias gerais em CELB do ECP e do ECA foram 3970 kg.ha<sup>-1</sup> e 4.000 kg.ha<sup>-1</sup>, respectivamente. O local com maior destaque para produtividade de grãos foi CEGR, na qual as condições climáticas são mais favoráveis para o cultivo do arroz, cuja média geral foi 5.597 kg.ha<sup>-1</sup>. Nos ECA's, CELP obteve média geral de 5858 kg.ha<sup>-1</sup>, já nos ECP's a média geral para este local foi de 5.064 kg.ha<sup>-1</sup>. Entretanto, no ECP do ano agrícola de 2013/14, CELP atingiu produtividade de 6.332 kg.ha<sup>-1</sup>, a maior de todo o ensaio. Para o ECA, a maior produtividade de grãos (8.284 kg.ha<sup>-1</sup>) de todo o ensaio também foi obtida em CEGR, no ano agrícola de 2007/08. Contudo, 48% dos ambientes obtiveram média maior que 5.000 kg.ha<sup>-1</sup>, média considerada alta para cultura do arroz.

Durante os anos agrícolas de 2002/03 a 2012/13, Barros (2015) obteve produtividades de grãos variando de 2.880 kg.ha<sup>-1</sup> a 4.027 kg.ha<sup>-1</sup>, para arroz de terras altas. Para arroz irrigado, Cordeiro e Rangel (2011) obtiveram produtividade média que oscilaram de 1.055 kg.ha<sup>-1</sup> a 8.264 kg.ha<sup>-1</sup>, em Roraima. DoVale et al. (2012) verificaram que a produtividade de grãos de arroz irrigado para Minas Gerais no período de 1998 a 2010 variaram de 5348 kg.ha<sup>-1</sup> a 7097 kg.ha<sup>-1</sup>.

As estimativas de médias para altura de plantas oscilaram de 67,61cm a 111,73 cm, sendo que na maioria (53%) dos ambientes a estatura das plantas foram maiores que 90 cm, indicando que houve bom crescimento vegetativo. Entretanto, plantas altas tendem a ser mais susceptíveis ao acamamento que plantas baixas. Verificou-se que CELP obteve plantas de maiores estaturas, tanto nos ECA's como nos ECP's, 105,13 cm e 96,91cm, respectivamente. CELB foi a localidade onde encontraram menores altura de plantas, em média, 85,07cm para os ECA's e 83,24 para os ECP's. Essa diferença de alturas de plantas, está diretamente relacionada com maior insolação em cada local (Figura 2).

Cultivares mais altos facilitam a colheita manual, além de apresentarem maior competitividade com plantas daninhas e sistema radicular mais profundo. Todavia, apresentam maior susceptibilidade ao acamamento.

De acordo com as médias de dias para floração para cada ambiente, observou-se que a 63% dos ambientes obteve ciclo precoce (entre 106 a 120 dias) e 33% superprecoces (menor que 105 dias). O local onde a média para dias de floração obteve maiores valores foi em CELB. Entretanto, foi no ECA em CELP do ano agrícola de 2010/11, onde verificou-se o maior ciclo para floração, 131 dias, neste ambiente, o ciclo foi classificado como de ciclo médio (entre 121 a 135 dias).

Os cultivares de ciclo médio tendem a apresentar maiores valores de produtividades que aqueles de ciclo precoce por disporem de maior período de tempo para o acúmulo de fotoassimilados e recuperação a estresses que podem ocorrer durante a fase vegetativa. Os cultivares superprecoces e precoces, contudo, são importantes pela economia de água, maior flexibilidade na época de semeadura e escalonamento da colheita (BORÉM; NAKANO, 2015).

As variâncias fenotípicas, genotípicas e ambientais são de grande utilidade para o estudo de características quantitativas. Para produtividade de grãos, a variância fenotípica foi explicada em grande parte pela variância genotípica,

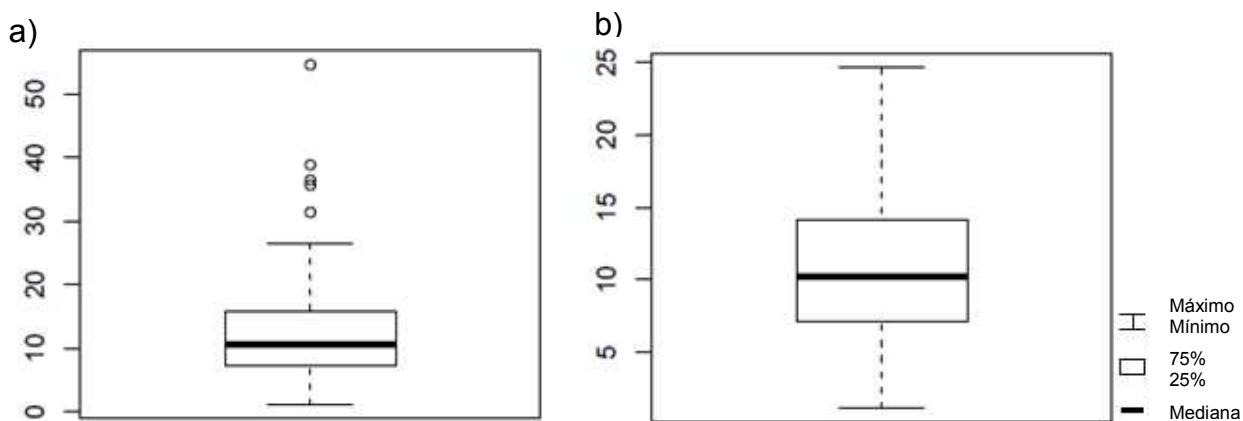
basicamente nos anos iniciais do estudo (Tabela 9). As estimativas de variância fenotípica foram maiores nos ECA's em CELB, em relação ao outro ensaio e aos outros locais, explicada principalmente pelas variâncias genotípicas. De outro modo, em CEGR, o efeito do ambiente foi o maior nos últimos anos do estudo, de tal forma que, a variância fenotípica foi mais explicada pela variância ambiental, neste local, nos últimos anos.

Semelhante ao o que ocorreu para produtividade de grãos, para as outras características, altura de plantas e dias para floração, constatou-se que a variância fenotípica foi explicada em maior parte pela variância genotípica (Tabela 10 e 11). Entretanto, as estimativas de variância genotípica para essas características foram mais expressivas para a variância fenotípica em quase totalidade dos ambientes.

### **4.3 META-ANÁLISE**

De acordo com ST-Pierre (2001), trabalhos realizados a partir de um conjunto de dados extensos ou realizados por agrupamento de vários estudos, geralmente, desconsideram o efeito causado pela aquisição de informações oriundas desses diversos estudos. Da mesma forma quando os dados são provenientes de diversos experimentos de um único programa de melhoramento, as análises realizadas pelo programa também desconsideram esse efeito. A consequência de ignorar esse efeito é que as estimativas dos parâmetros dos modelos de regressão podem ser severamente tendenciosas. A meta-análise considera o efeito de estudo, por isso mostra-se como a metodologia adequada para avaliar o dinamismo dentro de um programa de melhoramento genético.

Observou para a maioria dos parâmetros que houve presença de outliers. Dos sete parâmetros avaliados, para as três características, não foram verificados outliers apenas para a média e herdabilidade da produtividade de grãos, para média e variância genotípica de altura de plantas e para o coeficiente de variação genético referente à dias para floração. Como exemplo, na figura 3a é apresentado o gráfico Box-plot da estimativa do coeficiente de variação genético para produtividade de grãos, no qual foi verificada a presença de outliers. Na figura 3b os outliers já foram excluídos.



**Figura 3:** Gráfico Box-plot da estimativa de coeficiente de variação genético para produtividade de grãos a) com a presença de outliers e b) sem a presença de outliers.

Custódio et al.(2012) e Carvalho et al.(2012) trabalhando com café *Coffea canéfora* e *Coffea arabica L.*, respectivamente, não encontraram outliers na revisão de estimativas de herdabilidade para as várias características estudadas, assim sendo, não existiu a necessidade de exclusão de dados discrepantes das análises.

Para meta-análise, os ensaios ECP's e ECA's foram classificados como estudo 1 e estudo 2, respectivamente. Para observação dos erros causados pelos outliers, são apresentados os resultados do modelo da regressão simples para cada estudo da estimativa de coeficiente de variação genético referente à produtividade de grãos sem a presença de outliers (Tabela 12a) e com a presença de outliers (Tabela 12b). Verificou que ao eliminar os outliers, os valores dos interceptos ( $\beta_0$ ) e inclinações ( $\beta_1$ ) para os dois estudos diminuíram, devido à presença apenas de outliers superiores. Além do mais o erro padrão residual diminuiu significativamente, eliminando possíveis vieses causados por tal outliers.

**Tabela 12:** Resultado do modelo da regressão simples para cada estudo da estimativa do coeficiente de variação genético para produtividade de grãos sem a presença de outliers (a) e com a presença de outliers (b).

a) SEM A PRESENÇA DE OUTLIERS			b) COM A PRESENÇA DE OUTLIERS		
ESTUDO*	Intercepto ( $\beta_0$ )	Inclinação ( $\beta_1$ )	ESTUDO*	Intercepto ( $\beta_0$ )	Inclinação ( $\beta_1$ )
1	11.01226	-0.27811	1	13.59716	-0.61286
2	10.36906	-0.56014	2	14.3518	-1.12127
<b>Erro padrão</b>		4.903066	<b>Erro padrão</b>		10.01698

(\*) 1: ECP's e 2: ECA's

### 4.3.1 Meta-análise temporal

Neste primeiro estudo, baseado em meta-análise, obteve-se estimativas combinadas de parâmetros úteis no melhoramento genético que refletissem a diversidade do material genético trabalhado e a precisão experimental ao longo do tempo compreendido de 2004 a 2017.

Pela amplitude dos parâmetros avaliados, verificou que todos os parâmetros apresentaram variação alta para produtividade de grãos (Tabela 13). Contudo, para os parâmetros que apresentaram outliers, as amplitudes desses parâmetros diminuíram significativamente após a exclusão dos outliers (Tabela 14). Resultados similares foram encontrados para altura de plantas e dias para floração.

**Tabela 13:** Valores das estatísticas para as estimativas dos parâmetros referentes à ao estudo conjunto de ECA's e ECP's para produtividade de grãos, com a presença de outliers.

Estatísticas	Parâmetros						
	h <sup>2</sup> (%)	CV (%)	CVg (%)	Média	VF	VG	VM
<b>Mínimo</b>	1,08	8,72	1,09	2.482	110.629	3.873	30.306
<b>1º Quartil</b>	41,97	13,91	7,41	3.823	293.867	128.983	144.393
<b>Mediana</b>	56,46	15,99	10,59	4.751	480.542	263.839	210.706
<b>Média</b>	54,86	18,30	14,05	4.689	625.464	405.895	219.569
<b>3º Quartil</b>	72,02	21,28	15,72	5.550	790.492	505.784	290.572
<b>Máximo</b>	92,19	54,78	54,66	6.847	3.870.978	3.461.729	518.483
<b>Amplitude</b>	91,11	46,06	53,57	4.365	3.760.349	3.457.856	488.177

**Tabela 14:** Valores das estatísticas para as estimativas dos parâmetros referentes à ao estudo conjunto de ECA's e ECP's para produtividade de grãos, sem a presença de outliers.

Estatísticas	Parâmetros						
	h <sup>2</sup> (%)	CV (%)	CVg (%)	Média	VF	VG	VM
<b>Mínimo</b>	1,08	8,72	1,09	2.482	110.629	3.873	30.305
<b>1º Quartil</b>	41,97	12,71	7,11	3.823	286.057	119.118	143.234
<b>Mediana</b>	56,46	14,77	10,22	4.751	455.272	204.185	203.276
<b>Média</b>	54,86	14,85	10,54	4.689	499.212	239.611	213.469
<b>3º Quartil</b>	72,02	16,54	14,17	5.550	676.874	335.265	282.848
<b>Máximo</b>	92,19	21,67	24,63	6.847	1.093.675	606.673	433.488
<b>Amplitude</b>	91,11	12,94	23,54	4.365	983.046	602.800	403.182

Os valores dos interceptos ( $\beta_0$ ) refletem a estimativa combinada do parâmetro ao longo dos anos de avaliação. O valor da inclinação ( $\beta_1$  - coeficiente de ponderação que acompanha a variável ano) é uma medida de magnitude e sentido da variação referente ao parâmetro avaliado. Assim, os valores dos interceptos ( $\beta_0$ )

e das inclinações ( $\beta_1$ ) para as três características que são considerados como valores reais ou verdadeiros para comparação entre os valores obtidos por cada modelo são descritos a seguir.

Verifica-se que o programa de melhoramento de arroz vem trabalhando com nível de variabilidade genética, em relação à variabilidade total, satisfatória, pois está associado à herdabilidades acima de 50%, mas que este valor tem decrescido a uma taxa de 2,48 e 3,32 ao ano para ECP e ECA, respectivamente.

O coeficiente de variação experimental para ECP está estabilizado em 16,02, com pequena variação nos anos. Entretanto para o ECA, apesar de ter coeficiente de variação com menor magnitude (15,20), este parâmetro apresenta tendência de acréscimo no tempo (Tabela 15).

**Tabela 15:** Interceptos ( $\beta_0$ ), inclinação ( $\beta_1$ ) e erro residual das estimativas de dos parâmetros referentes à produtividade de grãos, do modelo de regressão simples.

Estudos	$h^2$		CV		CVg		Média	
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$
<b>Estudo 1 (ECP)</b>	51,47	-2,48	16,02	-0,02	11,01	-0,28	4.506,91	51,48
<b>Estudo 2 (ECA)</b>	56,59	-3,32	15,20	0,22	10,37	-0,56	4.770,42	75,18
<b>Erro residual</b>	19,22		4,05		4,90		1.198,96	

Estudos	VF		VG		VM	
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$
<b>Estudo 1 (ECP)</b>	465.614,8	-27.136,52	233.096,0	-18458	207.957,6	3.015,95
<b>Estudo 2 (ECA)</b>	509.152,8	-12.297,28	255.877,8	-18047	224.892,3	1.093,99
<b>Erro residual</b>	258.739,20		156.592,80		100.877,20	

A característica altura de planta se destaca por contar com estimativa de herdabilidades elevada (acima de 70%) com tendência de estabilização tendo em vista valor da inclinação próximo de zero (Tabela 16). Os coeficientes de variação também são baixos (abaixo de 5%) e estabilizados, indicando que os experimentos estão sendo implantados e conduzidos de forma satisfatória para permitir a expressão da variabilidade e garantir a precisão das informações. Comportamento ainda mais favorável foi apresentado para a característica dias para floração, onde as estimativas de herdabilidade são maiores que 90% e coeficientes de variação abaixo de 2%, com decréscimo muito baixo ao longo dos anos (Tabela 17).

**Tabela 16:** Interceptos ( $\beta_0$ ), inclinação ( $\beta_1$ ) e erro residual das estimativas de dos parâmetros referentes à altura de plantas, do modelo de regressão simples.

Estudos	$h^2$		CV		CVg		Média	
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$
Estudo 1 (ECP)	80,51	0,05	4,18	-0,018	4,84	0,12	90,42	0,73
Estudo 2 (ECA)	73,65	-0,078	4,32	0,003	4,79	-0,03	93,005	0,51
Erro residual	14,87		1,60		1,11		10,05	

Estudos	VF		VG		VM	
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$
Estudo 1 (ECP)	24,37	-0,46	19,29	-0,512	4,65	0,09
Estudo 2 (ECA)	24,29	0,76	19,65	0,67	5,02	0,11
Erro residual	12,29		10,62		3,56	

**Tabela 17:** Interceptos ( $\beta_0$ ), inclinação ( $\beta_1$ ) e erro residual das estimativas de dos parâmetros referentes à dias para floração, do modelo de regressão simples.

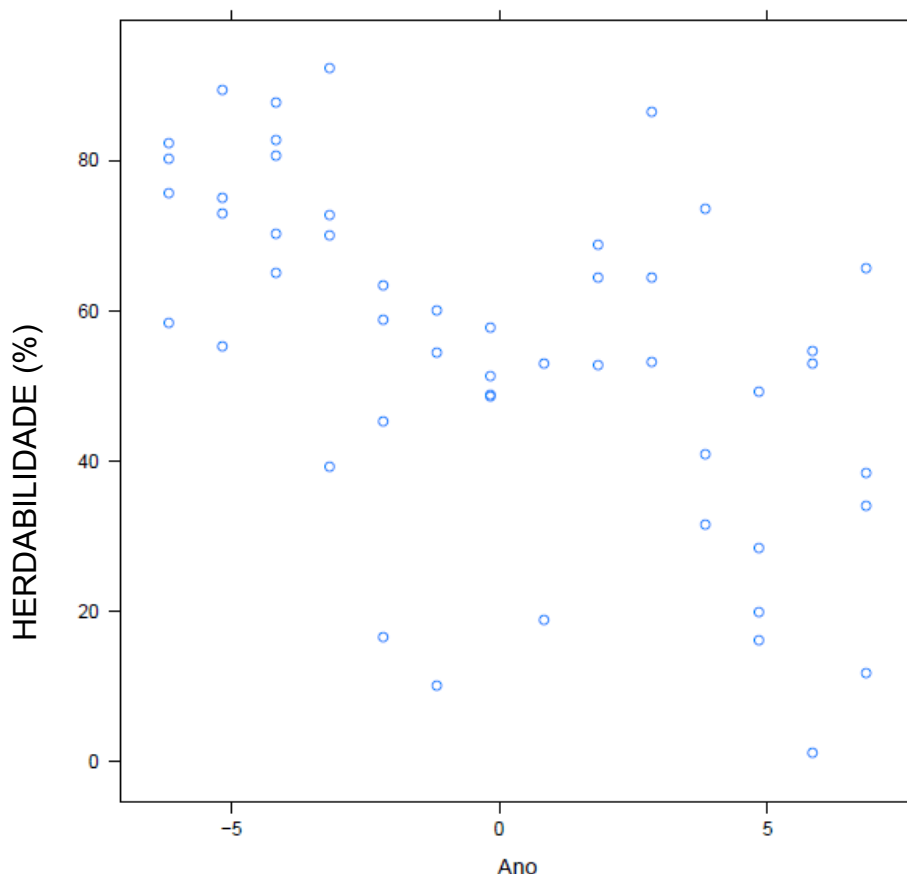
Estudos	$h^2$		CV		CVg		Média	
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$
Estudo 1 (ECP)	91,11	-0,048	1,79	-0,029	4,29	-0,25	107,21	-0,28
Estudo 2 (ECA)	93,29	-0,345	1,38	-0,017	3,21	-0,017	109,17	0,021
Erro residual	6,41		0,87		1,58		6,57	

Estudos	VF		VG		VM	
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$
Estudo 1 (ECP)	25,73	-1,89	12,49	1,01	0,69	0,004
Estudo 2 (ECA)	18,22	0,032	23,40	-1,76	0,77	-0,0001
Erro residual	14,31		10,95		10,95	

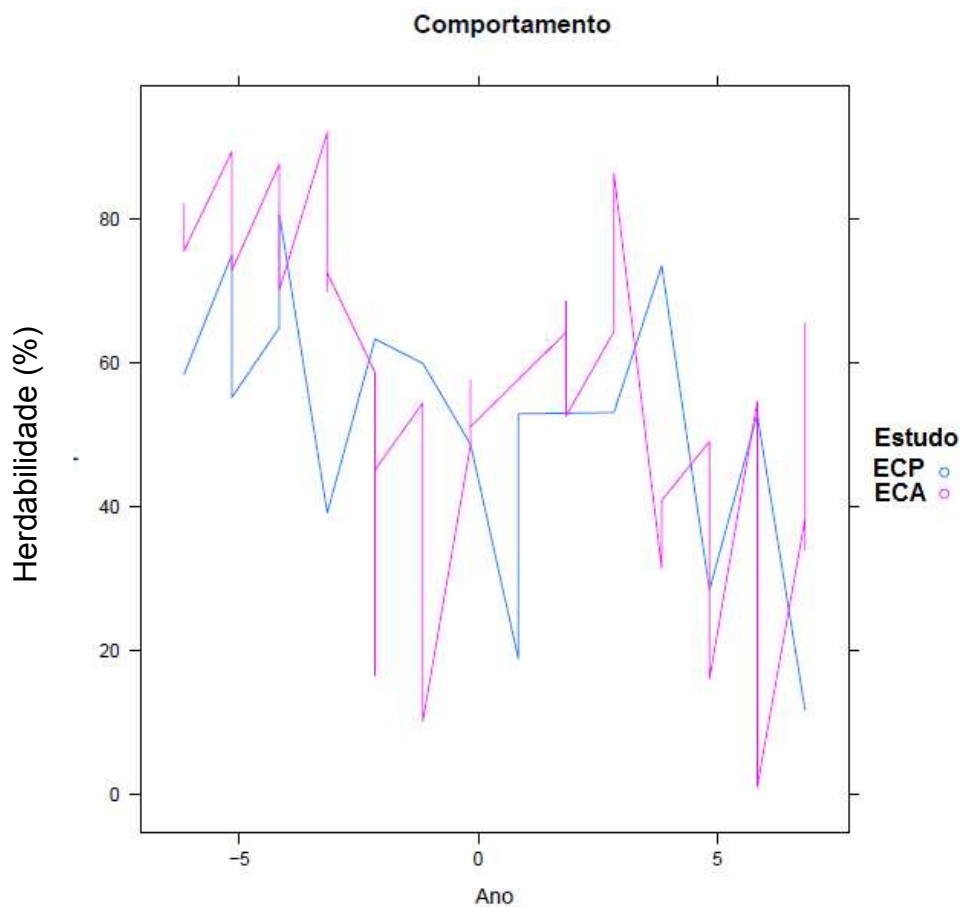
#### 4.3.1.1. Avaliação do efeito de estudo (ECA e ECP)

Considerando os valores das estimativas de herdabilidade em relação ao ano avaliado para produtividade de grãos, sem distinção entre os estudos (ECP e ECA), ou seja, ao ignorar o fato de que os dados vêm de diferentes experimentos, mesmo com a grande dispersão das estimativas no gráfico (Figura 4), pode-se concluir, a partir de uma inspeção visual, que os dados mostram certa relação entre o parâmetro avaliado (Y), neste caso herdabilidade, e ano (X).



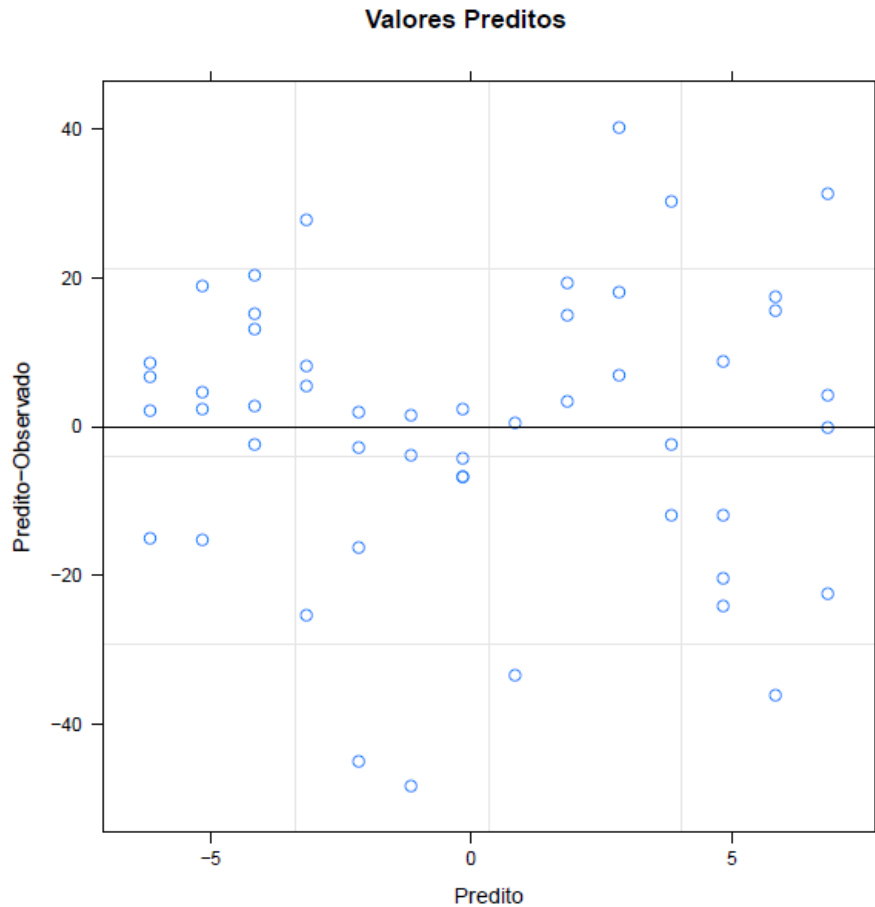
**Figura 4:** Valores de todas estimativas de herdabilidade referente à produtividade de grãos ao longo do tempo.

Realizando uma análise sobre os dados de estimativas de herdabilidade (Y) em relação ao ano (X) dentro de cada estudo (Figura 5), observou que os dados mostram, visualmente, que a relação entre o parâmetro e ano difere daquela implícita quando os dados são examinados sem considerar o efeito de estudos - sem considerar o efeito entre ECP e ECA (Figura 4). A diferença entre as estimativas de herdabilidade para cada estudo é variável ao passar dos anos, ou seja, essa diferença não segue um modelo comum para ECP e ECA. Entretanto, percebeu-se tendência de decréscimo no valor das estimativas ao longo dos anos tanto para o ECP quanto para o ECA, isso implica que os genótipos avaliados mais recentemente são menos divergentes na característica produtividade de grãos.



**Figura 5:** Comportamento da estimativa de herdabilidade referente à produtividade de grãos para o estudo 1 (ECP's) e estudo 2 (ECA's) ao longo do tempo.

Outra forma de verificar o efeito de estudo é analisando o padrão dos resíduos. Verificou que os erros observados a partir do padrão dos resíduos obtidos para estimativas de herdabilidade para produtividade de grãos, não são normalmente distribuídos, ou seja, a relação entre o ano (X) e o parâmetro herdabilidade (Y) não é linear, devido os resíduos estarem muito dispersos e não centrados em zero. Sem a observação individual de cada estudo (ECP e ECA) e análise dos padrões dos resíduos, para a estimativa de herdabilidade referente à característica produtividade de grãos, a conclusão errada que existe uma relação linear entre o ano (X) e parâmetro herdabilidade (Y) nos estudos (ECP e ECA), observada pela Figura 4, poderia ser levada em consideração.



**Figura 6:** Padrões dos resíduos entre os interceptos estimados ( $\beta_0$ ) e os verdadeiros versus os interceptos verdadeiros ( $\beta_0$ ) da modelo de regressão simples do parâmetro de herdabilidade (Y) referente à produtividade de grãos em relação ao ano (X) sem o efeito de estudo entre ECP e ECA.

#### 4.3.1.2. Modelo de regressão simples

O modelo de regressão simples não leva em consideração o efeito de estudo entre o ECP e ECA. Para trabalhos com objetivo de avaliar parâmetros ao decorrer do tempo, o ideal na análise é obter  $\beta_1$  (inclinação) próximo de zero, de forma que  $\beta_0$  (intercepto) represente a estimativa média do parâmetro ao longo dos anos. Para essa finalidade, observou os testes de significâncias a partir do p-valor, com o intuito de verificar a probabilidade das hipóteses  $\beta_1 = 0$  e  $\beta_0 =$  média do parâmetro são verdadeiras. De modo que, se confirmada à significância do intercepto no modelo analisado, o intercepto ( $\beta_0$ ) estimado é diferente estatisticamente do intercepto global (média do parâmetro). De forma contrária, se não existir significância, não pode-se afirmar que o intercepto ( $\beta_0$ ) estimado é diferente estatisticamente do intercepto global (média do parâmetro), sendo assim, adota-se que o intercepto ( $\beta_0$ ) estimado é igual estatisticamente ao intercepto global

(média do parâmetro). O mesmo ocorre para inclinação ( $\beta_1$ ), sendo considerado o valor global da inclinação como zero.

Para a análise conjunta dos dois estudos (ECA e ECP) do modelo de regressão simples, referente à estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos (Tabela 18), observou-se que tanto para o intercepto ( $\beta_0$ ) quanto para a inclinação ( $\beta_1$ ) houve significância (p-valor = 0), ou seja, os valores de intercepto e inclinação para este modelo diferem significativamente dos valores globais desses efeitos (intercepto e inclinação).

**Tabela 18:** Resultado da análise conjunta e individual do modelo de regressão simples, sem considerar o efeito de estudo, da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos.

Análise	Efeito	Valores	Desvio-padrão	p-valor	Erro residual
<b>Conjunta</b>	$\beta_0$	54,865	2,694	0	19,050
	$\beta_1$	-3,025	0,646	0	
<b>Estudo 1 (ECP)</b>	$\beta_0$	51,472			
	$\beta_1$	-2,47722			
<b>Estudo 2 (ECA)</b>	$\beta_0$	56,5986			
	$\beta_1$	-3,02482			

Os interceptos ( $\beta_0$ ) estimados pelo modelo de regressão simples para cada parâmetro, referentes às três características, foram significativos (p-valor < 0,05), ou seja, diferiram dos interceptos globais (média) de cada parâmetro. De modo contrário, as inclinações ( $\beta_1$ ) estimadas obtidas a partir do modelo de regressão simples de todos os parâmetros, referente às características altura de plantas e dias para floração, não apresentaram efeito significativo para p-valor > 0,05. Este fato indica que as inclinações estimadas, por esse modelo de regressão, pertinentes aos parâmetros dessas características, não diferem das respectivas inclinações verdadeiras ou globais.

No entanto, para produtividade de grãos, as inclinações estimadas pelo modelo de regressão simples para os parâmetros CV, VF e média dessa característica obtiveram efeito não significativo (p-valor > 0,05), para os demais parâmetros,  $h^2$ , CVg, VG e VM, verificou efeito significativo (p-valor < 0,05).

A apresentação de resultados no formato de modelo de regressão simples é de fácil entendimento quando há presença de apenas um regressor. Essa prática não pode ser estendida a múltiplos regressores, pois esse tipo de modelo alcança qualitativamente apenas duas dimensões. ST-Pierre (2001) afirma que com a

utilização de modelos mistos adequados uma representação quantitativa em múltiplas dimensões pode ser alcançada, quando almeja realizar meta-análise com múltiplos regressores.

Dessa forma, o modelo de regressão simples ignora o efeito dos estudos, a estimativa do efeito de X sobre Y é enviesada e a estimativa da variância residual também é severamente enviesada, assim, é realizada uma inferência errada sobre os dados. Em alguns casos a inclinação ( $\beta_1$ ) estimada usando uma análise de regressão simples levaria a um sinal que é significativamente oposto ao da verdadeira população subjacente. Esse fato proporciona um resultado onde não apenas a magnitude, mas também os mecanismos biológicos implícitos seriam completamente errados.

#### **4.3.1.3. Modelo de regressão de efeito de estudo fixo com inclusão do fator efeito de estudo**

Na tabela 19, encontram-se os resultados referentes ao modelo de regressão de efeito de estudo fixo das estimativas de herdabilidade para produtividade de grãos. O modelo  $Y \sim \text{Ano} * \text{Estudo}$  refere-se a análise do efeito dos estudos (ECP e ECA) avaliados em conjunto, enquanto o modelo  $Y \sim 0 + \text{Estudo} / \text{Ano}$  refere-se a análise do efeito do ECP e ECA avaliados separadamente. Na análise conjunta dos estudos a inclinação ( $\beta_1$ ) e o intercepto ( $\beta_0$ ) obtiveram p-valor  $< 0,05$  (Tabela 20), diferindo dos seus respectivos valores verdadeiros.

Pela análise da diferença entre os interceptos ( $\beta_0$ ) do ECP e ECA e também pela diferença das inclinações ( $\beta_1$ ) dos mesmos, verificou pelo p-valor  $> 0,05$  que não houve significância, sendo assim provavelmente os estudos (ECP e ECA) compartilham um intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) comuns. Como na análise conjunta, na análise individual para o ECP e ECA, verificou que todas as fontes de efeito foram significativas (p-valor  $< 0,05$ ), também diferindo dos seus respectivos valores globais. Para o modelo de efeito fixo essa afirmação que os estudos (ECP e ECA) não compartilham intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) comuns é a mais adequada.

**Tabela 19:** Resultado da análise de modelo de regressão de efeito fixo da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos.

<b>Conjunta (Y~Ano*Estudo)</b>	<b>Valores</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>p-valor</b>
$\beta_0$	56.59862	3.29800	0.00000
$\beta_1$	-3.31891	0.78485	0.00010
$\beta_0 (ECP) - \beta_0 (ECA)$	-5.12664	5.84132	0.38470
$\beta_1 (ECP) - \beta_1 (ECA)$	0.84169	1.41122	0.55380
<b>Erro residual</b>	<b>19.2159</b>		

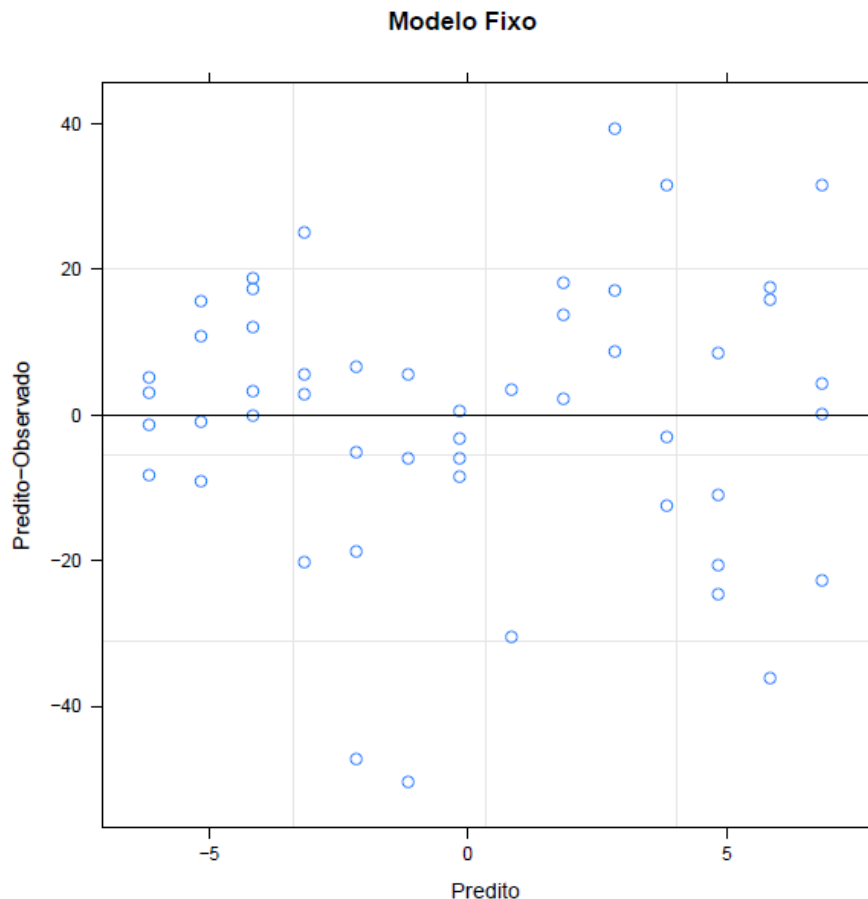
<b>Individual (Y~0+Estudo/Ano)</b>			
$\beta_0 (ECP)$	51.47198	4.82123	0.00000
$\beta_0 (ECA)$	56.59862	3.29800	0.00010
$\beta_1 (ECP)$	-2.47722	1.17284	0.04010
$\beta_1 (ECA)$	-3.31891	0.78485	0.00010

Na análise conjunta para todos os parâmetros das três características os valores dos interceptos estimados ( $\beta_0$ ) foram significativos (p-valor < 0,05), indicando que os valores dos interceptos estimados ( $\beta_0$ ) do modelo de regressão fixo, para os parâmetros, diferem dos valores dos interceptos considerados como verdadeiros para este modelo. Para inclinação ( $\beta_1$ ) houve significância (p-valor < 0,05) apenas para CVg e VG para produtividade de grãos e VG referente à dias para floração. Para os demais parâmetros das três características essas fontes de efeito foram não significativas (p-valor > 0,05).

Na análise individual, para produtividade de grãos e altura de plantas, todos os parâmetros, com exceção da estimativa de herdabilidade referente à produtividade de grãos, obtiveram o mesmo resultado. Para os dois estudos (ECP e ECA), os testes p-valor para o intercepto ( $\beta_0$ ) foram significativos (p-valor < 0,5) e para a inclinação ( $\beta_1$ ) não significativos (p-valor > 0,05).

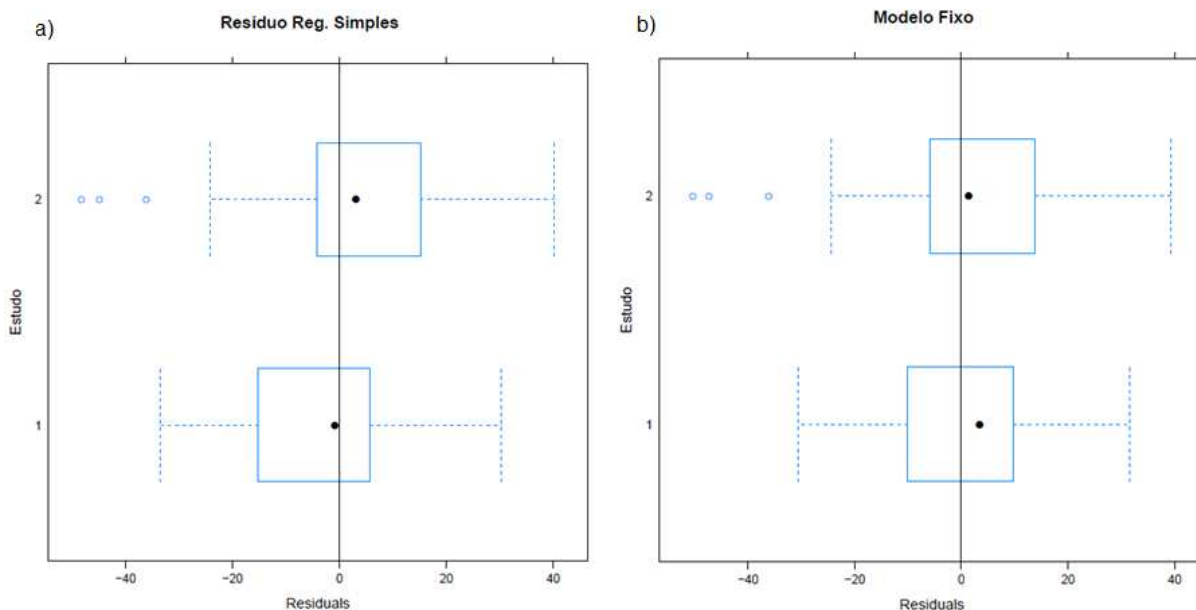
Com relação à análise individual para a característica dias para floração o mesmo padrão dos resultados do intercepto e inclinação obtidos pelos parâmetros das outras características foram verificados para os parâmetros CV, herdabilidade, média e VM. Para os demais parâmetros, CVg, VF e VG, apenas não foi encontrado significância (p-valor > 0,05) para a inclinação do ECP. Tanto as diferenças entre os interceptos estimados ( $\beta_0$ ) quanto as diferenças das inclinações estimadas ( $\beta_1$ ) para ECP e ECA, apenas para CVg e VG referente à dias para floração verificou significância (p-valor < 0,05), sendo assim, estes parâmetros não compartilham um intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) comuns.

Foi realizada, preliminarmente, uma comparação visual entre o modelo de regressão simples sem considerar o efeito de estudo com o modelo de regressão de efeito fixo. Observou que os resíduos, de forma bem sutil, estão mais centrados em zero no modelo de regressão de efeito fixo (Figura 7), em relação ao modelo de resíduo simples (Figura 6, p. 68), indicando que os valores estão mais próximos dos seus valores reais no modelo fixo.



**Figura 7:** Gráfico residual entre os interceptos estimados ( $\beta_0$ ) e os verdadeiros versus os interceptos verdadeiros ( $\beta_0$ ) do modelo de regressão de efeito fixo para o parâmetro de herdabilidade (Y) referente à produtividade de grãos em relação ao ano (X).

Outra forma de efetuar a comparação entre os modelos é utilizando os gráficos da figura 8, onde os resíduos são avaliados para o estudo 1 (ECP) e para o estudo 2 (ECA) individualmente, no modelo de regressão simples (Figura 8a) e de modelo de regressão de efeito fixo (Figura 8b). A partir desses gráficos, a visualização da posição dos resíduos é facilitada. Assim, confirma-se, pela figura 8, que os resíduos estão mais centrados em zero no modelo fixo. Entretanto, essas comparações são apenas visuais, sendo necessário realizar avaliações mais criteriosas para definir qual modelo é o mais adequado.

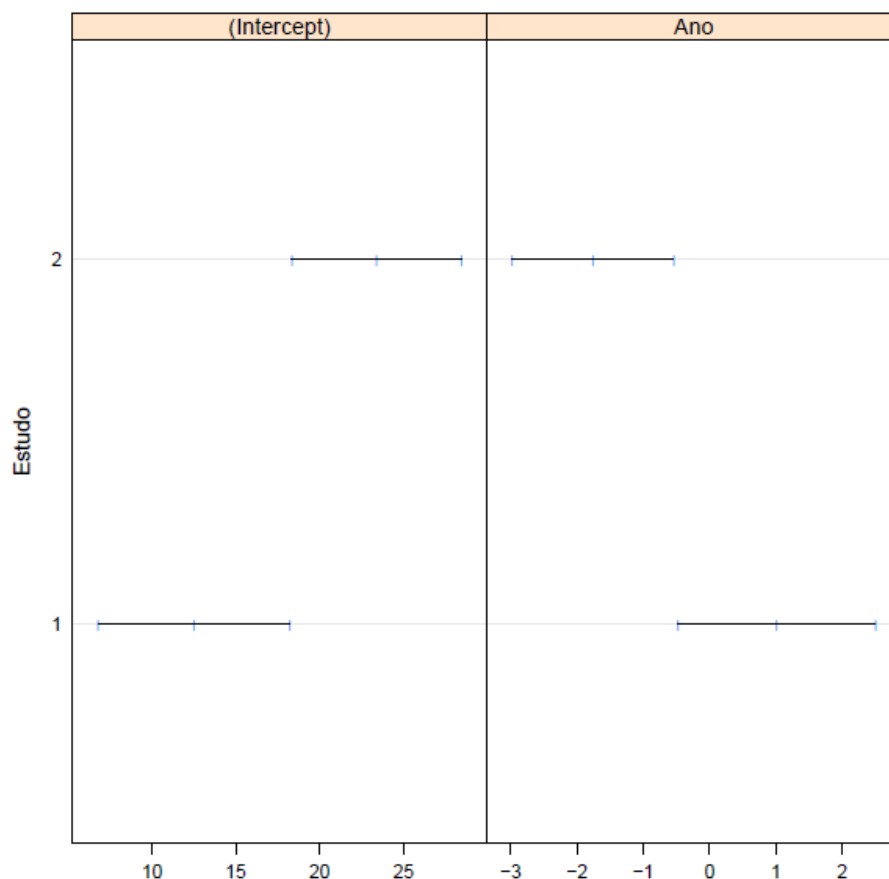


**Figura 8:** a) Gráfico residual do modelo regressão simples e b) Gráfico residual do modelo regressão de efeito fixo para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA), da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos em relação aos anos.

#### 4.3.1.4. Modelo de regressão de efeito de estudo aleatório com inclusão do fator efeito de estudo

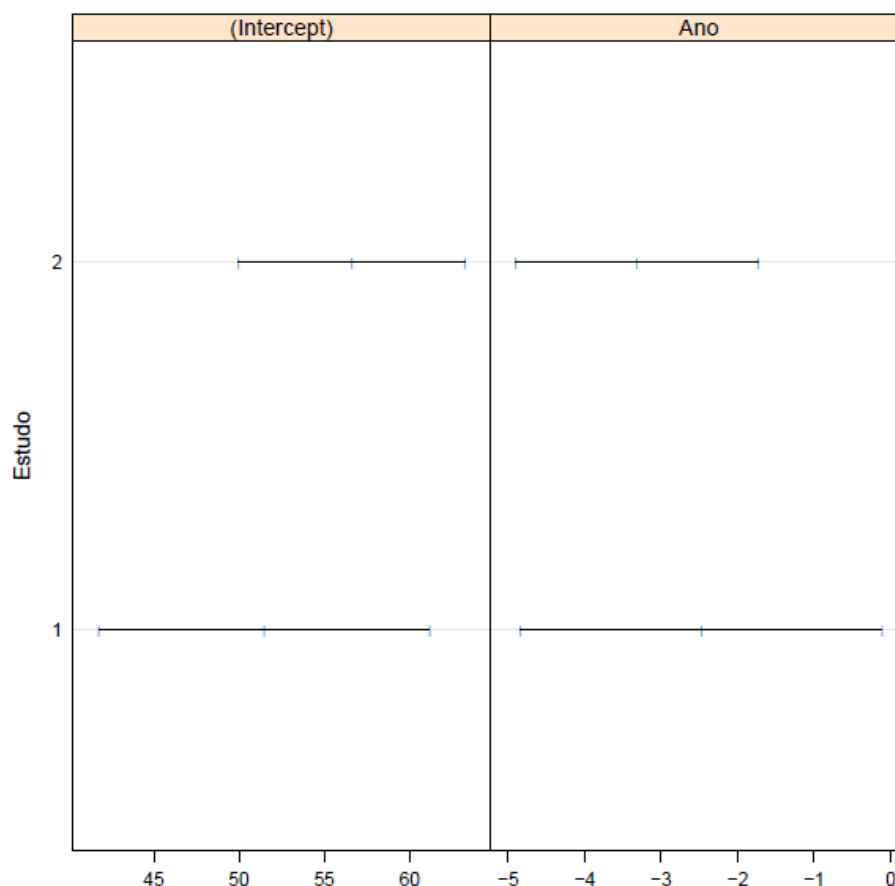
Na análise do modelo de regressão de efeito de estudo aleatório, primeiro verificou se os efeitos intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) são efeitos aleatórios, para assim serem inclusos modelo aleatório. Para isso é necessário avaliar os intervalos de confiança obtidos para o estudo 1 (ECP) e para o estudo 2 (ECA). Caso não exista sobreposição do intervalo de confiança de um estudo sobre o outro, o intercepto ( $\beta_0$ ) e/ou a inclinação ( $\beta_1$ ) não são considerados efeitos aleatórios e não devem ser incluídos no modelo aleatório.

Como ocorreu para CVg para altura de plantas, conforme Apêndice (Figuras A1 a A3, p. A1-A3), VG (Figura 9), VF, e CVg referente à dias para floração, sendo assim não foi possível realizar a análise do modelo de regressão aleatório para esses parâmetros. Na condição contrária, ou seja, com sobreposição do intervalo de confiança dos dois efeitos, intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ), em um estudo sobre o outro, os dois efeitos são considerados efeitos aleatórios e devem ser inclusos no modelo, e assim é possível obter as análises do modelo de regressão aleatório.



**Figura 9:** Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas de variância genética referente à característica dias para floração para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA).

Os intervalos de confiança do intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) da estimativa herdabilidade referente à característica produtividade do estudo 1 (ECP) sobrepõe, quase que completamente, ao do estudo 2 (ECA) (Figura 10). Isso indica que tanto o intercepto ( $\beta_0$ ) quanto à inclinação ( $\beta_1$ ) devem ser incluídos no modelo aleatório. Desse modo é possível obter os resultados do modelo de regressão aleatório. Os mesmos resultados foram obtidos para os outros parâmetros das três características, com exceção das citadas no parágrafo anterior.



**Figura 10:** Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas herdabilidade referente à característica produtividade de grãos para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA).

ST-Pierre (2001) verificou que as limitações de eficiência para a estimativa de componentes de variância devem ser reconhecidas especialmente quando modelos mais complexos estão sendo estimados com número limitado de observações.

Os dados dos estudos 1 e 2 totalizaram 60 observações (experimentos). Entretanto, houve exclusão de observações que foram considerados como outliers e de experimentos que não apresentaram significância para o teste F na análise de variância. Esse número de observações (experimentos) pode ser considerado limitado e ocasionado a não sobreposição dos intervalos de confiança do intercepto ( $\beta_0$ ) e/ou inclinação ( $\beta_1$ ) referente aos parâmetros das características onde não foi possível realizar as análises do modelo regressão aleatório.

A seção denominada “Parte fixa” informa as estimativas e o teste estatístico para o intercepto ( $\beta_0$ ) e a inclinação ( $\beta_1$ ) fixos gerais (Tabela 20). A seção seguinte, “Parte aleatória”, relata as estimativas dos efeitos aleatórios para intercepto ( $\beta_0$ ) e a

inclinação ( $\beta_1$ ) tanto para o estudo 1 (ECP) quanto para o estudo 2 (ECA). Verificou que os valores obtidos pela parte fixa do modelo de regressão de efeito aleatório diferem do obtido pelo modelo de regressão de efeito fixo. Na parte aleatória observou que os valores do intercepto ( $\beta_0$ ) e da inclinação ( $\beta_1$ ) para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA) são iguais em módulo, variando apenas de sinal, para todos os parâmetros das três características avaliadas.

Ambas as estimativas do intercepto ( $\beta_0$ ) e da inclinação ( $\beta_1$ ) do modelo de regressão de efeito aleatório estão muito próximas de seus verdadeiros valores gerais, confirmados pelos pequenos desvios-padrões do intercepto ( $\beta_0$ ) e da inclinação ( $\beta_1$ ) obtidos para todos os parâmetros, incluindo para a estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos (Tabela 20). No entanto, apesar dos pequenos valores dos desvios-padrões obtidos para o intercepto ( $\beta_0$ ) e a inclinação ( $\beta_1$ ) de herdabilidade (Tabela 20), VG e CVg para produtividade de grãos, os efeitos destes parâmetros foram significativamente diferentes dos seus respectivos valores globais (p-valor < 0,05).

**Tabela 20:** Resultado da análise de modelo de regressão de efeito aleatório da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos.

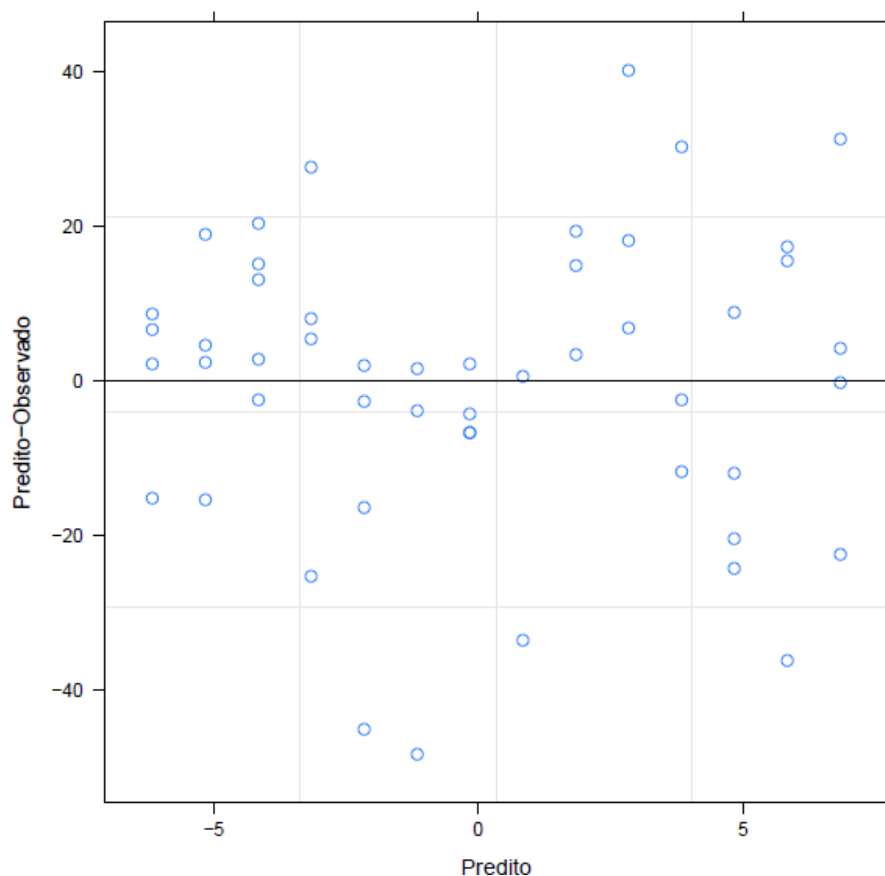
Parte fixa	Valores	Desvio-padrão	p-valor	Erro residual
$\beta_0$	54.86450000000	2.6941227	0	19.2159
$\beta_1$	-3.02482000000	0.6455993	0	
<b>Parte aleatória</b>				
$\beta_0$ (ECP)	-0.00000079895	0.0022489		
$\beta_0$ (ECA)	0.00000079895	0.0022489		
$\beta_1$ (ECP)	0.00000001234	0.0001637		
$\beta_1$ (ECA)	-0.00000001234	0.0001637		

Para os parâmetros CV, média, VF e VM apenas os valores do intercepto ( $\beta_0$ ) foram significativos (p-valor < 0,05). Portanto, para esses parâmetros, os valores dos interceptos estimados ( $\beta_0$ ) diferiram dos seus respectivos valores considerados verdadeiros, já os valores das inclinações estimadas ( $\beta_1$ ) apresentaram comportamento contrário.

Em relação às características altura de plantas e dias para floração, para todos os parâmetros avaliados, onde foi possível à realização das análises para esse modelo, também foram encontrados valores significativos (p-valor < 0,05)

apenas para o intercepto ( $\beta_0$ ). Logo, os valores dos interceptos estimados ( $\beta_0$ ) diferiram dos seus respectivos valores considerados verdadeiros, já os valores das inclinações estimadas ( $\beta_1$ ) não diferiram dos seus respectivos valores globais. Entretanto, verificou que na parte aleatória que é atribuída a outras causas, além da relacionada à parte fixa, mostrou-se não ser relevante na análise, sendo assim, essa parte aleatória pode ser negligenciada, para todos os parâmetros das três características.

Resultados do modelo de regressão aleatórios não podem ser representados graficamente de forma simplista. Isso ocorre porque as observações vêm de uma abordagem em um espaço multidimensional. Quando as observações são reunidas de um espaço multidimensional em um espaço bidimensional, é importante corrigir ou ajustar as observações para as dimensões perdidas, se não a regressão parecerá tendenciosa. No entanto, um gráfico residual convencional poderia ser representado para transmitir a mesma mensagem (ST-PIERRE, 2001).



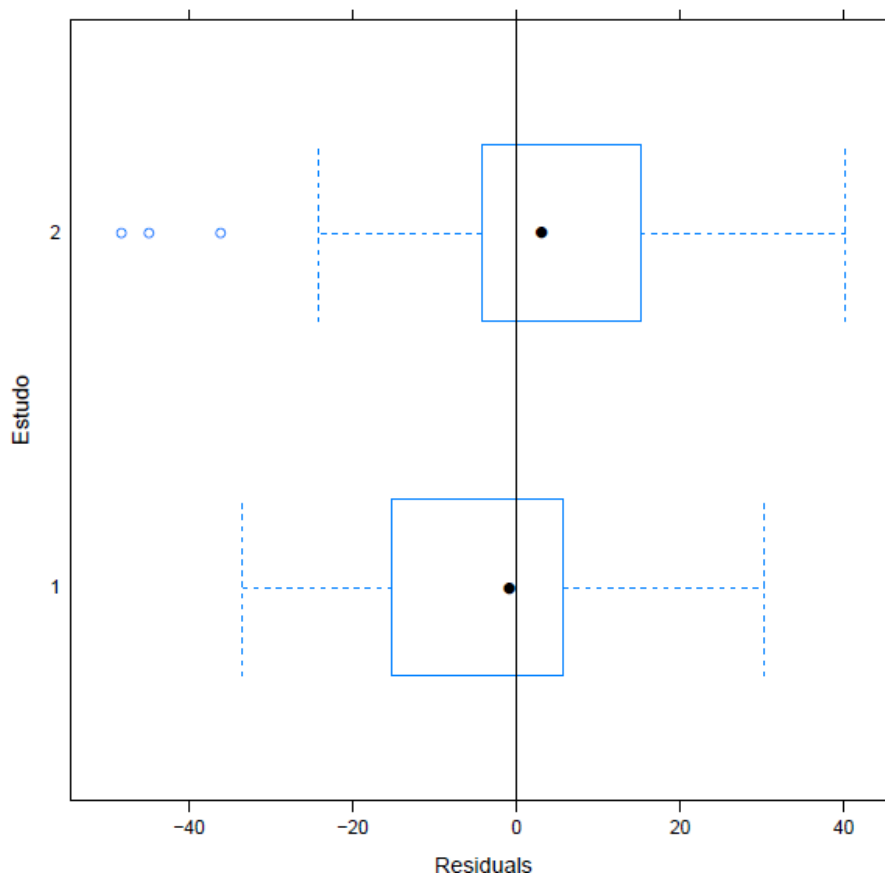
**Figura 11:** Gráfico residual entre os interceptos estimados e os verdadeiros versus os interceptos verdadeiros da análise do modelo aleatório que inclui o efeito aleatório do estudo e sua interação aleatória com a variável preditora X.

Com um conjunto de dados sintético de parâmetros conhecidos, ST-Pierre (2001) relata que os métodos de regressão fixo e aleatório podem ser comparados com base em sua capacidade de estimar o intercepto e a inclinação específica de cada estudo, a partir do gráfico residual da diferença entre os interceptos estimados e os verdadeiros versus os interceptos verdadeiros. Esse autor ainda afirma que com esse gráfico, visualmente, fica claro que o modelo aleatório produz estimativas consistentemente mais próximas de seus valores reais.

Contudo, para os resultados obtidos apenas com um regressor a interpretação deve ser diferente do abordado por ST-Pierre (2001), uma vez que o padrão dos resíduos do modelo de efeito fixo (Figuras 7 e 8b) está mais centrado em zero em relação ao modelo de efeito aleatório (Figuras 11 e 12).

O modelo fixo, considerando as estimativas de herdabilidade para produtividade de grãos, foi preferível mesmo que verificados desvios padrões para o intercepto (2,69) e a inclinação (0,65) menores para o modelo aleatório (Tabela 20) em comparação aos obtidos pelo modelo fixo para os efeitos de intercepto (3,29) e inclinação (0,78) (Tabela 19, p.68).

Os resultados de todos os parâmetros para todas as características obtiveram o mesmo comportamento da herdabilidade para produtividade de grãos, excluindo aqueles que não foram possíveis à realização das análises para o modelo aleatório.



**Figura 12:** Gráfico residual do modelo regressão de efeito aleatório para o estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA), da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos em relação aos anos.

#### 4.3.1.5. Comparação entre os modelos

Existem vários critérios para comparação de modelos atualmente, todavia é difícil relatar qual critério é o mais adequado para esse tipo de comparação. Por isso, além das comparações visuais dos gráficos residuais, para melhor comparação entre os modelos de regressão para análise temporal foi adotado os critérios de informação Akaike (AIC), bayesiano (BIC) e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ).

Como os valores dos critérios AIC e BIC foram menores para o modelo de regressão fixo e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foi o maior para este modelo, o modelo de regressão fixo é preferível para prever valores de estimativas de herdabilidade para produtividade de grãos durante os anos (Tabela 21). Embora o teste L.ration ( $p$ -valor  $< 0,01$ ) tenha confirmado que os modelos fixos e aleatórios não são estatisticamente diferentes.

**Tabela 21:** Comparação entre os modelos pelo critério de informação Akaike (AIC), bayesiano (BIC), coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e teste L.ration (LR) da estimativa de herdabilidade para produtividade de grãos.

<b>Regressão</b>	<b>Modelo</b>	<b>GL</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>	<b><math>R^2</math></b>	<b>LR</b>	<b>p-valor</b>
<b>Simple</b>	1	3	435,8195	441,4331	0,3138		
<b>Fixo</b>	2	5	430,7578	439,9010	0,3309	1vs2: 9,061	0,0108
<b>Aleatório</b>	3	6	441,8195	453,0467	0,3138	2vs3: 9,061	0,0026

Os resultados de todos os parâmetros para todas as características obtiveram o mesmo comportamento da herdabilidade para produtividade de grãos sendo preferível adotar o modelo de regressão de efeito fixo para prever as estimativas dos parâmetros ao longo dos anos.

O modelo de regressão de efeito fixo foi o que obteve o maior coeficiente de determinação dentre os modelos avaliados para cada parâmetro. No entanto, o critério AIC foi menor para o CV das três características, CVg para produtividade de grãos e VM para altura de plantas e dias para floração. Entretanto, como o modelo de regressão simples não difere estatisticamente do modelo de regressão fixo ( $p$ -valor > 0,05) e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foi maior para o modelo de regressão fixo, o modelo de regressão fixo ainda é preferível.

#### **4.3.2 Meta-análise ponderada**

Na meta-análise ponderada obteve-se estimativa combinada de parâmetros a partir de informações obtidas de um conjunto de estudos, sem associação cronológica, mas que representam condições comuns da experimentação daquela cultura de interesse. Assim, é feito levantamento de informações observando a diversidade dos valores obtidos associada a uma medida de precisão que reflita as condições experimentais, delineamentos utilizados, dimensionamento do experimento, dentre outros.

A suposição de independência é satisfeita devido às estimativas dos parâmetros terem sido obtidas de experimentos distintos. Foi observado que todos os parâmetros seguem distribuição normal por meio dos testes de Shapiro-Wilk (W) e Kolmogorov-Smirnov (D), com exceção da herdabilidade para altura de plantas (Tabela 22, 23 e 24).

**Tabela 22:** Valores das estatísticas dos testes de Shapiro-Wilk (W) e Kolmogorov-Smirnov (D) para normalidade, homogeneidade (Q), estimativa da heterogeneidade total ( $\hat{t}^2$ ), proporção da variação total devida à heterogeneidade ( $I^2$ ) e a variabilidade total sobre a variabilidade de amostragem ( $H^2$ ) dos parâmetros avaliados para produtividade de grãos.

Parâmetros	W	D	Q	$\hat{t}^2$	$I^2$ (%)	$H^2$
<b>h<sup>2</sup></b>	0,96 <sup>NS</sup>	0,98	1306,35*	471,52	93,31	14,96
<b>CV</b>	0,95 <sup>NS</sup>	1,00	0,0015 <sup>NS</sup>	0,00	0,00	1,00
<b>CVg</b>	0,98 <sup>NS</sup>	0,97	0,0018 <sup>NS</sup>	0,00	0,00	1,00
<b>Média</b>	0,97 <sup>NS</sup>	1,00	14165,76*	1417215,18	99,61	255,16
<b>VF</b>	0,95 <sup>NS</sup>	1,00	198,25*	28522473098,29	81,20	5,32
<b>VG</b>	0,94 <sup>NS</sup>	1,00	68,75*	3882455097,46	35,09	1,54
<b>VM</b>	0,98 <sup>NS</sup>	1,00	65,01 <sup>NS</sup>	2431623669,26	33,98	1,51

NS = Não significativo a 1% de probabilidade.

\*significativo a 1% de probabilidade.

**Tabela 23:** Valores das estatísticas dos testes de Shapiro-Wilk (W) e Kolmogorov-Smirnov (D) para normalidade, homogeneidade (Q), estimativa da heterogeneidade total ( $\hat{t}^2$ ), proporção da variação total devida à heterogeneidade ( $I^2$ ) e a variabilidade total sobre a variabilidade de amostragem ( $H^2$ ) dos parâmetros avaliados para altura de plantas.

Parâmetros	W	D	Q	$\hat{t}^2$	$I^2$ (%)	$H^2$
<b>h<sup>2</sup></b>	0,93*	1,00	154,5457*	149,5898	64,52	2,82
<b>CV</b>	0,99 <sup>NS</sup>	0,97	36,7576 <sup>NS</sup>	0,6968	20,20	1,25
<b>CVg</b>	0,98 <sup>NS</sup>	0,89	30,6323 <sup>NS</sup>	0,4293	16,86	1,20
<b>Média</b>	0,97 <sup>NS</sup>	1,00	255407,1853*	101,6504	99,97	3727,97
<b>VF</b>	0,98 <sup>NS</sup>	0,96	22163,8287*	80,0431	99,62	265,22
<b>VG</b>	0,97 <sup>NS</sup>	0,95	798,9781*	55,7118	88,15	8,44
<b>VM</b>	0,95 <sup>NS</sup>	0,72	16364,2135*	5,2496	99,23	129,07

NS = Não significativo a 1% de probabilidade.

\*significativo a 1% de probabilidade.

**Tabela 24:** Valores das estatísticas dos testes de Shapiro-Wilk (W) e Kolmogorov-Smirnov (D) para normalidade, homogeneidade (Q), estimativa da heterogeneidade total ( $\hat{t}^2$ ), proporção da variação total devida à heterogeneidade ( $I^2$ ) e a variabilidade total sobre a variabilidade de amostragem ( $H^2$ ) dos parâmetros avaliados para dias para floração.

Parâmetros	W	D	Q	$\hat{t}^2$	$I^2$ (%)	$H^2$
<b>h<sup>2</sup></b>	0,92 <sup>NS</sup>	1,00	11,3859 <sup>NS</sup>	0,00	0,00	1,00
<b>CV</b>	0,957 <sup>NS</sup>	0,59	27,3480 <sup>NS</sup>	0,2133	24,59	1,33
<b>CVg</b>	0,97 <sup>NS</sup>	0,88	214,6208*	1,8324	70,21	3,36
<b>Média</b>	0,99 <sup>NS</sup>	1,00	311382,1280*	39,4238	99,98	4172,61
<b>VF</b>	0,93 <sup>NS</sup>	0,97	2360,3053*	142,8376	98,38	61,91
<b>VG</b>	0,93 <sup>NS</sup>	0,91	929,3715*	122,8303	96,05	25,34
<b>VM</b>	0,93 <sup>NS</sup>	0,52	186,73*	0,0401	90,36	10,38

NS = Não significativo a 1% de probabilidade.

\*significativo a 1% de probabilidade.

Novamente é possível estabelecer medidas combinadas adotando-se dois tipos de modelos. O modelo de efeito fixo pressupõe homogeneidade entre as estimativas dos parâmetros, ao passo que o modelo de efeito aleatório considera que existe variabilidade entre as estimativas. Constatou para média, VF e VG que a hipótese de homogeneidade não foi rejeitada para as três características, dessa forma assumiu o modelo de efeito fixo para esses parâmetros. Esses resultados indicam que para os testes de homogeneidade não existem diferenças substanciais entre experimentos. No entanto, para CV a hipótese de homogeneidade foi rejeitada para as três características, logo, adotou o modelo de efeito aleatório para esses parâmetros.

Com relação ao CVg, para dias para floração e altura de plantas, a hipótese de homogeneidade não foi rejeitada, e assim, assumiu-se o modelo fixo para esse parâmetro. Por outro lado, para produtividade de grãos a hipótese de homogeneidade foi rejeitada para o CVg, sendo assim, declarou o modelo de efeito aleatório para esse parâmetro. Sobre a VM, apenas para produtividade de grãos assumiu um modelo aleatório, para as outras características o modelo fixo foi adotado. Para as estimativas de herdabilidade referentes a produtividade de grãos e dias para floração foi escolhido um modelo de efeito fixo e aleatório, respectivamente. Como o teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W) foi significativo para estimativa de herdabilidade para altura de plantas, a meta-análise não foi aplicada para esse parâmetro.

Em outros trabalhos com meta-análise ponderada foi observado que a hipótese de homogeneidade entre as estimativas de herdabilidade para várias características em café não foi rejeitada, assim o modelo utilizado foi o fixo (CUSTÓDIO et al., 2012; CARVALHO et al., 2012). Ao contrário dos trabalhos realizados para estimar a herdabilidade combinada para característica de crescimento em bovino de corte (GIANNOTTI et al., 2005a; GIANNOTTI et al., 2005b) e de correlação genética entre pesos ao nascer e a desmama de bovinos (GIANNOTTI et al., 2002) em que obtiveram a hipótese de homogeneidade rejeitada, sendo assim, adotaram o modelo de efeito aleatório. Esses resultados diferentes podem ser explicados devido aos trabalhos serem realizados com apenas um parâmetro e para áreas diferentes (animal e vegetal).

Informações na literatura a respeito das estimativas dos parâmetros combinados em melhoramento vegetal via meta-análises são escassas. De tal maneira que em nossa busca foi possível encontrar apenas trabalhos com estimativas de herdabilidade para a cultura do café. Devido essa deficiência, mais trabalhos na área vegetal devem ser realizados para aumentar as possibilidades de comparação.

Os valores das estimativas combinadas e respectivos DP do modelo fixo foram menores ou iguais aos do modelo aleatórios, isso pode ser explicado devido ao modelo fixo ter sido o modelo mais adotado para os parâmetros das características (Tabelas 25, 26 e 27). Entretanto, era de se esperar que o modelo aleatório obtivesse um DP menor em relação ao modelo fixo, já que o modelo aleatório leva em consideração o efeito de estudo.

**Tabela 25:** Estimativas combinadas dos parâmetros ( $\hat{\theta}_m$ ) e seus respectivos desvios padrões (DP) associado a  $\hat{\theta}_m$  dos modelos fixo e aleatório referente à produtividade de grãos.

Parâmetros	FIXO		ALEATÓRIO	
	$\hat{\theta}_m$	DP	$\hat{\theta}_m$	DP
<b>h<sup>2</sup></b>	25,12	0,75	53,68	3,27
<b>CV</b>	14,02	100,21	14,02	100,21
<b>CVg</b>	10,39	101,48	10,39	101,48
<b>Média</b>	4308,35	10,48	4687,75	168,89
<b>VF</b>	255579,83	11674,65	416695,83	30937,29
<b>VG</b>	121673,07	12743,45	155405,16	18455,66
<b>VM</b>	85594,70	9229,06	136949,50	14960,51

**Tabela 26:** Estimativas combinadas dos parâmetros ( $\hat{\theta}_m$ ) e seus respectivos desvios padrões (DP) associado a  $\hat{\theta}_m$  dos modelos fixo e aleatório referente à altura de plantas.

Parâmetros	FIXO		ALEATÓRIO	
	$\hat{\theta}_m$	DP	$\hat{\theta}_m$	DP
<b>h<sup>2</sup></b>	73,1343	1,2571	74,9718	2,1257
<b>CV</b>	3,7971	0,2193	3,6249	0,3038
<b>CVg</b>	4,8734	0,1914	4,7836	0,2611
<b>Média</b>	96,5725	0,0213	92,1335	1,3484
<b>VF</b>	11,3466	0,0285	21,5042	1,5118
<b>VG</b>	9,4857	0,3331	16,3450	1,3342
<b>VM</b>	0,2560	0,0093	0,3438	0,0689

**Tabela 27:** Estimativas combinadas dos parâmetros ( $\hat{\theta}_m$ ) e seus respectivos desvios padrões (DP) associado a  $\hat{\theta}_m$  dos modelos fixo e aleatório referente à dias para floração.

Parâmetros	FIXO		ALEATÓRIO	
	$\hat{\theta}_m$	DP	$\hat{\theta}_m$	DP
<b>h<sup>2</sup></b>	91,8816	1,8065	91,8816	1,8065
<b>CV</b>	0,6300	0,1331	0,9129	0,1969
<b>CVg</b>	3,9433	0,1329	3,8413	0,3415
<b>Média</b>	107,7511	0,0153	108,390	1,0632
<b>VF</b>	24,1043	0,1100	19,4329	2,1894
<b>VG</b>	14,1414	0,3559	15,7506	2,0726
<b>VM</b>	0,2560	0,0093	0,3438	0,0689

A herdabilidade reflete diretamente na variabilidade genética em programas de melhoramento. Para produtividade de grãos, foi encontrado valor moderado para estimativa de herdabilidade combinada (25,12) (Tabela 28), indicando que é necessário investir na variabilidade genética dentro do programa de melhoramento genético de arroz irrigado em Minas Gerais, para almejar maiores ganhos de seleção futuros.

Esse valor baixo para estimativa de herdabilidade combinada para o modelo de efeito fixo é devido à medida de ponderação atribuída para esse parâmetro. A variância da herdabilidade descrita por Falconer e Mackay (1996), sendo a sua inversa o peso para estimativa de herdabilidade, tende a atribuir um peso maior para a estimativa de herdabilidade de menor valor, uma vez que essa variância é dada pelo quociente entre a própria estimativa de herdabilidade dividido pelo número de genótipos avaliados. Portanto, essa variância não mostra ser uma medida de ponderação ideal quando existe alta amplitude dos dados para estimativa de herdabilidade.

Pela estimativa do coeficiente de variação genético (CVg) combinado, cujo valor é de 10,39 é considerado moderado para produtividade de grãos (Tabela 28), verificou conclusão semelhante à obtida pela estimativa de herdabilidade, sobre a variabilidade genética do programa. A variabilidade genética observada pelos parâmetros de  $h^2$  e CVg para produtividade de grãos obtidos pela meta-análise contesta os valores obtidos pelas médias aritméticas desses mesmos parâmetros realizados pelo programa de melhoramento de arroz.

O coeficiente de variação combinado foi baixo para três características, refletindo que os experimentos foram bem conduzidos e que a precisão experimental é alta dentro do programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais.

A obtenção da herdabilidade combinada a partir das estimativas das variâncias fenotípica, genotípica e ambiental combinadas não representa a verdadeira herdabilidade combinada. Visto que a presença de outliers para essas variâncias em experimentos diferentes alteram o valor das estimativas combinadas para cada variância e o modelo adotado para a variância ambiental diferiu das demais variâncias. Mesmo utilizando o mesmo modelo e com/sem a exclusão dos outliers, verificou-se que a herdabilidade obtida, sem levar em consideração das pressuposições da meta-análise, difere da estimativa obtida para herdabilidade combinada. Deste modo, as pressuposições para realização da meta-análise devem ser seguidas criteriosamente, para evitar que erros sejam cometidos ao utilizar essa técnica.

**Tabela 28:** Estimativas combinadas dos parâmetros ( $\hat{\theta}_m$ ) e seus respectivos desvios padrões (DP) associado a  $\hat{\theta}_m$  adotados para três características avaliadas.

Parâmetros	Produtividade de grãos		Altura de plantas		Dias para floração	
	$\hat{\theta}_m$	DP	$\hat{\theta}_m$	DP	$\hat{\theta}_m$	DP
<b>h<sup>2</sup></b>	25,12	0,75	-	-	918,816	18,065
<b>CV</b>	14,02	100,21	36,249	0,3038	0,9129	0,1969
<b>CVg</b>	10,39	101,48	47,836	0,2611	39,433	0,1329
<b>Média</b>	4308,35	10,48	965,725	0,0213	1.077,511	0,0153
<b>VF</b>	255579,83	11674,65	113,466	0,0285	241,043	0,1100
<b>VG</b>	121673,07	12743,45	94,857	0,3331	141,414	0,3559
<b>VM</b>	136949,50	14960,51	0,2560	0,0093	0,2560	0,0093

A média combinada de produtividade de grãos (4.308,35 kg.ha<sup>-1</sup>) foi moderada (Tabela 28). A média aritmética obtida dos experimentos durante os anos de avaliação deste trabalho, também foi moderada (4.689 kg.ha<sup>-1</sup>), indicando que o peso atribuído para esse parâmetro é o ideal a ser utilizado em meta-análise. Contudo, a estimativa combinada da média foi 381 kg.ha<sup>-1</sup> menor em comparação à obtida pela média aritmética. Apesar de a média combinada ter sido menor, o desvio padrão foi muito pequeno, mostrando que a média obtida pela meta-análise é mais precisa e representa melhor o programa em relação à média aritmética dos experimentos.

A meta-análise assegura a obtenção de uma estimativa combinada, com um menor desvio padrão e, conseqüentemente, mais precisa, sobretudo em virtude do aumento do número de observações e, conseqüentemente, do poder estatístico e da possibilidade de examinar a variabilidade entre os estudos, o que não é possível quando se realiza apenas uma média dos resultados publicados (FAGARD et al., 1996).

Desta forma, a meta-análise demonstra ser a técnica mais adequada para avaliar parâmetros dentro de um programa de melhoramento genético, por levar em consideração não apenas a média dos parâmetros e sim a estimativa combinada desse parâmetro ao longo do tempo e o modelo mais adequado para obter a estimativa combinada. No entanto, cada parâmetro deve ser avaliado de forma singular e com conhecimentos prévios sobre o parâmetro.

É importante reforçar que mais estudos nesta linha de pesquisa devem ser realizados para formação de um banco de dados sólido e que sirvam de base comparativa para os programas de melhoramento genético vegetal.

## **5 CONCLUSÕES**

O modelo de regressão simples, por não levar em consideração o efeito de estudo para fins de estratificação, não é o adequado para obter estimativas de parâmetros, quando deseja-se avaliar vários experimentos. Já o modelo de efeito fixo e o modelo de efeito aleatório, por considerar o efeito de estudo, são adequados para obter estimativas combinadas dos parâmetros estudados.

De acordo com a meta-análise temporal, para todos os parâmetros, o modelo de regressão preferível para predição da estimativa dos parâmetros ao longo dos anos foi o modelo de regressão de efeito fixo.

Para a meta-análise ponderada, o coeficiente de variação foi o único parâmetro que adotou o modelo de efeito aleatório como o adequado para obtenção da estimativa combinada desse parâmetro para produtividade de grãos, altura de plantas e dias para floração. Para maioria dos parâmetros das três características foi adotado o modelo de efeito fixo para obtenção da estimativa combinada.

A meta-análise assegura a obtenção de uma estimativa combinada com um menor desvio padrão e, conseqüentemente, mais precisa, o que não é possível quando se realiza apenas uma média aritmética dos resultados publicados.

A meta-análise mostra ser metodologia adequada para avaliar dinamismo em programas de melhoramento genéticos. Entretanto as preposições requeridas para realizá-la devem ser seguidas corretamente.

O programa de melhoramento genético de arroz irrigado de Minas Gerais mostrou ser dinâmico no período de 2004/05 a 2017/18.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABICHEQUER, A. D. **Morfologia e distribuição de arroz irrigado por inundação e sua relação com absorção de nutrientes e o rendimento de grãos**. Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, Faculdade de Agronomia, Universidade Federal de Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2004.

ALLARD, R. W. **Princípios do melhoramento genético de plantas**. Califórnia. 381p, 1971.

ATROCH, A. L.; NUNES, G. H. S. **Progresso genético em arroz de várzea úmida no Estado do Amapá**. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, v.35, p.767-771, 2000.

ARNHOLD, E.; MILANI K. F. **Rank-ordering coefficients of variation for popping expansion**. Acta Scientiarum. Agronomy, v. 33, n. 3, p. 527-531, 2011.

BASTO, A. R. R.; CARVALHO, J. G.; VIEIRA, T. G. C.; BERTONI, J. C. **Nutrição mineral de cultivos de arroz (*Oryza sativa* L.) em solos de várzeas inundados**. Revista ciências agrárias, Belém, n. 43, p.169-182, 2005.

BÁRBARO, I. M. **Análises genéticas em populações de soja com precocidade e resistência ao cancro da haste**. 89f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2006.

BARATA, T. S. **Caracterização do consumo de arroz no Brasil: um estudo na Região Metropolitana de Porto Alegre**. 2005. 93 f. Dissertação (Mestrado em Agronegócios) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul - Cepan, Porto Alegre, RS, 2005.

BARROS, M. S. D. E. **Progresso genético para produção de grãos em doze anos de melhoramento da população elite de arroz de terras altas**, 2015.

BERGMANN, J.; GONZÁLEZ, A.; ZARBIN, P. H. G. **Insect pheromone research in South America**. Journal of Brazilian Chemical Society, São Paulo, v. 20, n. 7, p. 1206-1219, 2009.

BRANQUINHO, R. G. **Regionalização de áreas produtoras de arroz de terras altas e dimensionamento de sua rede experimental para avaliação genotípica**. 117 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Escola de Agronomia e Engenharia de Alimentos, Universidade Federal de Goiás, 2016.

BRESEGHELLO, F.; MORAIS, O. P.; PINHEIRO, P. V.; SILVA, A. C. S.; CASTRO, E. M.; GUIMARÃES, E. P.; CASTRO, A. P.; PEREIRA, J. Á.; LOPES, A. M.; UTUMI, M. M. OLIVEIRA, J. P. **Results of 25 years of upland rice breeding in Brazil**. Crop Science, Madison, v. 51, n. 3, p. 914-923, maio. 2011.

BRESEGHELLO, F.; CASTRO, E. M.; MORAIS, O. P. **Progresso genético pelo melhoramento de arroz de terras altas da Embrapa para os Estados de Goiás, Minas Gerais, Maranhão, Piauí e Mato Grosso**. Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento. Santo Antônio de Goiás: Embrapa Arroz e Feijão, 2006. 24 p.

BRESEGHELLO, F.; MORAIS, O. P.; RANGEL, P. H. N. **A new method to estimate genetic gain in annual crops**. Genetics and Molecular Biology, v.21, n.4, p.551-555, 1998.

BORÉM, A. **Melhoramento de Plantas**. 2.ed. Viçosa: Editora UFV, 1998. 453p.

BORÉM, A.; MIRANDA, G. V. **Melhoramento de plantas**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2005. 525 p.

BORÉM, A.; NAKANO, P. H. **Arroz: do plantio à colheita** - Viçosa, MG: Ed. UFV, 2015.

BORENSTEIN, M. et al. **Introduction to Meta-analysis**. New York: John Wiley & Sons, 2009. 421p.

BORGES, V.; SOARES, A. A.; RESENDE, M. D. V.; REIS, M. S.; CORNÉLIO, V. M. O.; SOARES, P. C. **Progresso genético do programa de melhoramento de arroz de terras altas de Minas Gerais utilizando modelos mistos**. Revista Brasileira de Biometria, v.27, p.478-490, 2009.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 526 p.

CARGNIN, A. **Progresso genético em trinta anos de melhoramento do trigo em Minas Gerais**. 61 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

CARVALHO, S.; P., CUSTÓDIO, T. N.; BALIZA, D. P.; REZENDE, T. T. **Meta-análise para estimativas de herdabilidade de caracteres vegetativos e reprodutivos de Coffea arabica L**. Semina: Ciências Agrárias, Londrina, v. 33, n. 4, p. 1291-1298, jul./ago. 2012. <https://doi.org/10.5433/1679-0359.2012v33n4p1291>

CHANDRARATNA, M. F. **Genetics and breeding of rice**. London: Butler; Tanner, 1964. 379p.

CHANG, T. T.; BARDENAS, E. A. **The morphology and varietal characteristics of the rice** plna. Los Boños: IRRI, 1965. 40p.

CHANG, T. T.; Li, C. C. **Genetics and Breeding**. In: Luh, B. S. Rice: production and utilization. Westposrt: AVI, 1980. p. 87-146.

CHANG, T. T. **Rice**. In: SIMMONDS, N. W. (Ed) Evolution of crop plants. New York: Longman, 1996. p. 147-155.

COCHRAN, W. G. **The combination of estimates from different experiments**. Biometrics 1954; 10: 101-129.

Companhia Nacional de Abastecimento. **Acomp. safra bras. grãos, v. 4 Safra 2016/17 - Décimo segundo levantamento**, Brasília, p. 1-158 setembro 2017. Monitoramento agrícola – Safra 2016/17 Disponível também em: <http://www.conab.gov.br> ISSN 2318-6852.

Companhia Nacional de Abastecimento. **A cultura do arroz** / organizador Aroldo Antonio de Oliveira Neto. – Brasília: Conab, 2015. 180 p. Disponível também em: <http://www.conab.gov.br> ISBN: 978-85-62223-06-8 1. Arroz - Brasil. I. Título.

COOK, D. J.; Mulrow, C. D.; Haynes, R. B. **Systematic reviews: synthesis of best evidence for clinical decisions**. *Annals of Internal Medicine* 1997;126(5):376-380.

CORDEIRO, C.; HIDEO, P.; RANGEL, N.. **Avaliação de populações de arroz irrigado conduzidas por seleção recorrente em várzea de Roraima Material e métodos**, 182–187. (2011)

COSTA, N.H.A.D., SERAPHIN, J.C., ZIMMERMANN, F.J.P. **Novo método de classificação de coeficientes de variação para a cultura do arroz de terras altas. Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.37, n.3, p.243-249, mar. 2002.

COUTO, M. F.; PETERNELLI, L. A.; BARBOSA, M. H. P. **Classification of the coefficients of variation for sugarcane crops**. *Ciência Rural*, v. 43, n. 6, p. 957-961, 2013.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2.ed. rev. Viçosa: UFV. 390p., 2001.

CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa: UFV, 2003. v.2.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J.; CARNEIRO, P. C. S. 2012. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Volume 1. 4ª ed. Editora UFV, Viçosa - MG.

CRUZ, C. D.; **Princípios de Genética Quantitativa**. Editora UFV, Viçosa-MG, 2005.

CRUZ, C. D. **GENES - software package for analysis in experimental statistics and quantitative genetics**. *Acta Scientiarum*. v.35, n.3, p.271-276, 2013.

CRUZ, C.D. **Genes Software – extended and integrated with the R, Matlab and Selegen**. *Acta Scientiarum*. v.38, n.4, p.547-552, 2016.

CRUZ, C.D.; FERREIRA, F.M.; PESSONI, L.A. **Biometria aplicada ao estudo da diversidade genética**. Visconde do Rio Branco: Suprema, 2011. 620p.

CUSTÓDIO, T. N.; BALIZA, D. P.; CARVALHO, S. P.; REZENDE, T. T. **Meta-análise para estimativas de herdabilidade de caracteres vegetativos e reprodutivos de Coffea canephora Pierre**. *Semina: Ciências Agrárias*, Londrina, v. 33, suplemento 1, p. 2501-2510, 2012 DOI: 10.5433/1679-0359.2012v33Sup1p2501.

DALRYMPLE, D. G. **Development and spread of high-yielding rice varieties in developing countries**. Washington: Agency for International Development, 1986. 117p.

DOVALE, J. C.; SOARES, P. C.; CORNÉLIO, V. M. O.; REIS, M. S.; BORGES, V.; BISI, R. B.; SOARES, A. A.; FRITSCHÉ-NETO, R. **Contribuição genética na produtividade do arroz irrigado em Minas Gerais no período de 1998 a 2010**. *Bragantia*, Campinas, v. 71, n. 4, p. 460-466, 2012.

DUDA, L. L. **Seleção Genética de Árvores de Pinus Taeda L. na Região de Arapoti, Paraná.** 2003. 61f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, UFPR.

DUFFIELD, T. F.; MERRILL, J. K.; BAGG, R. N. **Meta-analysis of the effects of monensin in beef cattle on feed efficiency, body weight gain, and dry matter intake.** Journal of Animal Science. 90:4583–4592. 2012 doi:10.2527/jas.2011-5018.

DUTRA-DE-OLIVEIRA, J. E.; MARCHINI, J. S. **Ciências Nutricionais.** São Paulo: Sarvier, 1998.

EGGER, M.; SMITH, G. D.; PHILLIPS, A. N. **Meta-analysis: principles and procedures.** British Journal of Medicine, v.315, p.1533-1537, 1997.

ELIAS, M. C. F.; OLIVEIRA, M.; VANIER, N. L.; PARAGINSKI, R. T.; SCHIAVON, R. A. **Industrialização de arroz por processo convencional e por parboilização.** In: ELIAS, M. C. F.; OLIVEIRA, M.; VANIER, N. L. (Ed.). Qualidade de arroz da pós-colheita ao consumo. Pelotas: Ed. Universidade da UFPEL, 2012. cap. 4, p.43-55.

ELOY, L. R. **Meta-análise do desempenho reprodutivo de novilhas e vacas primíparas de corte.** Tese de Doutorado em Zootecnia – Produção Animal, Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brasil 144p.), março de 2017.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão (Goiânia, GO). 1977. **Manual de métodos de pesquisa em arroz.** Goiânia, 106p.

EUGÈNE, M.; ARCHIMÈDE, H.; SAUVANT, D. **Quantitative meta-analysis on the effects of defaunation of the rumen on growth, intake and digestion in ruminants.** Livestock Production Science, Amsterdam, v. 85, n. 1, p. 81-97, 2004.

FAGARD, R. H.; STAESSEN, J. A.; THIJS, L. **Advantages and disadvantages of the meta-analysis approach.** Journal of Hypertension, v. 14, p. 9-13, 1996. Supplement 2.

FAO. **Arroz Híbrido para Contribuir a la Seguridad Alimentaria.** El arroz es vida. 2004. Disponível em: <<http://www.fao.org/rice2004/es/rice2.htm>>. Acesso em: 26 jan. 2018.

FALCONER, D. S.; MACKAY, T. F. C. **Introduction to quantitative genetics.** 4.ed. New York: Longman, 1996. 464p.

FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas.** 3. ed. Lavras: Ufla, 2012a. Cap. 13. p. 239-263.

FEHR, W. R. **Principles of cultivar development.** New York: Macmillan Publishing Company, 1987. 536p.

FERREIRA, J. P.; SCHMILDT, E. R.; SCHMILDT, O.; CATTANEO, L. F.; ALEXANDRE, R. S.; CRUZ, C. D. **Comparison of methods for classification of the coefficient of variation in papaya.** Revista Ceres, v. 63, n. 2, p. 138-144, 2016.

FLANDRIN, J. L.; MONTANARI, M. (Dir.). **História da alimentação**. São Paulo: Estação Liberdade, 1998.

FONSECA, J. R. et al.,. **Descritores Botânicos, Agronômicos e Fenológicos do Arroz (*Oryza sativa* L.)**. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Embrapa, Dezembro, Santo Antônio de Goiás – GO. 2008.

FRITSCHÉ, N. R.; VIEIRA, R. A.; SCAPIM, C. A.; MIRANDA, G. V.; REZENDE, L. M. **Updating the ranking of the coefficients of variation from maize experiments**. Acta Scientiarum. Agronomy, v. 34, n. 1, p. 99-101, 2012.

GARCIA, C. H. **Tabelas para classificação do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1989. 12p. (Circular técnica, 171).

GIANNOTTI, J. D. G.; PACKER, I. U.; MERCADANTE, M. E. Z. **Meta-análise para estimativas de correlação genética entre pesos ao nascer e desmama de bovinos**. Scientia Agrícola, Piracicaba, v. 59, n. 3, p. 435-440, 2002.

GIANNOTTI, J. D. G.; PACKER, I. U.; MERCADANTE, M. E. Z. **Meta-análise para estimativas de herdabilidade para características de crescimento em bovinos de corte**. Revista Brasileira de Zootecnia, Viçosa, MG, v. 34, n. 4, p. 1173-1180, 2005a.

GIANNOTTI, J. D. G.; PACKER, I. U.; MERCADANTE, M. E. Z.; LIMA, C. G. de. **Análise de agrupamento para implementação da meta-análise em estimativas de herdabilidade para características de crescimento em bovinos de corte**. Revista Brasileira de Zootecnia, Viçosa, MG, v. 34, n. 4, p. 1165-1172, 2005b.

GLASS, G. V. **Primary, secondary, and meta-analysis of research**. Educational Researcher, v.6, p.3-8, 1976.

GLASS, G.V. **Integrating findings: the meta-analysis of research**. Review of Research in Education, Thousand Oaks, v. 5, n. 1, p. 351-379, 1977.

GLASZMANN, J. C.; ARRAUDEAU, M. **Rice plant type variation: “Japonica” - Javanica” relationships**. Rice Genetics Newsletter, Los Baños, v. 3, p. 41-43, 1986.

GOMES, F.P. **O índice de variação, um substituto vantajoso do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1991. 4p. (Circular técnica, 178).

HAUPTLI, L.; HAUSCHILD, L.; LOVATTO, P. A. **Adição de extratos vegetais e antimicrobianos de síntese para leitões na creche: Estudo meta-analítico**. Ciência Rural, Santa Maria, v. 7, in press, 2007.

HIGGINS, J. P. T; THOMPSON, S. G. **Quantifying heterogeneity in a meta-analysis**. Statistics in Medicine 2002; 21(11): 1539-1558.

JACQUARD, A. **Heritability: one word, three concepts**. Biometrics, v.39, n.2, p.465-477, 1983.

JUDICE, M. G.; MUNIZ, J. A.; AQUINO, L. H.; BEARZOTI, E. **Avaliação da precisão experimental em ensaios com bovinos de corte.** Ciência e Agrotecnologia, v. 26, n. 5, p. 1035-1040, 2002.

JUSTO L. P.; SOARES B. G.O; CALIL, H. M. **Revisão sistemática, meta-análise e medicina baseada em evidências: considerações conceituais.** Jornal Brasileiro de Psiquiatria 2005; 54(3): 242-247

KENNEDY, G.; BURLINGAME, B.; NGUYEN, N. **Nutrient impact assessment of rice in major rice-consuming countries.** International Rice Commission Newsletter, Roma, v. 51, p. 33-42, 2002.

KIRBY, K. N. **Advanced data analysis with SYSTAT.** New York: V.N. Reinhold, 1993. 475 p

KOOTS, K. R.; GIBSON, J. P.; SMITH, C. **Analysis of published genetic parameter estimates for beef production traits.** 1. Heritability. Animal Breeding Abstracts, v.62, n.5, p.309-338, 1994.

LEAN, I. J.; THOMPSON, J. M.; DUNSHEA, F. R. **A meta-analysis of Zilpaterol and Ractopamine effects on feedlot performance, carcass trail and shear strenght of meat in cattle.** PloSv one. 12:1-28. 2014. doi:10.1371/journal.pone.0115904.g004

LOVATTO, P. A.; LEHNEN, C. R.; ANDRETA, I.; CARVALHO, A. D.; HAUSCHILD. **Meta-análise em pesquisas científicas – enfoque em metodologias.** Revista Brasileira de Zootecnia, v.36, suplemento especial, p.285-294, 2007.

LOVATTO, P. A.; SAUVANT, D. **Méta-analyse et modélisation de l'ingestion volontaire chez le porc en croissance.** Journées Rech. Porcine en France, Paris, v. 34, p. 129-134, 2002.

LOPES, M. C. B.; LOPES, S. I. G.; CARMONA, P. S.; SANTOS, A. S.; LIMA, A. L.; COSTA, M.S. **Avaliação de genótipos, no ensaio de rendimento preliminar, do programa de melhoramento genético do instituto Rio Grandense do Arroz, na safra 20003/2004.** In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ARROZ IRRIGADO, 4., Santa Maria, 2005. Anais. Santa Maria, 2005. v.1, p.44-46.

LUIZ, A. J. B. (2002). **Meta-análise: Definição, Aplicações e Sinergia com dados espaciais.** Cadernos de Ciência & Tecnologia, 19(3), 407–428.

MACHADO, A. T. **Construção histórica do melhoramento genético de plantas: do convencional ao participativo.** Revista Brasileira de Agroecologia, 2014.

MARTIN, O.; SAUVANT, D. **Meta-analysis of input/output kinetics in lactating dairy cows.** Journal Dairy Science, Savoy, v. 85, n. x, p. 3363-3381, 2002.

MARTINEZ, E. Z. **Meta-análise de ensaios clínicos controlados aleatorizados: aspectos quantitativos.** Medicina (Ribeirão Preto) 2007; 40 (2): 223-235. <http://www.fmrp.usp.br/revista>.

MAZOYER, M.; ROUDART, L. **História das agriculturas no mundo: do neolítico à crise contemporânea**. MAZOYER, M.; ROUDART, L. São Paulo: Editora UNESP; Brasília, DF: NEAD, 2010. 568 p.

MCGEE, H. **Comida & cozinha: Ciência e Cultura da Culinária**. 2. ed. São Paulo: Editora WMF Martins Fontes, 2014.

MOHALLEM, D. F.; TAVARES, M.; SILVA, P. L.; GUIMARÃES, E. C.; FREITAS, R. F. **Avaliação do coeficiente de variação com medida de precisão em experimentos com frangos de corte**. Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia, v. 60, n. 2, p. 449- 453, 2008.

MONTEIRO, R. N. M. **Metodologias de meta-análise aplicadas nas ciências da saúde**. Covilhã, 2010.

MORAIS, O. P.; RANGEL, P. H. N.; FAGUNDES, P. R. R.; CASTRO, E. M.; NEVES, P. C. F.; CUTRIM, V. A.; PRABHU, A. S.; BRODANI, C.; MAGALHÃES JÚNIOR, A. M. **Melhoramento genético**. In: SANTOS, A. B.; STONE, L. F.; VIEIRA, N. R. S. (Ed.). A cultura do arroz no Brasil. 2. ed. rev. Santo Antônio de Goiás: Embrapa Arroz e Feijão, 2006. p. 97-116.

NUNES, J. L. S. **Arroz – Cultivo e Consumo**. Disponível em: <<http://www.moraes.com.br/blog/10/arroz-cultivo-e-consumo>>. Acesso em: 14/08/2017.

OFFNER, A.; BACH, A.; SAUVANT, D. **Quantitative review of in situ starch degradation in the rumen**. *Animal Feed Science and Technology*, Amsterdam, v. 106, n. 1-4, p. 81-93, 2003.

OKA, H. K.; MORISHIMA, H. **Wild and cultivated rice**. In: Matsuo T, Fusuhara Y, Kikuchi F and Yamaguchi H (eds) *The Science of the Rice Plant*. V. 3: Genetics. Food and Agriculture Policy Research Center, Tokyo, pp 88-111.

OLIVEIRA, R. L.; MUNIZ, J. A.; ANDRADE, M. J. B.; REIS, R. L. **Precisão experimental em ensaios com a cultura do feijão**. *Ciência e Agrotecnologica*, v. 33, n. 1, p. 113- 119, 2009.

PEREIRA, J. A. **Cultura do Arroz no Brasil: subsídios para a sua história**. Teresina: Embrapa Mio-Norte, 2002. 226p.

PESEK, J.; BAKER, R. J. **Comparison of predicted and observed responses to selection for yield in wheat**. *Canadian Journal of Plant Sciences*, v.51, n.3, p.187-192, 1971.

PIMENTEL-GOMES, F. **O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas**. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.19, n.12, p.1507-1512, 1984.

PISSINI, C. F. **Aplicações em meta-análise sob um enfoque Bayesiano usando dados médicos**. Tese de mestrado apresentada à Universidade Federal de São Carlos; Brasil: 2006

RAMALHO, M. A. P.; SANTOS, J. B.; ZIMMERMANN, M. J. O. **Genética quantitativa em plantas autógamas: aplicações ao melhoramento do feijoeiro**. Goiânia: Editora da UFG, 1993. 271p.

REIS, E. F. **Ganhos preditos e realizados, por diferentes estratégias de seleção, em populações de soja (*Glycine max (L.)* Merrill)**. Viçosa, 2000. 120p. Tese (D.S.) - Universidade Federal de Viçosa.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Covariância e seu Emprego na Genética e na Experimentação Agrícola**. In: RAMALHO, M.A.P.;

RAY, D. K; MUELLER, N. D.; WEST, P. C.; FOLEY, J. A. **Yield trends are insufficient to double global crop production by 2050**, 2013.

RESENDE, M. D. V. **Correções nas expressões do progresso genético com seleção em função da amostragem finita dentro de famílias de populações e implicações no melhoramento florestal**. Boletim Pesquisa Florestal, Colombo, n.22/23, p.61-77, 1991.

RESENDE, M. D. V. **Genética Quantitativa**. Viçosa: Arka Editora, 2011, 319p.

RESENDE, M. D. V.; DUARTE J. B. **PRECISÃO E CONTROLE DE QUALIDADE EM EXPERIMENTOS DE AVALIAÇÃO DE CULTIVARES**. Pesq Agropec Trop: 182-194, set. 2007. Goiânia-GO, Brasil – [www.agro.ufg.br/pat](http://www.agro.ufg.br/pat)

ROBINSON, P. **Heritability: a second look**. Washington: NAS-NCR, 1963. p.609-614.

ROCHA, M. M.; CAMPELO, J. E. G.; FREIRE FILHO, F.R.; RIBEIRO, V.Q.; LOPES, A. C. A. **Estimativas de parâmetros genéticos em genótipos de feijão-caupi de tegumento branco**. *Revista Científica Rural*, vol. 8, n. 2, p. 135-141. 2003

RODRIGUES, J. A. S. **Progresso genético e potencial de risco da cultura do sorgo granífero (*Sorghum bicolor* L. Moench) no Brasil**. Piracicaba,1990. 171p. **Tese** (Doutorado)–Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

ROSSO, A. F. **Caracterização genética e fenotípica para tolerância ao frio e características agrônômicas em arroz irrigado**. 2006. 98 f. Tese (Doutorado em Fitotecnia) – Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS. 2006.

SACKS, H. S.; BERRIER, J.; REITMAN, D. **Meta-analyses of randomized controlled trials**. *The New England of Medicine* 1987; 316: 450-455.

SEDIYAMA, T.; TEIXEIRA, R. C.; REIS, M. S. **Melhoramento da Soja**. In: BORÉM, A. (Ed.). *Melhoramento de Espécies Cultivadas*. 2. ed. Viçosa: UFV, 2005. Cap. 14. p. 562-572.

SILVA JÚNIOR, A. C. **Progresso genético do programa de melhoramento de arroz irrigado em Minas Gerais no período de 1993/1994 a 2015/2016**. 2017. 69f.

Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 2017.

SILVA, A. R.; CECON, P. R.; RÊGO, E. R.; NASCIMENTO, M. **Avaliação do coeficiente de variação experimental para caracteres de frutos de pimenteiras.** Revista Ceres, v. 58, n. 2, p. 168-171, 2011.

SILVA, L. K. **Metodologias e Diretrizes para a Incorporação de Tecnologias Revisão do Rol pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS).** Julho 2003.

SILVEIRA, G. D.. **Estimativas de parâmetros genéticos visando seleção de genótipos segregantes de soja.** v, 45 f. Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2007.

SOARES, A. A.; SANTOS, P. G.; MORAIS, O. P.; SOARES, P. C.; REIS, M. S.; SOUZA, M. A. **Progresso genético obtido pelo melhoramento do arroz de sequeiro em 21 anos de pesquisa em Minas Gerais.** Pesq. agropec. bras., Brasília, v.34, n.3, p.415-424, mar. 1999.

SOARES, P. C.; MELO, P. G. S.; MELO, L. C.; SOARES, A. A. 2005. **Genetic gain in an improvement program of irrigated rice in Minas Gerais.** Crop Breeding and Applied Biotechnology, Viçosa, v.5, p.142-148.

ST-PIERRE, N. R. **Invited review: Integrating quantitative findings from multiple studies using mixed model methodology.** J Dairy Sci, v.84, p.741-755, 2001

STRECK, N. A.; BOSCO, L. C.; MICHELON, S.; WALTER, L. C.; MARCOLIN, E. (2006). **Duração do ciclo de desenvolvimento de cultivares de arroz em função da emissão de folhas no colmo principal,** 1086–1093.

TAKAHASHI, N. **Differentiation of ecotypes in Oryza sativa L.** In: TAKAHASHI, N., TSUNODA, S. (Eds). Biology of rice. Tokyo : Japan Sci Soc, 1984. p.31- 67.

VASCONCELOS, E. S.; REIS, M. S.; SEDIYAMA, T.; CRUZ, C. D. **Estimativas de parâmetros genéticos da qualidade fisiológica de sementes de genótipos de soja produzidas em diferentes regiões de Minas Gerais.** Ciências Agrárias, Londrina, v. 33, n. 1, p. 65-76, 2012.

VENCOVSKY, R. **Alguns aspectos teóricos e aplicados a cruzamentos dialélicos de variedades.** Piracicaba, 1970. 112p. Tese (Livre Docente) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

VENCOVSKY, R.; MORAIS, A.R.; GARCIA, J.C.; TEIXEIRA, N.M. **Progresso genético em vinte anos de melhoramento de milho no Brasil.** In: CONGRES- SO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 16, 1986, Belo Horizonte. Anais... Sete Lagoas: Embrapa- CNPMS, 1988. p.300-306.

VIEIRA, N. R. A.; CARVALHO, J. L. V. **Qualidade Tecnológica.** In: VIEIRA, N. R. A.; SANTOS, A. B.; SANT’ANA, E. P. A cultura do arroz no Brasil. Santo Antônio de Goiás: Embrapa Arroz e Feijão, 1999. cap. 21, p. 582-604.

WATANABE, Y. (1997). **Genomic constitution of Genus Oryza**. (Tokyo: Food and Agriculture Policy Research Center).

WERNER, E. T.; MOTTA, L. B.; MARTINS, M. Q.; LIMA, A. B. P.; SCHMILDT, E. R. **Coeficiente de variação como medida da precisão em experimentos de cultura de tecidos de plantas**. *Plant Cell Culture & Micropropagation*, v. 8, n. 1-2, p. 27-36, 2012.

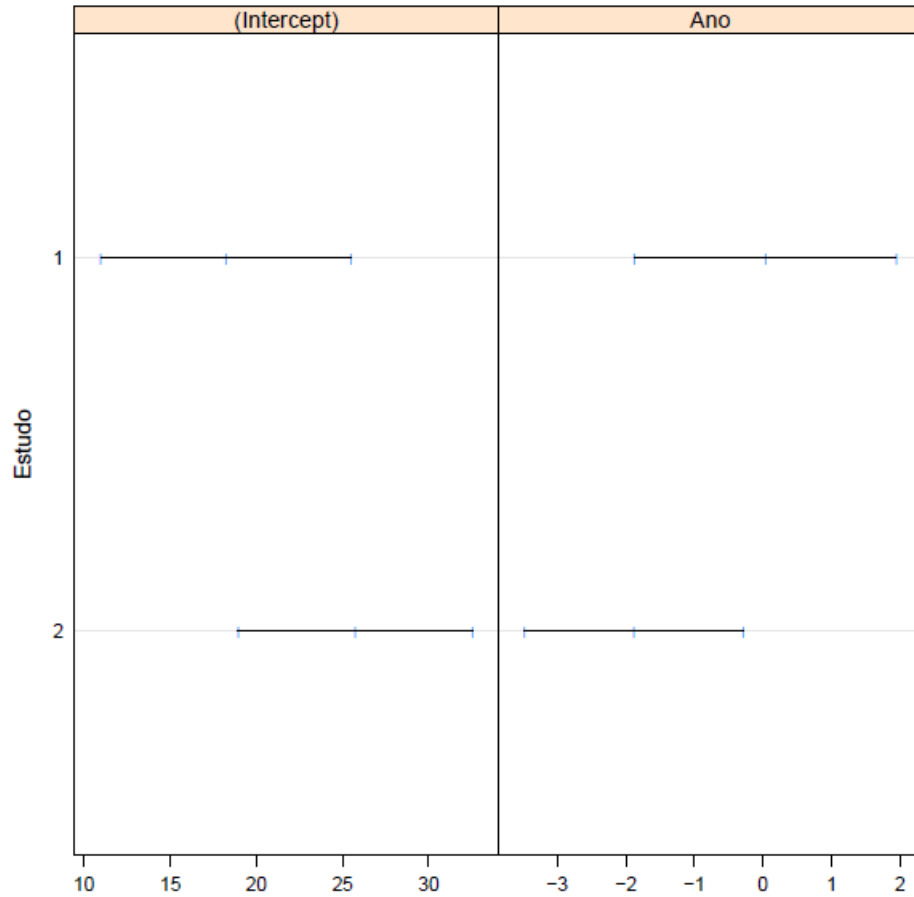
WHITEHEAD A. **Meta-analysis of controlled clinical trial**. Chichester: John Wiley & Sons, 2002.

YOSHIDA, S. **Fundamentals of rice crop science**. Manila: IRRI, 1981.269p.

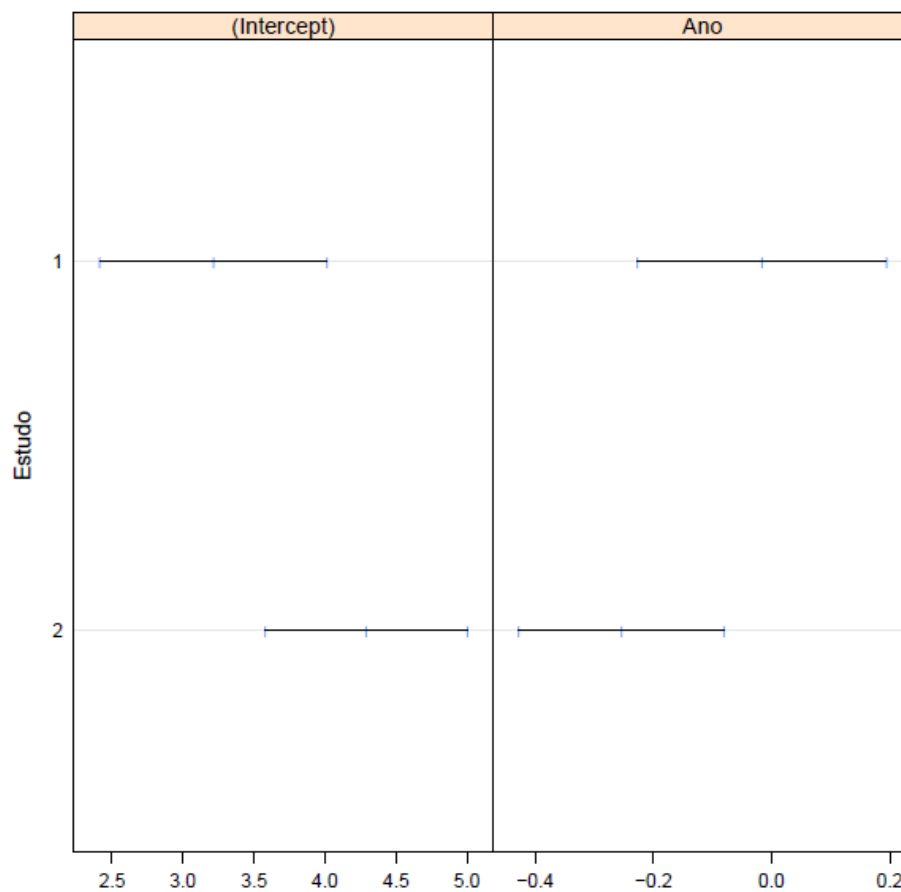
ZHOU, Z.; ROBARDS, K.; HELLIWELL, S.; BLANCHARD, C.. **Composition and functional properties of rice**. 2002, DOI: 10.1046/j.1365-2621.2002.00625.x

## 7 APÊNDICE

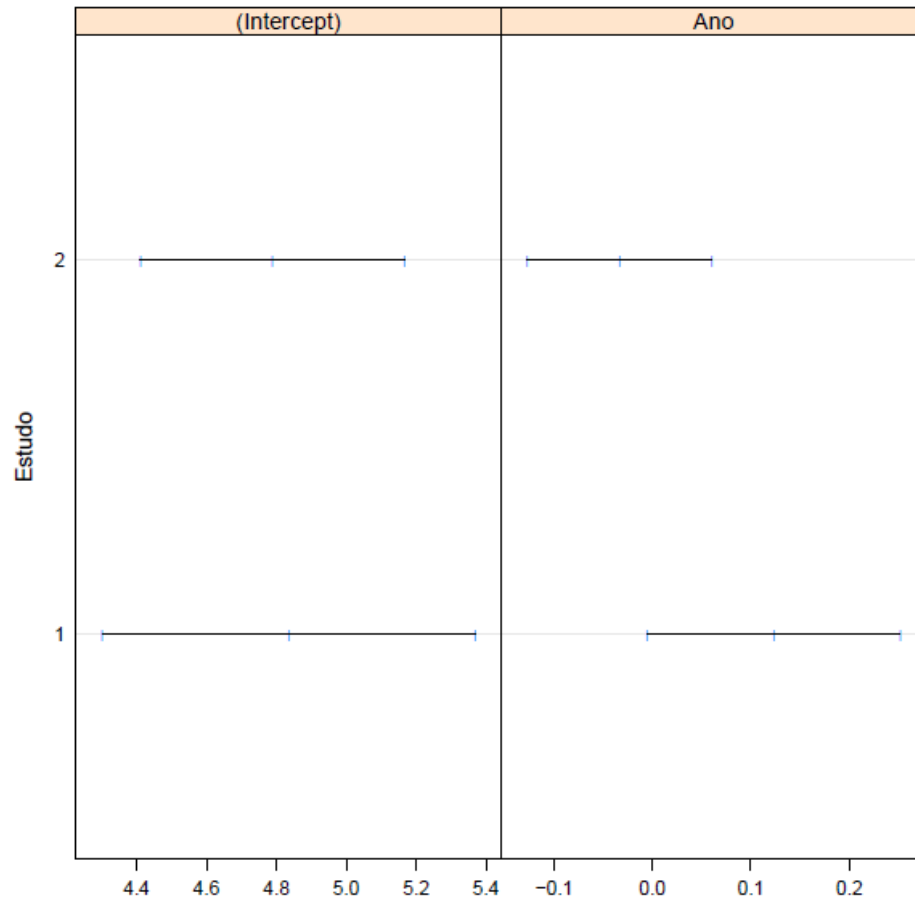
**FIGURAS:** Intervalos de confiança dos resíduos referente aos parâmetros que não obtiveram sobreposição do intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação - Ano - ( $\beta_1$ ) dos estudos.



**Figura 13:** Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas de variância fenotípica referente à característica dias para floração para os estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA).



**Figura 14:** Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas de coeficiente de variação genético referente à característica dias para floração para os estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA).



**Figura 15:** Intervalos de confiança para intercepto ( $\beta_0$ ) e inclinação ( $\beta_1$ ) das estimativas de coeficiente de variação genético referente à característica altura de plantas para os estudo 1 (ECP) e estudo 2 (ECA).