

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
DEPARTAMENTO DE AGRONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA
DOUTORADO EM MELHORAMENTO GENÉTICO DE PLANTAS

GÉRSIA GONÇALVES DE MELO

ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO
CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

Recife-PE
Junho de 2022

GÉRSIA GONÇALVES DE MELO
Engenheira de Biotecnologia e Bioprocessos

**ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO
CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Área de Concentração em Melhoramento Genético de Plantas, da Universidade Federal Rural de Pernambuco, como requisito para obtenção do título de Doutora em Agronomia, Área de Concentração em Melhoramento Genético de Plantas.

COMITÊ DE ORIENTAÇÃO:

Orientador: Prof. Dr^o José Wilson da Silva

Recife-PE

2022

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal Rural de Pernambuco
Sistema Integrado de Bibliotecas
Gerada automaticamente, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- D278a de Melo, Gérsia Gonçalves
Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão pernambucano /
Gérsia Gonçalves de Melo. - 2022.
76 f. : il.
- Orientador: Jose Wilson da Silva.
Inclui referências.
- Tese (Doutorado) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em
Agronomia - Melhoramento Genético de Plantas, Recife, 2022.
1. Abordagem bayesiana . 2. Interação genótipos x ambientes. 3. Métodos frequentistas. 4. Pacote
ammiBayes. 5. Phaseolus vulgaris. I. Silva, Jose Wilson da, orient. II. Título

CDD 581.15

GÉRSIA GONÇALVES DE MELO

**ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO
CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO**

Tese defendida e aprovada pela banca examinadora em: 30/06/2022

ORIENTADOR:

Prof. Dr. José Wilson da Silva (DEPA/UFRPE)

EXAMINADORES:

Prof. Dr. Luciano Antonio de Oliveira (FACET/UFGD)

Prof. Dr. Maxwel Rodrigues Nascimento (CCTA/UENF)

Prof. Dr. Paulo Ricardo dos Santos (IFAP)

Prof. Dr. Ranoel José de Sousa Gonçalves (CDSA/UFCG)

RECIFE-PE

2022

DEDICATÓRIA

*Aos que depositaram confiança
em mim e torceram pelo êxito desta
etapa, declaradamente ou discretamente!
A vocês, dedico!*

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus por me conduzir durante todo esse percurso. O caminho não foi fácil e me senti pequena várias vezes diante dos desafios, mas Deus sempre esteve comigo, mesmo quando duvidei, e me deu forças para contornar os obstáculos e chegar vitoriosamente até aqui.

À minha mãe, Euflauzina Batista, por apoiar e incentivar minhas escolhas acadêmicas, pelo carinho, amor e cuidado em todos os momentos. Pela torcida constante e incansável e por não medir esforços para oferecer o necessário para que eu seguisse meu sonho. Amo-te, Mainha!

Ao meu irmão, Antonio Grecio, que sempre se fez presente e disposto a colaborar com o que eu precisasse, com muito carinho e torcida para que alcançasse os meus objetivos. Amo você, Maninho!

À minha cunhada, Juliana Muniz, pelo carinho e disponibilidade para ajudar quando necessário, assim como pela torcida.

À minha avó materna, Maria do Carmo (*in memoriam*), minha segunda mãe, que sempre desejou minha felicidade. Saudades eternas, Mãe!

Ao meu pai, Gerson José (*in memoriam*), que ficaria muito feliz pela minha conquista. Saudades eternas, Papai!

A todos os demais familiares que acompanharam e vibram com essa conquista, em especial a meu tio Neco, por toda ajuda generosamente oferecida.

Agradeço ao meu orientador Dr José Wilson pela oportunidade, por todas as orientações e principalmente pela confiança. Por ter me acolhido quando precisei de um orientador e ter oferecido um lugar seguro e amigável para que eu seguisse com meu objetivo.

Agradeço aos participantes da banca, Dr Paulo Ricardo, Dr Luciano, Dr Ranoel e Dr Maxwell, que não poderiam ser mais incríveis, oferecendo valiosas contribuições, além de uma enorme receptividade e presteza, não só no dia da defesa como também anteriormente quando os procurei. Foi uma grande honra ter profissionais tão capacitados na minha banca! Agradeço também aos suplentes Dr Antônio e Dr José Luiz.

Não posso deixar de agradecer também ao Dr Carlos e à Dr Alessandra, que junto com o Dr Luciano, foram imprescindíveis para confecção do meu segundo artigo.

Agradecimentos também ao Dr Félix que prontamente disponibilizou os dados que foram a base de todo meu trabalho e também pelas contribuições posteriormente oferecidas.

Aos amigos com quem compartilhei os momentos dessa caminhada, que ocupam muitos nomes e, para não correr o risco de esquecer algum, não citarei, mas tenho certeza que sabem o quanto foram importantes.

Quero agradecer também a minha terapeuta Michelle, que me ajudou a conter as crises de ansiedade e cuidar do meu desgaste emocional, reanimando o brilho que estava apagado.

Por fim, a todos os que torceram por mim e que contribuíram direta ou indiretamente com este resultado.

Muitíssimo Obrigada!!!

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO II

ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

Tabela 1. Características dos municípios pernambucanos, onde foram avaliados os genótipos de feijão carioca nos anos de 2014 e 2015.....35

Tabela 2. Genótipos de feijão carioca avaliados em ensaios de competição nos anos de 2014 e 2015, número de identificação do tratamento (IG).....35

Tabela 3. Resumo da análise de variância conjunta dos ensaios de competição de feijão carioca, avaliados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.....38

Tabela 4. Médias gerais e índices ambientais referentes à produtividade de grãos, em $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$, de genótipos de feijão carioca, avaliados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.....39

Tabela 5. Parâmetros de adaptabilidade e estabilidade, pelas técnicas biométricas de Eberhart e Russell (1966) e de Lin e Binns modificado por Carneiro (1998), para os ensaios de feijão carioca, avaliados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.....40

Tabela 6. Coeficientes de correlação de Spearman entre a média geral da produtividade de grãos ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) de genótipos de feijão carioca e os parâmetros de adaptabilidade e estabilidade de Eberhart e Russel (1966), Lin e Binns (1988) modificado por Carneiro (1998) e AMMI (Zobel et al. 1988), em ensaios de competição realizados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.....44

CAPÍTULO III

PERSPECTIVA AMMI-BAYESIANA NA SELEÇÃO DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

Tabela 1. Características dos municípios pernambucanos, onde foram avaliados os genótipos de feijão carioca, nos anos de 2014 e 2015.....54

Tabela 2. Genótipos de feijão carioca avaliados em ensaios de competição nos anos de 2014 e 2015, número de identificação do tratamento (IG).....54

Tabela 3. Análise de variância conjunta de ensaios de competição de pré cultivares de feijão carioca, avaliadas no Agreste-Sertão de Pernambuco, anos de 2014 e 2015.....59

Tabela 4. Resultados do teste *Fr* de Cornelius da análise AMMI para ensaios de competição de pré-cultivares de feijão carioca, avaliadas no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.....59

Tabela 5. Médias gerais referentes à produtividade de grãos ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) de genótipos de feijão carioca, avaliados no estado de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.....61

| | |
|--|----|
| Tabela 6. Média a <i>posteriori</i> , desvio padrão a <i>posteriori</i> , e intervalo HPD (95% de credibilidade) para o valor singular referente aos possíveis modelos para abordagens..... | 63 |
| Tabela 7. Efeito principal de genótipo, estimativas de efeito fixo, estimativas da média e desvio padrão a <i>posteriori</i> e intervalo HPD (95% credibilidade) (BAMMI-1)..... | 65 |
| Tabela 8. Genótipos de feijão carioca avaliados em ensaios de competição nos anos de 2014 e 2015 e produtividade média de grãos (kg.ha ⁻¹)..... | 68 |

LISTA DE FIGURAS

CAPÍTULO II

ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

Figura 1. Biplot da análise: a- AMMI1 e b- AMMI2, para produtividade de grãos de 14 genótipos de feijão carioca, avaliados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.....42

CAPÍTULO III

PERSPECTIVA AMMI-BAYESIANA NA SELEÇÃO DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

Figura 1. Biplot do modelo AMMI2 com escores genotípicos e ambientais médios para dados de ensaios de competição com feijão carioca no Agreste-Sertão de Pernambuco.....60

Figura 2. Gráficos de traços e densidades das cadeias de MCMC para a variância genotípica e residual de dados de ensaios de competição com feijão carioca no Agreste-Sertão de Pernambuco.....63

Figura 3. Gráficos dos critérios de informação AIC, BIC e AICM para seleção do modelo BAMMI para dados de ensaios de competição com feijão carioca no Agreste-Sertão de Pernambuco.....64

Figura 4: Biplot do modelo BAMMI: a- Escores genotípicos e ambientais médios e b- Regiões de credibilidades bivariadas (95%) para dados de ensaios de competição com feijão carioca no Agreste-Sertão de Pernambuco.....66

Figura 5. Média da Correlação de Pearson (Cor), Correlação de Spearman (CorS) e PRESS para os modelos EM-AMMI e BAMMI (10% de desbalanceamento).....69

Figura 6: Média da Correlação de Pearson (Cor), Correlação de Spearman (CorS) e PRESS para os modelos EM-AMMI e BAMMI (20% de desbalanceamento).....70

SUMÁRIO

| | |
|--|-----|
| RESUMO GERAL | xi |
| GENERAL ABSTRACT | xii |
| CAPITULO I | 13 |
| 1. INTRODUÇÃO | 14 |
| 2. REFERENCIAL TEÓRICO | 15 |
| 2.1 Melhoria do Feijão | 15 |
| 2.2 Interação Genótipos x Ambientes (GxE) | 18 |
| 2.3 Métodos Estatísticos para Análise da Adaptabilidade e Estabilidade | 20 |
| 2.3.1 MÉTODO PROPOSTO POR EBERHART & RUSSEL (1966) | 21 |
| 2.3.2 MÉTODO PROPOSTO POR LIN & BINNS (1988) MODIFICADO POR CARNEIRO (1998) | 22 |
| 2.3.3 MÉTODO AMMI | 22 |
| 2.3.4 MÉTODO AMMI-BAYESIANO | 23 |
| 3. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 25 |
| CAPITULO II | 30 |
| ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO | 31 |
| RESUMO | 31 |
| ABSTRACT | 32 |
| INTRODUÇÃO | 33 |
| MATERIAL E MÉTODOS | 34 |
| RESULTADOS E DISCUSSÃO | 37 |
| CONCLUSÕES | 46 |
| AGRADECIMENTOS | 46 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 47 |
| CAPITULO III | 49 |

| | |
|---|----|
| PERSPECTIVA AMMI-BAYESIANA NA SELEÇÃO DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO..... | 50 |
| RESUMO | 50 |
| ABSTRACT | 51 |
| INTRODUÇÃO | 52 |
| MATERIAL E MÉTODOS..... | 54 |
| Dados Amostrais e Condições Experimentais..... | 54 |
| Análises Estatísticas..... | 55 |
| Distribuições a <i>priori</i> e distribuições condicionais a <i>posteriori</i> | 56 |
| Amostragem MCMC, seleção e comparação de modelos..... | 57 |
| RESULTADOS E DISCUSSÃO..... | 58 |
| Análise AMMI-Clássico..... | 58 |
| Análise AMMI-Bayesiano..... | 62 |
| Avaliação preditiva dos modelos | 69 |
| CONCLUSÕES | 71 |
| AGRADECIMENTOS | 72 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 73 |

ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

RESUMO GERAL

O feijão comum é uma importante fonte de proteínas e apresenta relevante valor socioeconômico no Brasil, que possui preferência pelo tipo comercial carioca. No Agreste-Sertão pernambucano, seu cultivo é feito em vários municípios, com diversas condições edafoclimáticas, que influenciam na produtividade. Para minimizar os efeitos da interação, os melhoristas buscam identificar genótipos adaptáveis e estáveis, e a escolha da metodologia de avaliação da adaptabilidade e estabilidade deve ser feita da forma mais adequada para garantir efetiva análise dos dados. O objetivo desse trabalho foi comparar as metodologias de Eberhart & Russel, Linn & Binns modificado por Carneiro e *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction Analysis* (AMMI), identificando a mais eficiente na seleção simultânea de pré-cultivares de feijão carioca produtivas, adaptadas e estáveis e, por conseguinte, confrontar as versões frequentista e bayesiana da análise AMMI, para avaliação do poder preditivo. Foram utilizadas dez pré-cultivares e quatro testemunhas, em delineamento de blocos casualizados com três repetições. A produtividade de grãos foi avaliada nos anos de 2014 e 2015. Inicialmente, a adaptabilidade e estabilidade foram estimadas pelos métodos de Eberhart & Russell, Lin & Binns modificado por Carneiro e AMMI, que em sequência foram comparadas por meio da correlação de Spearman. Posteriormente, foram realizados desbalanceamentos aleatórios nos dados (10% e 20% de perda) e executadas análises com o AMMI clássico e o AMMI bayesiano (BAMMI), sendo utilizado o algoritmo EM (*expectation-maximization*) para imputar os dados faltantes na análise clássica. Por fim, para avaliar o poder preditivo dos modelos propostos, foi feita validação cruzada usando a correlação entre valores preditos e observados (Cor), Correlação de Spearman (CorS) e PRESS (*Prediction Error Sum Square*). Foi observada ausência de correlação entre Eberhart & Russell e Lin & Binns. O AMMI é o método frequentista mais completo para uso isolado, entretanto, BAMMI apresentou melhor capacidade preditiva, bem como melhor desempenho no estudo da adaptabilidade e estabilidade. O BAMMI apresenta flexibilidade para lidar com dados resultantes de experimentos multiambientais, superando limitações da análise padrão do modelo AMMI.

Palavras-chave: abordagem bayesiana, interação genótipos x ambientes, métodos frequentistas, pacote ammiBayes, *Phaseolus vulgaris*, recomendação de cultivares.

ADAPTABILITY AND STABILITY OF CARIOCA BEAN PRE-CULTIVARS IN AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

GENERAL ABSTRACT

The common bean is an important source of protein in human food and show relevant socioeconomic value in Brazil, which has a preference for the commercial carioca type. In the Agreste-Sertão pernambucano, its cultivation is carried out in several municipalities, with different edaphoclimatic conditions, which influence productivity. To minimize the effects of interaction, breeders seek to identify adaptable and stable genotypes, and the selection of the adaptability and stability assessment methodology must be done in the most appropriate way to ensure effective data analysis. The objective of this work was to compare the methodologies of Eberhart & Russel, Linn & Binns modified by Carneiro, and *Additive Main Effects and Multiplicative Interaction Analysis* (AMMI), identifying the most efficient in the simultaneous selection of productive, adapted and stable carioca bean pre-cultivars and then to confront the frequentist and bayesian versions of AMMI analysis, to assess the predictive power. Ten pre-cultivars and four commercial were used, with a randomized block design and three replications. Grain yield was evaluated in the years of 2014 and 2015. Initially, adaptability and stability were estimated using the techniques of Eberhart & Russell, Lin & Binns modified by Carneiro and AMMI, which were then compared using the Spearman correlation. Subsequently, random imbalances were performed on the data (10% and 20% loss) and analyzes were performed with the classic AMMI and the Bayesian AMMI (BAMMI), using the EM (*expectation-maximization*) algorithm to impute the missing data in the classic analysis. Finally, to assess the predictive power of the proposed models, cross-validation was performed using the correlation between predicted and observed values (Cor), Spearman's Correlation (CorS) and PRESS (Prediction Error Sum Square). No correlation was observed between Eberhart & Russell and Lin & Binns. The AMMI is the most complete frequentist method for isolated use, however, BAMMI showed a better predictive capacity, as well as better performance in the study of adaptability and stability. The BAMMI shows flexibility to deal with data resulting from multi-environmental experiments, overcoming limitations of the standard analysis of the AMMI model.

Keywords: bayesian approach; genotype x environment interaction; frequentist methods; ammiBayes package; cultivar recommendation.

CAPITULO I

INTRODUÇÃO GERAL

1. INTRODUÇÃO

O feijão comum (*Phaseolus vulgaris* L.) apresenta boa qualidade nutricional e se destaca como uma importante fonte de proteínas para alimentação humana, possuindo importante valor social e econômico que atinge tanto a agricultura de subsistência como o setor empresarial agrícola (Tsutsumi et al. 2015).

No cenário agrícola internacional, o Brasil tem assumido posição de destaque entre os maiores produtores e consumidores dessa leguminosa (Oliveira et al. 2020). Vale salientar que entre os grupos comerciais dessa espécie, o feijão carioca tem preferência e representa cerca de 60% do consumo no país (Conab 2021).

O cultivo do feijão comum é realizado em grande parte do território brasileiro, conseqüentemente sendo submetido a condições edafoclimáticas muito diversas, que variam entre e dentro de cada região (Oliveira et al. 2020). O Sertão-Agreste pernambucano representa uma dessas regiões em que os locais de cultivo apresentam características bastante contrastantes (Rocha et al. 2020). É pertinente mencionar que esta região, assim como as demais do Semiárido do Nordeste brasileiro, enfrenta muitos problemas nas atividades agrícolas, em virtude das secas, das altas temperaturas e dos solos salinos, justificando a necessidade do desenvolvimento de cultivares tolerantes à essas condições (Silva et al. 2021).

Considerando os diferentes locais de cultivo, é facilmente observado que a interação genótipos x ambientes (GxE) é persistente e influencia diretamente na produtividade de grãos, implicando em um consistente desafio aos melhoristas para seleção e recomendação de genótipos superiores (Rocha et al. 2020). Nesse sentido, uma pertinente estratégia para minimizar os efeitos da interação remete à identificação de genótipos que apresentem ampla adaptabilidade e estabilidade, maximizando o potencial produtivo de grãos e minimizando os custos de produção (Tavares et al. 2017, Santos et al. 2018, Santos et al. 2019, Oliveira et al. 2020).

As estimativas dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade podem ser obtidas por diversos métodos, baseados em diferentes princípios estatísticos. Os trabalhos disponíveis na literatura demonstram que na cultura do feijão os métodos de Eberhart & Russel (1966), Linn & Binns (1988) modificado por Carneiro (1998), AMMI e modelos mistos, seguindo abordagem frequentista, estão entre os mais utilizados (Rezende et al. 2021). Entretanto, nos últimos anos, a adoção da perspectiva bayesiana para avaliação da adaptabilidade e estabilidade tem sido

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

recorrente (Oliveira et al. 2017, Bernardo Júnior et al. 2018, Silva et al. 2020, Zeffa et al. 2020, Oliveira et al. 2021).

A abordagem bayesiana permite incorporar inferência ao biplot, trabalhar com dados heterocedásticos e desbalanceados, assumir como aleatório o efeito dos genótipos, possibilitando estimar componentes de variância, e admite a incorporação de informações adicionais (*prioris*) à análise (Silva et al. 2020). Todos esses pontos representam limitações da abordagem frequentista (clássica) que podem ser contornados pela análise bayesiana (Oliveira et al. 2015., Romão et. al. 2019, Nascimento et al. 2020, Oliveira et al. 2021).

Considerando as inúmeras metodologias disponíveis, a escolha da mais adequada a ser empregada pode ser consideravelmente difícil e deve ponderar a facilidade da análise e interpretação dos resultados. Assim, o objetivo desse trabalho foi comparar as metodologias de Eberhart & Russel, Linn & Binns modificado por Carneiro e AMMI, identificando a que mais beneficia a seleção simultânea de pré-cultivares de feijão carioca produtivas, adaptadas e estáveis e, por conseguinte, confrontar as versões frequentista e bayesiana da análise AMMI, para avaliação do poder preditivo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Melhoramento do Feijão

O feijão possui destaque na alimentação humana devido à sua composição, atuando como importante fonte de proteínas e aminoácidos essenciais. Além de sua qualidade nutricional, a elevada variabilidade genética dessa leguminosa justifica sua importância no Brasil, visto que possibilita seu cultivo em regiões climáticas diversas (Tsutsumi et al. 2015).

A ampla variabilidade morfológica e a capacidade adaptativa do gênero *Phaseolus* aos mais diversos ambientes estão relacionadas à distribuição de suas espécies, que por sua vez possuem origem em diferentes partes geográficas do mundo (Reifschneider et al. 2015). Esse gênero abrange cerca de 55 espécies (Gepts e Debouck 1993), no entanto, no Brasil são cultivadas basicamente duas: *Phaseolus vulgaris* (feijão comum), e *Phaseolus lunatus* (fava) (Tsutsumi et al. 2015), sendo o feijão comum o mais cultivado e consumido no país (Reifschneider et al. 2015).

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

O feijão carioca se destaca entre os grupos comerciais da espécie *Phaseolus vulgaris* em virtude de sua demasiada apreciação na culinária brasileira. Esse grupo completou 50 anos em 2019, considerando que foi observado pela primeira vez no final da década de 1960 por um agricultor em uma propriedade no estado de São Paulo, que reparou uma planta que se diferenciava das demais na lavoura. A cultivar, que foi analisada pelo Instituto Agronômico de Campinas, surgiu provavelmente a partir de uma mutação espontânea e foi nomeada como carioca devido sua semelhança com uma raça de porcos caipira (Alvim 2019).

No Brasil, esses grãos reconhecidos pela sua cor de tonalidade clara e rajada de marrom, ocupam o lugar de preferência do consumidor em quase a totalidade dos estados (Pereira et al. 2015, Alvim 2019). Diante disso, inúmeras pesquisas foram e continuam sendo realizadas para garantir melhorias no que tange ao aspecto dos grãos e fixação da cor, o processo de colheita, a produtividade, entre outras características. O amplo leque de informações aliado às tecnologias de produção impulsiona a cultura, culminando para seu destaque na vertente empresarial do país, além disso, também possui um papel muito importante na agricultura de subsistência (Alvim 2019).

Os programas de melhoramento genético do feijão contribuíram significativamente com os avanços nessa cultura, beneficiando três classes de interesse: o consumidor, oferecendo grãos de melhor qualidade e com características apreciadas pela demanda de mercado; o produtor, disponibilizando cultivares que, entre outros pontos, dispõem de características que otimizam o processo de colheita mecanizada; e o meio ambiente, pela atenuação da necessidade de utilização de defensivos, em virtude da maior resistência a pragas e doenças, oferecida pelas cultivares melhoradas, além da menor demanda por área de plantio, uma vez que são mais produtivas (Alvim 2019).

O incremento na produtividade nacional de feijão de 488 kg.ha⁻¹ em 1976 para 990 kg.ha⁻¹ em 2021, de acordo com a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), evidencia quantitativamente como os programas de melhoramento exploraram o potencial dessa leguminosa e valorizaram o retorno financeiro do seu cultivo (Conab 2021).

Os programas de melhoramento do feijão possuem como principais objetivos o desenvolvimento de cultivares que englobem as seguintes características: boa

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

arquitetura, para possibilitar e otimizar a colheita; resistência a pragas e doenças, para redução do uso de defensivos químicos; manutenção da produtividade frente às oscilações climáticas; e grãos de qualidade, com curto tempo de cocção e aspecto agradável (Tsutsumi et al. 2015).

Algumas instituições de pesquisa com programas de melhoramento do feijoeiro se destacam no Brasil pelo desenvolvimento e oferta de novas cultivares para o mercado, focando nas necessidades de cada região, sendo estas: Embrapa Arroz e Feijão, Embrapa Clima Temperado, Empresa de Pesquisa Agropecuária do Estado de Minas Gerais (Epamig), Universidade Federal de Viçosa (UFV), Universidade Federal de Lavras (UFLA), Instituto Agrônomo de Campinas (IAC), Instituto Agrônomo do Paraná (IAPAR) e Instituto Agrônomo de Pernambuco (IPA).

O melhoramento do feijão é realizado em maior proporção pelas estatais, ganhando pouca ou nenhuma atenção das multinacionais em virtude do caráter de subsistência dessa leguminosa, resultando em menor velocidade nos avanços da cultura quando comparados com outras, como soja ou milho. Apesar da escassez dos recursos financeiros e logísticos dessas instituições, a contribuição dos programas de melhoramento do feijoeiro ao longo dos anos é notória e abrange uma gama de características, viabilizando e potencializando cada vez mais sua posição no agronegócio (Tsutsumi et al. 2015).

A série histórica das safras de feijão, levantados pela CONAB desde 1976, mostra que, nos últimos 46 anos, registrou-se redução de 37,95% na área colhida de feijão, entretanto, foi observado aumento de 39,20% na produção e 124,39% na produtividade (Conab 2021). Esse progresso ocorreu em resposta principalmente à utilização de novas cultivares, obtidas pelos programas de melhoramento com foco no incremento da produtividade das lavouras. Enfatizando o feijão carioca, que é o mais cultivado nacionalmente, estima-se em 0,72% de crescimento anual na produtividade, o equivalente a 17 kg.ha⁻¹ ao ano, ganho atribuído excepcionalmente ao emprego de cultivares geneticamente superiores (Embrapa 2017).

Um estudo de 22 anos realizado pela Embrapa em diversas regiões produtoras do Brasil e diferentes épocas de semeadura avaliou a eficiência do programa de melhoramento genético da empresa para o feijão carioca, correlacionando as características agrônomicas com a produtividade. O avanço da produtividade observado nesses 22 anos representa um ganho acumulado de 380 kg.ha⁻¹, que

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

equivale a cerca de 1/3 da produtividade média nacional e é atribuído ao impacto das cultivares lançadas devido à sua genética superior, ao direcionamento dessas cultivares levando em consideração a interação com os locais de cultivo e também ao manejo da cultura (Embrapa 2017).

O progresso genético para o feijão carioca não se restringe à produtividade, apresentando considerável ganho também quando se trata da qualidade dos grãos, correspondendo a cerca de 2,37% ao ano e inclui características de interesse do consumidor e da indústria, como tempo de cocção, cor do caldo, manutenção da cor do grão empacotado e rendimento de grãos inteiros no processo de beneficiamento (Embrapa 2017, Alvim 2019).

2.2 Interação Genótipos x Ambientes (GxE)

A interação genótipos x ambientes traduz o comportamento diferencial dos genótipos em função das variações dos ambientes em que são submetidos (Ramalho et al. 2012). Essas diferentes respostas podem ser relacionadas aos fatores fisiológicos e adaptativos (Cruz e Carneiro 2003) ou bioquímicos, inerentes a cada genótipo (Cruz e Regazzi 2001).

No processo de seleção de linhagens, uma das principais dificuldades que os melhoristas encontram remete justamente à interação GxE, uma vez que esta pode mascarar o verdadeiro potencial dos genótipos, superestimando ou subestimando os ganhos genéticos. Por esse motivo, os ensaios finais sempre envolvem vários ambientes, para permitir o isolamento dos componentes da variabilidade e consequentemente minimizar seus efeitos sobre o ganho genético (Branquinho et al. 2014).

A interação GxE pode ser classificada em duas categorias: simples e complexa. A interação simples resulta da variabilidade genética dos genótipos dentro dos ambientes e facilitam as estratégias de seleção por não alterar a classificação dos genótipos nos ambientes. Já a interação complexa indica a falta de correlação linear dos genótipos entre os ambientes, dificultando a recomendação de cultivares de forma mais ampla, visto que geralmente implica que os melhores genótipos em um determinado ambiente não se mantêm como os melhores em outro ambiente (Cruz e Carneiro 2006).

A ausência de interação GxE facilitaria até determinado ponto a seleção de linhagens e a recomendação de cultivares, visto que a avaliação em um único local

seria suficiente para fazer inferências sobre o comportamento dos genótipos e estes resultados seriam generalizados para a maioria dos ambientes de cultivo. Entretanto, o efeito da interação também pode ser aproveitado, pois interações positivas em paralelo com características previsíveis podem contribuir com rendimentos mais elevados, cabendo ao melhorista o trabalho de identificar e explorar de forma vantajosa esse efeito (Duarte e Vencovsky 1999).

Considerando a importância da interação GxE nos programas de melhoramento, os ensaios dos genótipos antes da recomendação de cultivares são conduzidos em diversos ambientes e repetidas vezes para representar eficientemente as condições do ambiente de cultivo, possibilitando a avaliação e quantificação dos efeitos da interação nas características agrônômicas de interesse (Branquinho et al. 2014).

Na cultura do feijão, o efeito da interação GxE é muito pronunciado em resposta à ampla diversidade dos ambientes em que o seu cultivo é realizado (Torga et al. 2013). O ambiente diversificado para o cultivo dessa cultura remete às condições edafoclimáticas inerentes ao próprio território nacional, ao tipo de sistema de cultivo e também às diversas categorias de agricultores que realizam a atividade, que compreendem desde a agricultura de subsistência de base familiar até os grandes empresários e influenciam no grau de tecnologia e investimento aplicado na atividade (Alvim 2019).

Diante do acentuado efeito da interação GxE nas condições de cultivo do feijão, torna-se necessária a aplicação de estratégias que possibilitem o aproveitamento positivo desse efeito, evitando ou minimizando possíveis perdas que possam incorrer sobre as lavouras. Nesse sentido, várias estratégias para obtenção de informações sobre o comportamento das cultivares são discutidas na literatura, dentre elas se destacam as metodologias para análise da adaptabilidade e estabilidade fenotípica, que são amplamente utilizadas pelos melhoristas nos programas de melhoramento (Ramalho et al. 2012).

A ocorrência de interação GxE influencia diretamente na produtividade de grãos, requerendo alternativas que permitam direcionar proveitosamente essa interação na indicação de novas cultivares (Pereira et al. 2015). A estimação dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade configura uma dessas alternativas, possibilitando a avaliação dos genótipos e correta recomendação para múltiplos ambientes, quando

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

dispõem de adaptação ampla, ou para determinados ambientes, quando possuem adaptabilidade específica (Santos et al. 2019).

A adaptabilidade está relacionada à capacidade dos genótipos tirarem proveito do estímulo proporcionado pelo ambiente, enquanto estabilidade remete à propriedade dos genótipos de apresentarem previsibilidade de comportamento em resposta ao estímulo do ambiente (Santos et al. 2018). Ambas as características dependem da constituição genética dos genótipos, sendo influenciadas pelo número de genes e nível de heterozigose que eles possuem (Borém e Miranda 2005).

2.3 Métodos Estatísticos para Análise da Adaptabilidade e Estabilidade

Na literatura são descritos diversos métodos para análise da adaptabilidade e estabilidade, baseados em diferentes princípios. Seguindo a abordagem frequentista, os mais utilizados são os fundamentados em análise de variância, regressão linear, regressão não-linear, estatísticas não paramétricas e análises multivariadas (Oliveira et al. 2020). Na cultura do feijão, muitas pesquisas foram realizadas empregando as metodologias de Eberhart & Russel, Lin & Binns modificado por Carneiro, AMMI e modelos mistos (Domingues et al. 2013, Silva et al. 2013, Branquinho et al. 2014, Tavares et al. 2017, Melo et al. 2018, Santos et al. 2019, Rezende et al. 2021).

A abordagem frequentista possui algumas restrições que dificultam a adequação dos dados experimentais para análise da adaptabilidade e estabilidade. Entre estes pontos está a dificuldade de adotar efeito aleatório para genótipos, impedindo que componentes de variação possam ser estimados; a impossibilidade de trabalhar com dados desbalanceados, que por sua vez é uma necessidade frequente nos ensaios de competição dos programas de melhoramento; e a ausência de medidas de incerteza no biplot (Romão et al. 2019).

Em relação a problemática de desbalanceamento, algumas estratégias foram apresentadas para imputação de dados, utilizando correção preliminar de heterocedasticidade e reescalonamento, ou algoritmos para ponderação de escores (Yan 2014, Rodrigues et al. 2014). Também foram propostas alternativas sobre as regiões de confiança no biplot, supondo normalidade assintótica para pontuações individuais dos genótipos e ambientes, ou a partir de linhas e colunas de bootstrap da matriz de interação GxE (Hu e Yang 2013, Silva et al. 2019). Entretanto, este último método não é bem aceito por não preservar os padrões subjacentes da interação (Yan 2014, Yang et al 2009, Yan et al. 2010).

A perspectiva bayesiana consegue contornar as limitações anteriormente citadas, lidando naturalmente com dados desbalanceados e viabilizando considerar como aleatório o efeito dos genótipos. Além disso, permite construir regiões de credibilidade para todos os parâmetros do modelo, utilizando a distribuição a *posteriori*, e oferece a possibilidade de inserção de informações a *priori*, como as referentes à parentesco, que são tão relevantes nos estudos de progresso genético. Em especial, para os modelos lineares-bilineares, o método bayesiano permite incorporar inferência aos escores genotípicos e ambientais que descrevem a interação GxE, o que tem sido controverso no contexto frequentista (Oliveira et al. 2015).

A utilização da análise bayesiana se fundamenta em descrever toda a incerteza e variação a partir de distribuições de probabilidade e tem sido cada vez mais frequente nos estudos de melhoramento de plantas (Nascimento et al. 2020). Vale salientar que o modelo aditivo-multiplicativo bayesiano mais empregado, de acordo com os trabalhos disponíveis na literatura, remete ao AMMI Bayesiano (Oliveira et al. 2021).

2.3.1 MÉTODO PROPOSTO POR EBERHART & RUSSEL (1966)

A metodologia proposta por Eberhart & Russel (1966) se fundamenta em análise de regressão linear ($y = a + bx$), em que uma equação é estimada para cada genótipo avaliado e a partir disso é avaliada sua adaptabilidade. A resposta relativa de cada genótipo é avaliada em relação às médias ambientais e à sua própria resposta linear (Domingues et al. 2013).

Os parâmetros observados nessa análise são o coeficiente de intercepto (β_0), o coeficiente angular (β_1), os desvios de regressão (σ_{di2}^2), o índice ambiental (I), os coeficientes de determinação (R^2) e o erro experimental (ε_{ij}). O índice ambiental é obtido a partir da subtração da média do ambiente pela média geral e os coeficientes de determinação são estimados para equação obtida para cada genótipo, verificando o ajuste da equação ao genótipo correspondente (Eberhart e Russel 1966).

Nesse sentido, a análise de Eberhart & Russel oferece estimativas de adaptabilidade e estabilidade a partir dos coeficientes de regressão dos valores fenotípicos individuais dos genótipos em relação ao índice ambiental e através dos desvios de regressão, respectivamente (Cruz et al. 2012).

2.3.2 MÉTODO PROPOSTO POR LIN & BINNS (1988) MODIFICADO POR CARNEIRO (1998)

A análise proposta por Lin & Binns (1988) é baseada em métodos não paramétricos e se destaca pela sua facilidade de interpretação. Nessa metodologia, os genótipos superiores são caracterizados por meio de um único e simples parâmetro P_i , que associa estabilidade e produtividade, definindo a superioridade de um genótipo de acordo com seu desempenho próximo do máximo nos ambientes testados (Franceschi et al. 2010).

Para melhor atender as necessidades dos melhoristas, a estimativa P_i foi decomposta conforme a proposta de Carneiro (1998), utilizando índices ambientais positivos e negativos para considerar ambientes favoráveis e desfavoráveis, além da forma geral.

Assim, a metodologia de Lin & Binns modificada por Carneiro oferece a classificação dos melhores genótipos de forma geral e também para ambientes específicos, resultando em maior praticidade aos melhoristas na seleção e recomendação de cultivares (Franceschi et al. 2010).

2.3.3 MÉTODO AMMI

Entre os modelos lineares-bilineares, o AMMI (*Additive Main Effects and Multiplicative Interaction Analysis*) e o GGE (Genotype main effects + Genotype Environment interaction) biplot são os mais utilizados nos estudos de adaptabilidade e estabilidade. Esses modelos diferem na estimativa dos efeitos principais, uma vez que no AMMI são estimados separadamente dos efeitos da interação GxE, que é descrita exclusivamente pelos efeitos bilineares, enquanto no GGE biplot, os efeitos principais de genótipos são estimados juntamente com o efeito da interação GxE e assim os efeitos do G + GxE são descritos simultaneamente na parte multiplicativa do modelo (Oliveira et al. 2021).

O modelo AMMI, combina métodos univariados e multivariados para análise da adaptabilidade e estabilidade, gerando estimativas mais precisas das respostas genotípicas (Duarte e Vencovsky 1999). O detalhamento da interação GxE nesse método é realizado a partir da decomposição da soma dos quadrados da interação em duas porções denominadas padrão e ruído. A boa capacidade preditiva está atrelada ao descarte dos ruídos adicionais ao erro experimental, permitindo a

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

identificação de fatores genotípicos e ambientais mais estritamente relacionados à interação (Gauch 1988, Hongyu et al. 2014).

Desse modo, o enfoque da análise remete à captura de padrões presentes nos dados, que serão utilizados para explicar as diferentes respostas dos genótipos cultivados nos diversos ambientes (Duarte e Vencovsky 1999). Além da efetiva capacidade preditiva, outra vantagem que o AMMI oferece corresponde à representação gráfica (biplot) dos escores dos genótipos e ambientes através da análise multivariada (Gauch e Zobel 1996, Dias et al. 2013).

A interpretação dos biplots é feita a partir da análise da magnitude e do sinal dos escores. Os escores genotípicos e ambientais são plotados no mesmo gráfico e essa ferramenta visual permite e facilita a interpretação da estabilidade e similaridade entre os genótipos e os ambientes (Zobel, Wright e Gauch 1988, Camargo-Buitrago et al. 2011).

2.3.4 MÉTODO AMMI-BAYESIANO

A perspectiva bayesiana se sobressai à frequentista por permitir a utilização de informações prévias sobre o evento estudado, como graus de parentesco e histórico de experimentos anteriores, que podem, a partir de distribuições a priori apropriadas, ser incorporadas à análise. A naturalidade para trabalhar com dados desbalanceados e heterocedásticos também é um ponto em destaque nessa abordagem. Nesse sentido, o modelo AMMI-Bayesiano possui muitas vantagens em relação ao AMMI tradicional (Oliveira et al. 2015).

A utilização do modelo AMMI seguindo a perspectiva bayesiana configura uma estratégia que vem sendo inserida nos estudos de adaptabilidade e estabilidade há poucos anos. Viele e Srinivasan (2000) foram os primeiros pesquisadores que utilizaram essa metodologia, em que exemplificaram como tratar a amostragem dos parâmetros bilineares, referentes a parte multiplicativa do modelo, a partir de técnicas de amostragem baseadas em Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC). E pouco tempo depois, Liu (2001) explorou a convergência e propriedades dos estimadores utilizando as mesmas *prioris* propostas por Viele e Srinivasan (2000).

Crossa et al. (2011) inovaram ao apresentar uma abordagem vetorial para o modelo AMMI em sua versão bayesiana, destacando sua aplicabilidade para a inclusão de informações e, principalmente, sua capacidade para incorporação de inferência aos parâmetros da interação na representação biplot. Entretanto, assim

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

como as primeiras abordagens bayesianas para o modelo AMMI, utilizavam as mesmas restrições do AMMI frequentista para efeitos fixos.

Recentemente, Oliveira et al (2015) conseguiram ampliar a aplicabilidade e potencial desse modelo, ao propor regiões de credibilidade para os escores genotípicos e ambientais considerando efeito aleatório para genótipos, e evidenciaram que esse procedimento acarreta em estimativas mais fidedignas do efeito do genótipo, além de permitir estimar parâmetros genéticos, que são de tanto interesse nos programas de melhoramento genético de plantas.

A construção de regiões de máxima densidade a *posteriori* para os termos da interação, no AMMI-Bayesiano, que são representadas no biplot e oferecem inferência sobre os parâmetros bilineares do modelo, facilitam a identificação de subgrupos homogêneos de genótipos e ambientes e acarretam em maior precisão na seleção dos genótipos mais adaptados e estáveis, através do nível de credibilidade associado (Oliveira et al. 2018).

Vale salientar que as conclusões apresentadas por Oliveira et al (2015) refletiram muito positivamente na comunidade científica e os trabalhos posteriormente realizados vêm mantendo a utilização de efeito aleatório para genótipos, como pode ser observado nas pesquisas de Bernardo Júnior et al (2018), Oliveira et al (2018), Romão et al (2019), Zeffa et al (2020), Nuvunga et al (2021) e Oliveira et al (2021).

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

3. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Alvim AE (2019) UFLA – Há 50 anos, pesquisas colaboram para melhorar a qualidade do feijão carioca. **ANDIFES**.

Bernardo Júnior LAYB, Silva CP, Oliveira LA, Nuvunga JJ, Pires LPM, Pinho RGV and Balestre M (2018). AMMI Bayesian Models to Study Stability and Adaptability in Maize. **Agronomy Journal 110**: 1765-1776.

Borem A e Miranda GV (2005) **Melhoramento de Plantas**. Viçosa, Editora UFV, 525p.

Branquinho RG, Duarte JB, Sousa PIM, Silva Neto SP e Pacheco RM (2014) Estratificação ambiental e otimização de rede de ensaios de genótipos de soja no Cerrado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira 49**: 783-795.

Camargo-Buitrago I, Intire EQM and Gordón-Mendoza R (2011) Identificación de mega-ambientes para potenciar el uso de genótipos superiores de arroz em Panamá. **Pesquisa Agropecuária Brasileira 46**: 1601-1069.

Carneiro PCS (1998) Novas metodologias de análise da adaptabilidade e estabilidade de comportamento. **Tese Doutorado**, Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 168p.

Conab – Companhia Nacional de Abastecimento (2021) Acompanhamento da safra brasileira – grãos – safra 2021/2022 – 2º levantamento, nov. 2021, v. 9, n. 2. **CONAB**, Brasília, 93p.

Crossa J, Crossa J, Perez-Elizalde S, Jarquin D, Cotes JM, Viele K, Liu G and Cornelius PL (2011) Bayesian estimation of the additive main effects and multiplicative interaction model. **Crop Science 51**: 1458-1469.

Cruz CD e Carneiro PCS (2003) **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, Editora UFV, 585p.

Cruz CD e Carneiro PCS (2006) **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, Editora UFV, 585p.

Cruz CD e Regazzi AJ (2001) **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, Editora UFV, 390p.

Cruz CD, Regazzi AJ e Carneiro PCS (2012) **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, Editora UFV, 514p.

Dias CTS, Hongyu K, Araújo LB, Silva MJC, García-Peña M, Araújo MFC, Rodrigues PC, Faria PN and Arciniegas-Alarcó NS (2013) Introdução a Metodologia AMMI. **Sigmae 2**: 38-56.

Domingues LS, Ribeiro ND, Minetto C, Souza JF e Antunes IF (2013) Metodologias de análise de adaptabilidade e de estabilidade para a identificação de linhagens de feijão promissoras para o cultivo no Rio Grande do Sul. **Semina: Ciências Agrárias 34**: 1065-1076.

- MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano
- Duarte JB e Vencovsky R (1999) Interação genótipos x ambientes: uma introdução a análise AMMI. **Sociedade Brasileira de Genética**, Riberão Preto, 60p.
- Eberhart AS and Russell WA (1966) Stability parameters for comparing varieties. **Crop Science** **6**: 36-40.
- Embrapa. Genética eleva em um terço a produtividade do feijão-carioca no País (2017) **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Brasília.
- Franceschi L, Benin G, Marchioro VS, Martin TN, Silva RR e Silva CL (2010) Métodos para análise de adaptabilidade e estabilidade em cultivares de trigo no estado do Paraná. **Bragantia** **69**: 797-805.
- Gauch HG (1988) Model selection and validation for yield trials with interaction. **Biometrics** **44**: 705-715.
- Gauch HG, Zobel W (1996) Ammi analysis of yield trials. In: **Genotype-by-environment interaction**. Boca Raton, CRC, p. 85-122.
- Gauch JH, Zobel RW (1988) Predictive and postdictive success of statistical analyses of yield trials. **Theoretical and Applied Genetics** **76**: 1-10.
- Gepts P. and Debouck D. (1993) Origin domestication and evolution of the common bean (*Phaseolus vulgaris* L.) In: Shoonhoven AV; Voysest O (eds) **Common beans Research for crop improvement**. Cali.CAB International. CIAT, p. 7-53.
- Hongyu K, Garcia-Peña M, Araújo LB and Dias CTS (2014) Statistical analysis of yield trials by AMMI analysis of genotype x environment interaction. **Biometrical Letters** **51**: 89-102.
- Hu Z, Yang R-C (2013) Improved Statistical Inference for Graphical Description and Interpretation of Genotype x Environment Interaction. **Crop Science** **53**:2400-2410.
- Lin CS and Binns MR (1988) A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. **Canadian Journal of Plant Science** **68**:193-198.
- Liu G (2001) Bayesian computations for general linear-bilinear models. **Thesis (Doctor of Philosophy)**, Lexington-Kentucky: University of Kentucky, 169 p.
- Melo PGS, Alvares RC, Pereira HS, Braz AJBP, Faria LC and Melo LC (2018) Adaptability and stability of common bean genotypes in family farming systems. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** **53**: 89-196.
- Nascimento M, Nascimento ACC, Silva FF, Teodoro PE, Azevedo CF, Oliveira TRA, Amaral Junior AT, Cruz CD, Farias FJC, and Carvalho LP (2020). Bayesian segmented regression model for adaptability and stability evaluation of cotton genotypes. **Euphytica** **216**.

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

Nuvunga J, Silva A, Mendes C, Crossa G, Oliveira L, Silva CP, Cândido N, Inácio H and Bueno Filho J (2021). Stability and adaptability of elite upland rice lines using Bayesian-AMMI model. **Australian Journal of Crop Science**: 244-250.

Oliveira LA, Silva CP, Nuvunga JJ, Silva AQ and Balestre M (2015) Credible intervals for scores in the AMMI with random effects for genotype. **Crop Science** **55**: 465-476.

Oliveira LA, Silva CP, Teodoro PE, Torres FE, Corrêa AM and Bhering LL (2018) Performance of Cowpea Genotypes in the Brazilian Midwest Using the Bayesian Additive Main Effects and Multiplicative Interaction Model. **Agronomy Journal** **110**: 147-154.

Oliveira LAD, Silva CPD, Silva AQD, Mendes CTE, Nuvunga JJ, Muniz JA, Bueno Filho JSDS and Balestre M (2021) Shrinkage in the Bayesian analysis of the GGE model: A case study with simulation. **PloS One** **16**: e0256882.

Oliveira TRA, Nascimento M, Santos PR, Costa KDS, Lima TV, Michelon GK, Faria LC, Costa AF, Silva JW, Gravina GA and Oliveira GHF (2020) Bayesian perspective in the selection of bean genotypes. **Journal of Agricultural Science** **12**: 173-180.

Pereira HS, Almeida VM, Melo LC, Wendland A, Faria LC, Peloso MJD e Magaldi MCS (2012) Influência do ambiente em cultivares de feijoeiro-comum em cerrado com baixa altitude. **Bragantia** **71**: 165-172.

Pereira TCV, Schmit R, Haveroth EJ, Melo RC, Coimbra JLM, Guidolin AF e Backes RL (2015) Reflexo da interação genótipo x ambiente sobre o melhoramento genético de feijão. **Ciência Rural** **46**: 411-417.

Ramalho MAP, Abreu AFB, Santos JB e Nunes JAR (2012) **Aplicações da genética quantitativa no melhoramento de plantas autógamas**. Lavras, Ufla, 522p.

Reifschneider FJB, Nass LL, Henz GP, Heinrich AG, Ribeiro CSC, Filho KE, Boiteux LS, Ritschel P, Ferraz RM e Quecini V (2015) Feijão. In: Reifschneider FJB, Nass LL e Henz GP (eds) **Uma pitada de biodiversidade na mesa dos brasileiros**. Brasília, DF, p. 7-24.

Rezende WS, Cruz CD, Borém A and Rosado RDS (2021) Half a century of studying adaptability and stability in maize and soybean in Brazil. **Scientia Agricola [online]** **78**: e20190197.

Rocha RS, Santos PR, Oliveira TRA, Daher RF, Nascimento MR, Souza AG, Oliveira LJS, Silva KRG, Costa KDS, Costa AF and Santos HP (2020) Estimation of adaptability and stability of early strains of 'Carioca' and black beans (*Phaseolus vulgaris*) in Pernambuco State, Brazil. **Australian Journal Crop Science** **14**: 263-270.

Rodrigues PC, Malosetti M, Gauch HG and van Eeuwijk FA (2014) A weighted AMMI algorithm to study genotype-by-environment interaction and QTL-by-environment interaction. **Crop Science** **54**.

- MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano
- Romão RF, Nuvunga JJ, Silva CP, Oliveira LA, Mendes CTE and Balestre M (2019) Predictive ability of AMMI and factorial analytical models in the study of unbalanced multi-environment data. **Genetics and Molecular Research** **18**.
- Santos PR, Costa KDS, Nascimento MR, Lima TV, Souza YP, Costa AF and Silva JW (2018) Simultaneous selection for yield, stability, and adaptability of carioca and black beans. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** **53**: 736-745.
- Santos PR, Oliveira TRA, Skeen P, Nascimento MR, Costa KDS, Araújo ER, Pereira HS and Costa AF (2019) GGE Biplot and REML/BLUP based-analysis of yield stability and adaptability for common beans in multi-environment trials. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias** **14**.
- Silva GAP, Chiorato AF, Gonçalves JGR, Perina EF, Carbonell SAM (2013) Análise da adaptabilidade e estabilidade de produção em ensaios regionais de feijoeiro para o Estado de São Paulo. **Revista Ceres** **60**: 059-065.
- Silva CP, Oliveira LA, Nuvunga JJ, Pamplona AKA, Balestre M (2019) Heterogeneity of Variances in the Bayesian AMMI Model for Multienvironment Trial Studies. **Crop Science** **59**:2455-2472.
- Silva A, Oliveira L, Silva CP, Mendes C, Medeiros E e Safadi T (2020) Aplicação do modelo AMMI-bayesiano no estudo de estabilidade e adaptabilidade genotípica em dados de mostarda. **Research, Society and Development** **9**: e166997023.
- Tavares T, Sousa S, Salgados F, Santos G, Lopes M e Fidelis R (2017) Adaptabilidade e estabilidade da produção de grão em feijão comum (*Phaseolus vulgaris*). **Revista de Ciências Agrárias** **40**: 210-220.
- Torga PP, Melo PGS, Pereira HS, Faria LC, Peloso MJ and Melo (2013) LC Interaction of common beans cultivars of the black group with years, locations and sowing seasons. **Euphytica** **189**: 239-248.
- Tsutsumi CY, Bulegon LG e Piano JT (2015) Melhoramento genético do feijoeiro: avanços, perspectivas e novos estudos, no âmbito nacional. **Nativa** **3**: 217-223
- Viele K and Srinivasan C (2000) Parsimonious estimation of multiplicative interaction in analysis of variance using kullback-leibler information. **Journal of Statistical Planning and Inference** **84**: 201-219.
- Yan W (2014) **Crop Variety Trials: Data Management and Analysis** [Internet]. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons.
- Yan W, Glover KD and Kang MS (2010) Comment on “Biplot Analysis of Genotype × Environment Interaction: Proceed with Caution,” by R.-C. Yang, J. Crossa, P.L. Cornelius, and J. Burgueño in *Crop Science* 2009 49:1564–1576. **Crop Science** **50**:1121–1123.
- Yang R-C, Crossa J, Cornelius PL and Burgueño J (2009) Biplot Analysis of Genotype × Environment Interaction: Proceed with Caution. **Crop Science** **49**:1564–1576.

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

Zeffa DM, Moda-Cirino V, Medeiros IA, Freiria GH, Neto J, Ivamoto-Suzuki ST, Delfini J, Scapim CA, and Gonçalves L (2020) Genetic Progress of Seed Yield and Nitrogen Use Efficiency of Brazilian carioca Common Bean Cultivars Using Bayesian Approaches. **Frontiers in plant science 11**.

CAPITULO II

**ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA
NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO**

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO^{1*}

Melo, G.G.² Santos, P.R.³ Gonçalves, R.J.S.⁴ Nascimento, M. R.⁵ Costa, A.F.⁶ Silva, J.W.²

*Artigo publicado na Revista Brasileira de Ciências Agrárias (v.17, n.3, setembro de 2022)

RESUMO

As estimativas de adaptabilidade e estabilidade são utilizadas em programas de melhoramento de plantas para identificar cultivares que expressam comportamento previsível e ótimo desempenho em mais de um ambiente. Assim, o objetivo deste trabalho foi comparar técnicas biométricas para seleção simultânea de pré-cultivares de feijão carioca para alta adaptabilidade, estabilidade e produtividade de grãos nas condições do Agreste-Sertão Pernambucano do Brasil. Os ensaios foram realizados nos municípios de Arcoverde, São João e Belém de São Francisco. Foram utilizadas dez pré-cultivares e quatro testemunhas comerciais e o delineamento em blocos casualizados, com três repetições. A produtividade de grãos foi avaliada nos anos de 2014 e 2015. As análises de variância foram realizadas e a adaptabilidade e estabilidade foram estimadas pelas técnicas de Eberhart & Russell, Lin & Binns modificado por Carneiro e AMMI. As técnicas foram comparadas por meio da correlação de Spearman. Nenhuma correlação foi observada entre Eberhart & Russell e Lin & Binns modificado por Carneiro. AMMI é a técnica mais completa para uso isolado. As pré-cultivares CNFC 15460, CNFC 15462, CNFC 15504 e CNFC 15507 contemplam ampla adaptabilidade, estabilidade e produtividade, sendo indicadas para o Agreste-Sertão de Pernambuco.

Palavras-chave: AMMI, Eberhart & Russell, interação genótipos x ambientes, Lin & Binns, *Phaseolus vulgaris*; recomendação de cultivares.

¹Este trabalho é parte da tese de doutorado do primeiro autor

² Departamento de Agronomia, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife-PE, Brasil

³ Instituto Federal do Amapá, BR-210, 1141, Porto Grande - AP, 68997-000, Brasil

⁴ Unidade Acadêmica de Desenvolvimento e Tecnologia, Universidade Federal de Campina Grande, Sumé-PB, Brasil

⁵ Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro, Campos-RJ, Brasil

⁶ Instituto Agrônomo de Pernambuco, Recife-PE, Brasil

ADAPTABILITY AND STABILITY OF CARIOCA BEAN PRE-CULTIVARS IN AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

ABSTRACT

Adaptability and stability estimates are used by plant breeding programs to identify cultivars that exhibit predictable behavior and great performance in more than one environment. Thus, the objective of this work was to compare biometric techniques for simultaneous selection of carioca bean pre-cultivars for high adaptability, stability and yield of grains under the conditions of Agreste-Sertão Pernambucano of the Brazil. The trials were conducted in the municipalities of Arcoverde, São João and Belém de São Francisco. Ten pre-cultivars and four commercial witnesses were used and the randomized complete block design was employed, with three repetitions. Grain yield was evaluated in the years of 2014 and 2015. Variance analyzes were performed and the adaptability and stability were estimated by the techniques of Eberhart & Russell, Lin & Binns modified by Carneiro and AMMI. The techniques were compared using Spearman's correlation. No correlation was observed between Eberhart & Russell and Lin & Binns modified by Carneiro. AMMI is the most complete technique for isolated use. The pre-cultivars CNFC 15460, CNFC 15462, CNFC 15504 and CNFC 15507 contemplate wide adaptability, stability and productivity, and are indicated for Agreste-Sertão of Pernambuco.

Keywords: AMMI, Eberhart & Russell, genotypes x environments interaction, Lin & Binns, *Phaseolus vulgaris*; cultivar recommendation.

INTRODUÇÃO

O feijão comum (*Phaseolus vulgaris* L.) é uma espécie de grande valor socioeconômico, em virtude principalmente da combinação de quatro características: qualidade nutricional, alto potencial de produção, elevada variabilidade genética e ampla capacidade de adaptação (Lima et al. 2020).

No Brasil, a preferência em quase a totalidade dos estados remete ao feijão do grupo carioca, representando cerca de 60% do consumo no país (CONAB 2021), possuindo um papel muito importante na agricultura de subsistência, mas também se destacando na vertente empresarial nacional.

A produção de feijão comum aumentou cerca de 35% ao longo dos últimos 40 anos, paralelo a uma redução de 30% da área plantada, em resposta principalmente à utilização de novas cultivares, obtidas através dos programas de melhoramento com foco no incremento da produtividade das lavouras. Enfatizando o feijão do grupo carioca, estima-se 0,72% de crescimento anual na produtividade, equivalente a 17 kg.ha⁻¹ ao ano (Embrapa 2017).

Na região Agreste-Sertão de Pernambuco, o cultivo de feijão comum é realizado em diversas áreas, abrangendo condições edafoclimáticas contrastantes, que influenciam diretamente a produtividade de grãos (Rocha et al. 2020). Vale salientar que no processo de avaliação de pré-cultivares, um dos principais desafios que os melhoristas enfrentam remete à atuação da interação entre genótipos e ambientes sobre o comportamento dos materiais. A interação genótipos x ambientes (GxE) pode ser explicada como o comportamento diferencial dos genótipos em função das variações nos ambientes em que são selecionados (Ramalho et al. 2012).

Após estimada a interação, uma alternativa pertinente consiste na utilização de técnicas biométricas para discriminação da adaptabilidade e estabilidade dos genótipos (Tavares et al. 2017). A adaptabilidade consiste na capacidade dos genótipos em aproveitarem vantajosamente as mudanças ambientais e a estabilidade refere-se à previsibilidade de comportamento dos genótipos frente às variações ambientais (Santos et al. 2018).

As atividades agrícolas realizadas no Agreste-Sertão de Pernambuco sofrem consideravelmente com os impactos da distribuição irregular das chuvas, intercalados por longos períodos de estiagem, das temperaturas elevadas e da salinidade dos solos, característicos da região do Semiárido do Nordeste brasileiro (Silva et al. 2021). A cultura

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

do feijão tem sua produtividade influenciada e muitas vezes prejudicada pela ação desses fatores, por esse motivo os programas de melhoramento buscam constantemente o desenvolvimento de cultivares adaptadas à estas condições (Rocha et al. 2020).

Na cultura do feijão, é possível inferir que entre as técnicas biométricas mais utilizadas estão: Eberhart & Russell (1966), que apresenta a adaptabilidade e estabilidade a partir de parâmetros distintos, facilitando a observação independente desses dois atributos; AMMI (Zobel et al. 1988), que se destaca pelo tratamento do resíduo, reduzindo o erro experimental a partir da separação dos ruídos, e também pelos resultados mostrados graficamente; e Lin & Binns (1988) modificado por Carneiro (1998), que se sobressai pela facilidade de compreensão, uma vez que utiliza um único parâmetro na classificação dos materiais.

No entanto, cada técnica possui sua particularidade, justificando a realização de estudos sobre suas complementariedades e divergências, na seleção de genótipos mais produtivos, adaptados e estáveis. Em relação à região Agreste-Sertão de Pernambuco, este trabalho é pioneiro na abordagem de combinação destas análises biométricas para a cultura do feijão carioca.

Nesse sentido, o objetivo deste trabalho foi comparar as técnicas biométricas de Eberhart & Russel, Linn & Binns modificado por Carneiro e AMMI, para estabelecer estratégias para seleção simultânea de pré-cultivares de feijão carioca para alta adaptabilidade, estabilidade e produtividade de grãos, nas condições do Agreste-Sertão Pernambucano.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados experimentais utilizados, relativos à produtividade de grãos ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), foram obtidos da Rede de Ensaio de Avaliação de Genótipos de Feijão Carioca, coordenada pela Embrapa Arroz e Feijão em parceria com o Instituto Agrônomo de Pernambuco (IPA) e Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE), e são provenientes de ensaios de valor de cultivo e uso (VCU) de pré-cultivares de feijão comum, tipo carioca, conduzidos no Estado de Pernambuco nos anos de 2014 e 2015. Esses dados foram oriundos de seis ensaios experimentais, que foram realizados em três municípios do Agreste-Sertão de Pernambuco (Tabela 1).

Tabela 1. Características dos municípios pernambucanos, onde foram avaliados os genótipos de feijão carioca nos anos de 2014 e 2015.

| Municípios | Topografia | Clima | Alt. | Tipo Solo | Ano 2014 | | Ano 2015 | |
|---------------|-------------|-------|------|---------------|----------|-------|----------|-------|
| | | | | | Prec. | Temp. | Prec. | Temp. |
| Arcoverde | Ondulada | BSh | 689 | N. Regolítico | 666,5 | 24,3 | 356,2 | 25,2 |
| Belém de S.F. | L. Ondulada | BSh | 339 | Solo Plano | 464,9 | 25,6 | 272,4 | 26,2 |
| São João | Ondulada | As | 687 | N. Regolítico | 844,5 | 21,2 | 526,5 | 22 |

S.F.: São Francisco; L.: Levemente; As: Tropical; BSh: Semiárido (Agritempo 2021); Alt.: Altitude (m); N.: Neossolo; Prec.: Precipitação (mm); Temp.: Temperatura (°C).

O número de genótipos entre os ensaios foi 14, incluindo linhagens e cultivares, fornecidas pelo Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão (CNPAP) da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa Arroz e Feijão) (Tabela 2). Nos experimentos foram utilizadas quatro testemunhas, que são cultivares recomendadas para o cultivo no estado de Pernambuco.

Tabela 2. Genótipos de feijão carioca avaliados em ensaios de competição nos anos de 2014 e 2015, número de identificação do tratamento (IG).

| IG | Genótipo | Tipo | IG | Genótipo | Tipo |
|----|------------|----------|-----|-------------|----------|
| G1 | IPR 139 | Cultivar | G8 | CNFC 15504 | Linhagem |
| G2 | CNFC 15458 | Linhagem | G9 | CNFC 15507 | Linhagem |
| G3 | CNFC 15460 | Linhagem | G10 | CNFC 15513 | Linhagem |
| G4 | CNFC 15462 | Linhagem | G11 | CNFC 15534 | Linhagem |
| G5 | CNFC 15475 | Linhagem | G12 | BRS Estilo | Cultivar |
| G6 | CNFC 15480 | Linhagem | G13 | BRS Notável | Cultivar |
| G7 | CNFC 15497 | Linhagem | G14 | BRS Pérola | Cultivar |

O delineamento experimental empregado foi o de blocos completamente casualizados, utilizando três repetições, com parcelas experimentais compostas por quatro fileiras com 4 m de comprimento e espaçamento de 0,5 m x 0,1 m entre e dentro de fileiras, respectivamente. A área útil determinada levou em consideração apenas as duas linhas centrais.

O solo foi preparado de forma convencional e realizada adubação química antes da implantação dos experimentos, utilizando 40 kg.ha⁻¹ de N, 60 kg.ha⁻¹ de P₂O₅ e 30 kg.ha⁻¹ de K₂O. O controle de plantas invasoras consistiu em capina manual e o de pragas foi realizado pela aplicação do inseticida Metamidofós Fersol (600 na dose 0,5 L.ha⁻¹).

Irrigação foi realizada quando necessária para o cultivo em Belém de São Francisco, utilizando sistema convencional de aspersão, pois nos demais predominou o sistema em sequeiro. A colheita foi realizada 90 dias após o plantio, na fase R9, e registrado o rendimento de grãos em cada experimento.

As análises estatísticas foram realizadas considerando cada combinação local-ano como um ambiente. A homogeneidade das variâncias residuais foi verificada através da razão entre o maior e menor quadrado médio do resíduo (Pimentel-Gomes 2009). Foram realizadas análises conjuntas de acordo com o modelo para blocos completamente casualizados:

$$Y_{ijk} = \mu + (B/E)_{jk} + G_i + E_j + GE_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Em que, Y_{ijk} : valor do fenótipo do genótipo i no ambiente j ; μ : média geral; $(B/E)_{jk}$: efeitos de blocos ($k = 1, 2, \dots, r$) dentro de ambientes ($j = 1, 2, \dots, q$); G_i : efeito dos genótipos ($i = 1, 2, \dots, p$); E_j : efeitos de ambientes ($j = 1, 2, \dots, q$); GE_{ij} : efeito da interação genótipos x ambientes; ε_{ijk} : erro aleatório (Cruz et al. 2012).

Dispondo das análises de variância e constatada a presença de interação GxE, foram estimados os parâmetros de adaptabilidade e estabilidade dos genótipos, utilizando as técnicas biométricas de Eberhart & Russel (1966), Lin & Binns (1988) modificado por Carneiro (1998) e pelo método AMMI (Zobel et al. 1988).

O método de Eberhart & Russell (1966) é baseado em análises de regressão linear simples, de acordo com o seguinte modelo matemático:

$$Y_{ij} = \beta_{0i} + \beta_{1i}I_j + \delta_{ij} + \bar{\varepsilon}_{ij}$$

Em que, Y_{ij} : média do i -ésimo genótipo no j -ésimo ambiente; β_{0i} : média geral do i -ésimo genótipo; β_{1i} : coeficiente de regressão linear que mede a resposta do i -ésimo genótipo à variação do ambiente; I_j : índice de ambiente codificado ($\sum_j I_j = 0$), e $I_j = \bar{Y}_j - \bar{Y}_n$; δ_{ij} : desvio de regressão do i -ésimo genótipo no j -ésimo ambiente; ε_{ijk} : erro experimental (Cruz e Regazzi 2012).

O parâmetro de adaptabilidade e estabilidade proposto pelo método de Lin & Binns (1988) é estimado pela medição da superioridade de P_i usando a seguinte equação:

$$P_i = \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - M_j) / 2n$$

Em que, Y_{ij} : rendimento do i -ésimo genótipo no j -ésimo ambiente; M_j : resposta máxima obtida entre todos os genótipos no j -ésimo ambiente; n : número de ambientes (Cruz et al. 2012).

As análises pelo método AMMI (Zobel et al. 1988) consideram os efeitos de genótipos e ambientes como fixos, de acordo com o modelo:

$$Y_{ij} = \mu + G_i + E_j + \sum_{k=1}^n \Lambda_k Y_{ik} \alpha_{jk} + \rho_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Em que, Y_{ij} : valor fenotípico do genótipo i no ambiente j ; μ : média geral dos ensaios; G_i : efeito dos genótipos ($i = 1, 2, \dots, p$); E_j : efeitos de ambientes ($j = 1, 2, \dots, q$); Λ_k : o k -ésimo valor singular (escalar) da matriz de interação original (GxE); Y_{ik} : o elemento correspondente ao i -ésimo genótipo na k -ésima coluna do vetor da matriz GxE; α_{jk} : correspondente ao j -ésimo ambiente na k -ésima linha do vetor da matriz GxE; ρ_{ij} : o ruído associado ao termo $(ge)_{ij}$ da interação clássica GxE; ε_{ijk} : erro aleatório (Cruz e Regazzi 2012).

Os ambientes foram classificados de acordo com o índice ambiental, a partir da subtração da produtividade média de grãos do ambiente pela produtividade média geral de grãos, classificando como favoráveis os que apresentaram índice positivo e desfavoráveis os que apresentaram índice negativo. As técnicas foram comparadas pela correlação de Spearman. As análises foram realizadas com auxílio do software computacional GENES (Cruz 2016).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

No resumo da análise de variância conjunta dos ensaios, foram observadas diferenças significativas pelo teste F ($p < 0,01$) entre as fontes de variação correspondentes a genótipos, ambientes e interação GxE, indicando variabilidade genética entre os genótipos, heterogeneidade nas condições ambientais em que foram conduzidos os experimentos e que os genótipos apresentam respostas diferenciadas aos diferentes ambientes (Tabela 3).

A interação GxE interfere na etapa de seleção de genótipos e posterior recomendação de cultivares, uma vez que o fenótipo observado pode não ser condizente com o real potencial do genótipo, requerendo a escolha de genótipos mais adaptados e estáveis para aproveitar favoravelmente as informações sobre a interação, justificando a aplicação de análises estatísticas de adaptabilidade e estabilidade (Souza et al. 2018).

Tabela 3. Resumo da análise de variância conjunta dos ensaios de competição de feijão carioca, avaliados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.

| Fontes de Variação | GL | Quadrados Médios |
|------------------------------|-----------|-------------------------|
| Blocos/Ambientes | 12 | 81924,65 |
| Ambientes (E) | 5 | 15096199,01** |
| Genótipos (G) | 13 | 1118781,75** |
| GxE | 65 | 500612,02** |
| Resíduo | 156 | 58810,04 |
| Média (kg.ha ⁻¹) | | 2203,62 |
| CV (%) | | 11 |
| F Máximo | | 6,10 |

** significativo a 1% de probabilidade pelo teste F.

O F Máximo, referente à razão entre o maior e o menor quadrado médio do resíduo, foi inferior a 7, validando a pressuposição de homogeneidade das variâncias residuais e viabilizando a análise conjunta dos experimentos (Pimentel-Gomes 2009). O coeficiente de variação (CV) foi 11% (Tabela 3), indicando boa precisão experimental e estando de acordo com outros experimentos realizados com feijão comum, como observado por Rocha et al. (2020), que registraram CV de 8,37% em experimentos de avaliação de genótipos de feijão comum do grupo carioca, no estado de Pernambuco.

Os municípios Belém de São Francisco e Arcoverde apresentaram produtividades médias acima da produtividade média geral dos ambientes, sendo classificados como favoráveis. Em contraste, São João apresentou produtividades médias abaixo da produtividade média geral dos ambientes, sendo classificado como desfavorável (Tabela 4).

As menores médias no município de São João podem ser justificadas pela baixa precipitação, visto que os cultivos nesse local foram conduzidos em condição de sequeiro, além disso, os municípios têm diferentes tipos de solo e a quantidade de matéria orgânica colocada a cada ano é essencial para São João, ponto que também pode ter influenciado para menores produtividades (Tabela 1)

Tabela 4. Médias gerais e índices ambientais referentes à produtividade de grãos, em kg.ha⁻¹, de genótipos de feijão carioca, avaliados no Agreste-Sertão de Pernambuco nos anos de 2014 e 2015.

| | Ambientes | Colheita | Média | Índice Ambiental | Classificação |
|----|------------------------|-----------------|--------------|-------------------------|----------------------|
| A1 | Arcoverde | 2014 | 2265,18 | 61,56 | Favorável |
| A4 | Arcoverde | 2015 | 2237,74 | 34,12 | Favorável |
| A2 | Belém de São Francisco | 2014 | 2278,21 | 74,59 | Favorável |
| A5 | Belém de São Francisco | 2015 | 3220,24 | 1016,62 | Favorável |
| A3 | São João | 2014 | 1453,99 | -749,63 | Desfavorável |
| A6 | São João | 2015 | 1766,37 | -437,25 | Desfavorável |

Em todos os ambientes, os genótipos avaliados apresentaram produtividades médias superiores à média estadual (464,12 kg.ha⁻¹), regional (397,29 kg.ha⁻¹) e nacional (990 kg.ha⁻¹) (CONAB 2021). Nesse contexto, vale salientar que a heterogeneidade dos municípios do Agreste-Sertão de Pernambuco proporcionou alto contraste de produtividades, incorrendo na classificação de alguns ambientes como desfavoráveis a partir do cálculo do índice ambiental. Resultados semelhantes foram encontrados por Souza et al. (2018), Santos et al. (2018), Santos et al. (2019) e Lima et al. (2020), confirmando que a heterogeneidade altera a classificação dos ambientes.

A produtividade média de grãos para os anos de 2014 e 2015 variou de 1818,47 kg.ha⁻¹ a 2632,36 kg.ha⁻¹, com média geral de 2203,62 kg.ha⁻¹ (Tabela 5). No total de 14 genótipos avaliados foi observado que sete obtiveram estimativas do coeficiente angular equivalentes à unidade ($\beta_1=1$) e sete apresentaram estimativas diferentes da unidade ($\beta_1 \neq 1$), de acordo com o teste t, evidenciando a existência de alguns genótipos com adaptabilidade ampla e outros com adaptabilidade específica, respectivamente (Tabela 5).

Os genótipos com adaptabilidade específica apresentam interação complexa nas condições do Agreste-Sertão Pernambucano, uma vez que a posição dos genótipos não é mantida ao longo dos ambientes e os que apresentam maiores produtividades em um ambiente não necessariamente são os mesmos nos demais. Resultados semelhantes foram observados por Oliveira et al. (2020), que observaram a atuação de interação complexa em sua pesquisa sobre seleção de genótipos de feijão na região Agreste-Sertão de Pernambuco.

Tabela 5. Parâmetros de adaptabilidade e estabilidade, pelas técnicas biométricas de Eberhart & Russell (1966) e de Lin & Binns modificado por Carneiro (1998), para os ensaios de feijão carioca, avaliados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.

| Eberhart & Russell | | | | | Lin & Binns | | | |
|--------------------|--------------|--------------------|-----------------------|--------------------|-------------|----------------|-----------------|-----------------|
| IG | β_{0i} | $\hat{\beta}_{1i}$ | $\hat{\sigma}_{di}^2$ | R ² (%) | IG | P _i | P _{if} | P _{id} |
| G1 | 2224,03 | 0,81 ^{ns} | 625,15 ^{**} | 31,62 | G1 | 576617,42 | 807953,04 | 113946,18 |
| G2 | 2350 | 1,03 ^{ns} | 197,44 ^{**} | 68,92 | G2 | 316638,77 | 393220,31 | 163475,69 |
| G3 | 2260,55 | 1,15 ^{ns} | -8,67 ^{ns} | 98,20 | G3 | 303610,76 | 370881,68 | 169068,92 |
| G4 | 2219,58 | 0,77 [*] | 249,94 ^{**} | 49,89 | G4 | 489489,64 | 655750,78 | 156967,36 |
| G5 | 2029,30 | 0,71 ^{**} | 55,29 ^{**} | 75,13 | G5 | 592757,58 | 810607,12 | 157058,51 |
| G6 | 2586,25 | 1,47 ^{**} | 218,69 ^{**} | 80,25 | G6 | 200524,36 | 291044,79 | 19483,51 |
| G7 | 1818,47 | 0,89 ^{ns} | 111,54 ^{**} | 72,92 | G7 | 828848,21 | 1117185,50 | 252173,61 |
| G8 | 2117,92 | 0,98 ^{ns} | 0,33 ^{ns} | 95,59 | G8 | 441921,01 | 574434,81 | 176893,40 |
| G9 | 1907,08 | 0,78 [*] | 21,75 ^{ns} | 86,95 | G9 | 707261,63 | 967324,30 | 187136,28 |
| G10 | 1875,69 | 0,29 ^{**} | 83,80 ^{**} | 27,04 | G10 | 876704,80 | 1254679,08 | 120756,25 |
| G11 | 2125 | 1,50 ^{**} | 73,20 ^{**} | 91,56 | G11 | 436518,17 | 401617,19 | 506320,14 |
| G12 | 2632,36 | 1,65 ^{**} | -9,05 ^{ns} | 99,14 | G12 | 89024,83 | 73968,40 | 119137,67 |
| G13 | 2453,61 | 0,99 ^{ns} | 48,10 ^{**} | 86,70 | G13 | 209174,54 | 281330,47 | 64862,51 |
| G14 | 2250,83 | 0,96 ^{ns} | 30,05 [*] | 89,38 | G14 | 357799,77 | 485088,54 | 103222,22 |

IG: identificação do genótipo; β_{0i} : média geral do genótipo; $\hat{\beta}_{1i}$: coeficiente de regressão linear; $\hat{\sigma}_{di}^2$: parâmetro de estabilidade; R²: coeficiente de determinação; P_i: parâmetro P_i para ambiente geral; P_{if}: parâmetro P_i para ambientes favoráveis; P_{id}: parâmetro P_i para ambientes desfavoráveis; ^{ns}, * e **: não significativo, significativo ao nível de 5 e 1% respectivamente, pelo teste t (H0: $\beta_1=1,0$) e pelo teste F (H0: $\sigma_d^2=0$).

Os genótipos IPR 139 (1), CNFC 15458 (2), CNFC 15460 (3), BRS Notável (13) e BRS Pérola (14), destacaram-se por apresentar $\beta_1=1$ e $\beta_0 >$ média geral, indicando capacidade de apresentar bons resultados em condições ambientais contrastantes do Agreste-Sertão Pernambucano, mantendo suas produtividades em torno da média geral (Tabela 5).

Em relação aos materiais que apresentaram $\hat{\beta}_{1i} \neq 1$, as linhagens CNFC 15462 (4), CNFC 15475 (5), CNFC 15507 (9) e CNFC 15513 (10) obtiveram valores de $\hat{\beta}_{1i} < 1$, indicando que possuem adaptação específica a ambientes desfavoráveis, ou seja, possuem a capacidade de manter produtividades próximas da média geral em ambientes que as condições não são ideais para cultivo. As linhagens CNFC 15480 (6), CNFC 15534 (11) e a cultivar BRS Estilo (12) apresentaram valores de $\hat{\beta}_{1i} > 1$, apontando que estes genótipos possuem adaptação específica para ambientes favoráveis, sendo assim,

possuem a capacidade de aproveitar as melhorias oferecidas por ambientes com boas condições de cultivo (edafoclimáticas ou inerentes a técnicas de manejo agrícola), responsivos e com produtividades que superam a média geral (Tabela 5).

Quanto à previsibilidade de comportamento, a cultivar BRS Estilo (12) e as linhagens CNFC 15460 (3), CNFC 15504 (8) e CNFC 15507 (9) obtiveram desvios da regressão não significativos pelo teste F ($\hat{\sigma}_{di}^2=0$), demonstrando estabilidade e indicando produtividade média pouco variável entre os municípios do Agreste-Sertão de Pernambuco (Tabela 5).

Vale salientar que em algumas situações é possível ocorrer que muitos dos genótipos que foram avaliados e se destacaram com produtividades acima da média geral, apresentem desvios da regressão estatisticamente diferentes de zero e nesses casos o coeficiente de determinação (R^2) pode ser utilizado como uma medida auxiliar para a comparação da estabilidade dos genótipos, em que R^2 superiores a 80% indicam baixa dispersão dos dados experimentais e evidenciam alta previsibilidade no tipo de resposta ambiental (Peluzio et al. 2010). Considerando os genótipos que apresentaram $R^2 > 80\%$, foi possível classificar mais quatro materiais como estáveis, correspondentes à linhagem CNFC 15480 (6), CNFC 15534 (11) e às cultivares BRS Notável (13) e BRS Pérola (14).

Os valores de P_i obtidos a partir da técnica de Lin & Binns para todos os ambientes, assim como o desdobramento conforme a proposta de Carneiro (1998), para ambientes favoráveis e desfavoráveis, estão apresentados na Tabela 5. Os genótipos com os menores valores de P_i geral foram as cultivares BRS Estilo (12) e BRS Notável (14), e as linhagens CNFC 15458 (2), CNFC 15460 (3) e CNFC 15480 (6), e de acordo com esse método, indica que estão entre as mais produtivas e apresentam responsividade e estabilidade.

Constatou-se que os genótipos BRS Estilo (12), CNFC 15480 (6) e BRS Notável (13) foram classificados entre os cinco menores valores de P_i , tanto para os ambientes em geral quanto em favoráveis e desfavoráveis, indicando ampla adaptabilidade e alta estabilidade ao Agreste-Sertão de Pernambuco, atrelado a altas médias produtivas, apresentando a primeira ($2632,36 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), segunda ($2586,25 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) e terceira ($2453,61 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) maiores médias de produtividade, respectivamente (Tabela 5). No método de Eberhart & Russell, apenas a BRS Notável (13) foi classificada como amplamente adaptada, enquanto, a BRS Estilo (12) e a CNFC 15480 (6) foram classificadas como adaptadas a ambientes favoráveis. Franceschi et al. (2010) apontam o método de Lin e Binns como prático e de simples compreensão, porém ressaltam que os genótipos selecionados através deste método não relacionam sempre alta estabilidade com maior produtividade.

Apesar das linhagens CNFC 15458 (2) e CNFC 15460 (3) terem sido classificadas com ampla adaptação pelos valores de Pi geral, os seus menores valores de Pi na decomposição de ambientes demonstram que possuem adaptação preferencialmente a ambientes favoráveis. Em contraste, as cultivares IPR 139 (1) e BRS Pérola (14) apresentaram comportamentos bem definidos, evidenciados por valores de Pi mais baixos para ambientes desfavoráveis quando comparados com ambientes favoráveis ou geral, apontando que possuem adaptação específica a condições desfavoráveis (Tabela 5).

A ocorrência de linhagens que apresentaram valores de Pi semelhantes para ambiente geral, favoráveis e desfavoráveis, paralela à identificação de linhagens com valores específicos e comportamento bem definido para apenas um tipo de ambiente, também foram notadas por Oliveira et al. (2006), ao usarem a técnica de Lin & Binns em pesquisas sobre adaptabilidade e estabilidade de linhagens de feijoeiro em Minas Gerais.

A partir da técnica AMMI, é possível observar que o ambiente São João em 2015 (A6) e as linhagens CNFC 15460 (3), CNFC 15462 (4), CNFC 15504 (8) e CNFC 15507 (9) são os pontos que se apresentam mais próximos da origem e demonstram, por sua vez, as menores contribuições com a interação GxE (Figura 1b).

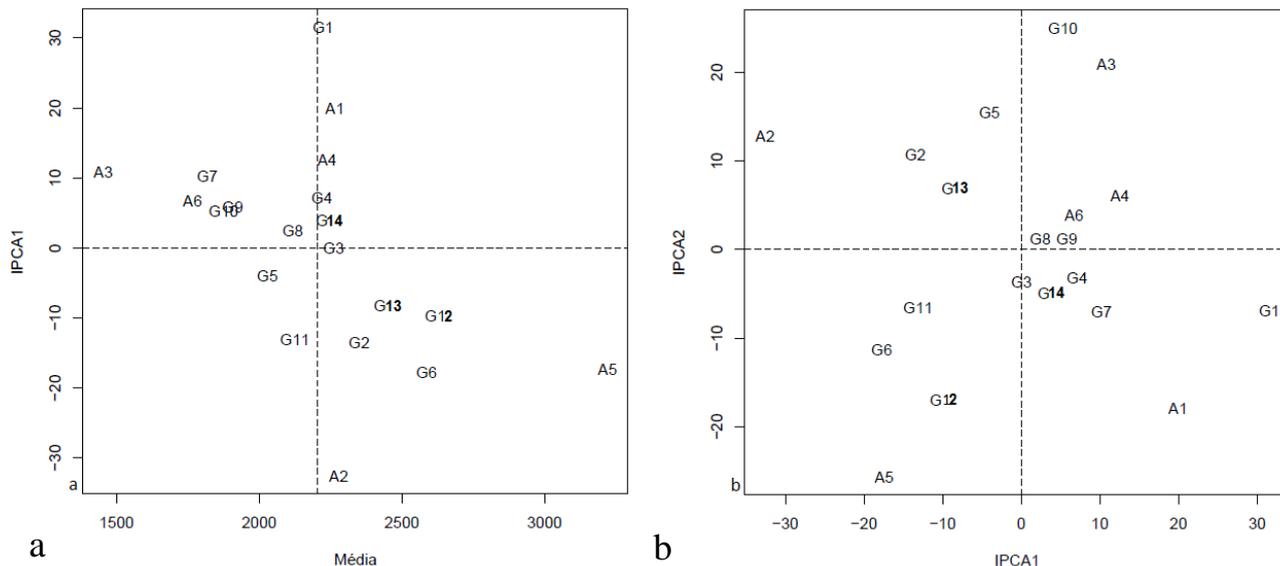


Figura 1. Biplot da análise: a - AMMI1 e b - AMMI2, para produtividade de grãos de 14 genótipos de feijão carioca avaliados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.

G1: IPR 139; G2:CNFC 15458; G3: CNFC 15460; G4: CNFC 15462; G5: CNFC 15475; G6: CNFC 15480; G7: CNFC 15497; G8: CNFC 15504; G9: CNFC 15507; G10: CNFC 15513; G11: CNFC 15534; G12: BRS Estilo; G13: BRS Notável; G14: BRS Pérola; A1: Arcoverde-2014; A2: Belém de São Francisco-2014; A3: São João-2014; A4: Arcoverde-2015; A5: Belém de São Francisco-2015; A6: São João-2015.

Verifica-se interação positiva entre as linhagens CNFC 15504 (8), CNFC 15507 (9) e CNFC 15513 (10) com os ambientes São João em 2014 (A3), Arcoverde em 2015 (A4) e São João em 2015 (A6) (Figura 1b), demonstrado por escores de mesmo sinal e pequeno ângulo entre os vetores partindo da origem.

Na representação gráfica da análise AMMI1 (Figura 1a), os dados são distribuídos em função das coordenadas cartesianas, em que o eixo das abcissas representa os efeitos principais, sendo referentes à média dos genótipos e ambientes, e o eixo das ordenadas remete aos escores dos genótipos e ambientes para o eixo de interação, sendo deste modo considerados como estáveis os genótipos e ambientes que mais se aproximam da origem (Ferreira e Hongyu 2018).

A produtividade de grãos em relação à média geral, tanto para ambientes quanto para genótipos, pode ser facilmente notada na Figura 1a, através da linha vertical de referência. As linhagens CNFC 15458 (2), CNFC 15460 (3), CNFC 15462 (4), CNFC 15480 (6) e as cultivares IPR 139 (1), BRS Estilo (12), BRS Notável (13) e BRS Pérola (14) apresentaram médias acima da média geral ($>2203,62 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), e os demais genótipos apresentaram produtividades inferiores à média geral. Em relação à média dos ambientes, os que ficaram abaixo e acima da média geral coincidem com os já classificados na Tabela 4 como desfavoráveis e favoráveis, respectivamente, uma vez que o índice ambiental também separa os ambientes em função da média geral.

Em relação à estabilidade, as linhagens CNFC 15460 (3), CNFC 15415 (5), CNFC 15504 (8) e a cultivar BRS Pérola (14) foram os pontos situados mais próximos de zero em relação ao eixo horizontal (IPCA1), indicando que estão associadas à alta estabilidade (Figura 1a) e estando em consonância com o observado no método de Eberhart & Russell, com exceção da linhagem CNFC 15475 (5) que não foi indicada como estável (Tabela 5).

Os ambientes Arcoverde em 2014 (A1), Belém de São Francisco em 2014 (A2) e Belém de São Francisco em 2015 (A5) foram os mais instáveis, mas tiveram a instabilidade associada à alta produtividade de grãos (Figura 1a). As linhagens CNFC 15458 (2) e CNFC 15480 (6), e as cultivares BRS Notável (13) e BRS Estilo (12) atingiram produtividades acima da média ($>2203,62 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) porém, por apresentarem alto desvio, evidenciam instabilidade (Figura 1a). Contrariamente, a cultivar BRS Pérola (14) e a linhagem CNFC 15460 (3), além de estarem entre as mais produtivas, estão entre as mais previsíveis (Figura 1a). Em estudos realizados com feijão comum, como o de Melo et al. (2018) e Rocha

et al. (2020), os resultados encontrados foram semelhantes ao utilizar o AMMI, identificando alguns materiais adaptados entre os mais produtivos.

As semelhanças e diferenças entre os métodos utilizados podem ser visualizadas de forma mais precisa a partir dos coeficientes de correlação de Spearman apresentados na Tabela 6. A correlação significativa e negativa entre a produtividade média de grãos e os parâmetros P_i (-0,95) e P_{if} (-0,93) significa que quanto maiores os valores de produtividade menores os valores de P_i para ambientes gerais e favoráveis, assim como previsto pela técnica.

Foi observada concordância entre os métodos de Eberhart & Russell, Lin & Binns e AMMI na classificação dos genótipos com adaptabilidade ampla e específica, pela correlação significativa e negativa entre $\hat{\beta}_{1i}$ e os parâmetros P_i (-0,85), P_{if} (-0,86) e IPCA1 (-0,71), uma vez que valores de $\hat{\beta}_{1i}$ mais altos indicam adaptabilidade ampla ($\hat{\beta}_{1i}=1$) ou específica ($\hat{\beta}_{1i}>1$) a ambientes favoráveis, enquanto que nas técnicas de Lin & Binns modificado e AMMI os menores valores são associados a genótipos adaptados (Tabela 6). Tabela 6. Coeficientes de correlação de Spearman entre a média geral da produtividade de grãos ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) de genótipos de feijão carioca e os parâmetros de adaptabilidade e estabilidade de Eberhart & Russel (1966), Lin & Binns (1988) modificado por Carneiro (1998) e AMMI (Zobel et al. 1988), em ensaios de competição realizados no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.

| | Eberhart & Russell | | | Lin & Binns | | | AMMI |
|-----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | $\hat{\beta}_{1i}$ | $\hat{\sigma}_{di}^2$ | R^2 | P_i | P_{if} | P_{id} | IPCA1 |
| Média | 0,71** | -0,11 ^{ns} | 0,35 ^{ns} | -0,95** | -0,93** | -0,62* | -0,62* |
| $\hat{\beta}_{1i}$ | | -0,32 ^{ns} | 0,67** | -0,85** | -0,86** | -0,33 ^{ns} | -0,71** |
| $\hat{\sigma}_{di}^2$ | | | 0,85** | 0,29 ^{ns} | 0,30 ^{ns} | 0,19 ^{ns} | 0,20 ^{ns} |
| R^2 | | | | -0,31* | -0,35* | 0,19 ^{ns} | -0,41 ^{ns} |
| P_i | | | | | 0,99** | 0,45 ^{ns} | 0,73** |
| P_{if} | | | | | | 0,40 ^{ns} | 0,74** |
| P_{id} | | | | | | | 0,16 ^{ns} |

$\hat{\beta}_{1i}$: coeficiente angular; $\hat{\sigma}_{di}^2$: variância dos desvios da regressão; R^2 : coeficiente de determinação; P_i : valores de P_i Geral; P_{if} : P_i para ambientes favoráveis; P_{id} : P_i para ambientes desfavoráveis; IPCA1: valor do componente principal de interação; ^{ns}, * e **: não significativo, significativo ao nível de 5 e 1% respectivamente, pelo teste F ($H_0: \hat{\sigma}_{di}^2 = 0$).

Em relação à classificação dos genótipos de acordo com a estabilidade, foi observada discordância entre o método de Eberhart & Russell com o método de Lin & Binns modificado

por Carneiro, uma vez que a baixa correlação entre R^2 e os parâmetros P_i (-0,31) e P_{if} (-0,35) demonstram que não é sempre que os maiores valores de R^2 estão associados aos menores valores de P_i e P_{if} , reforçando que o método de Linn & Binns prioriza genótipos mais produtivos, mas é mais flexível com a estabilidade (Tabela 6). Em termos de magnitude poderia-se dizer o mesmo em relação ao desvio de regressão (σ_d^2) e o parâmetro P_i (0,29) e P_{if} (0,30), entretanto a correlação entre eles não foi significativa (Tabela 6).

Ausência de interação foi observada entre os parâmetros IPCA1 com $\hat{\sigma}_{di}^2$ (0,20) e R^2 (-0,41), indicando que eles são independentes, de modo que permitem admitir concordância entre os métodos Eberhart & Russell e AMMI em relação à estabilidade dos materiais (Tabela 6). Na classificação de genótipos de ambientes desfavoráveis quase a totalidade dos parâmetros mostraram ausência de correlação entre os métodos, indicando que para esses ambientes a utilização de qualquer um dos quatro métodos isoladamente seria eficiente.

Houve correlação significativa positiva entre IPCA1 e os parâmetros P_i (0,73) e P_{if} (0,74), indicando que estes métodos apresentam coincidência na classificação dos genótipos, corroborando com o observado por Domingues et al. (2013) em sua pesquisa sobre análise de adaptabilidade e de estabilidade para a identificação de linhagens de feijão promissoras para o cultivo no Rio Grande do Sul, que relataram correlação entre os métodos de Lin & Binns e AMMI (Tabela 6).

Os resultados obtidos a partir da correlação de Spearman corroboram com o relatado por Pereira et al. (2009), Franceschi et al. (2010) e outros autores que evidenciaram ausência de correlação entre os métodos de Lin & Binns e Eberhart & Russel. Vale salientar que as diferentes informações oferecidas por esses métodos justificam a combinação deles para identificação dos materiais quanto à adaptabilidade e estabilidade, acarretando em maior confiabilidade na recomendação dos melhores genótipos para determinados ambientes (Franceschi et al. 2010).

A congruência na classificação dos genótipos pelos métodos de Lin & Binns, voltada para os que apresentaram maiores produtividades, e a conformidade da classificação pelos métodos AMMI e Eberhart & Russel, com foco nos genótipos mais estáveis, revela a harmonia e potencial para utilização da combinação desses métodos, possibilitando uma visão mais completa, que permita atender de forma mais eficiente a seleção de materiais que contemplem alta produtividade, adaptabilidade e estabilidade.

CONCLUSÕES

A técnica biométrica de Lin & Binns prioriza alta produtividade, enquanto que Eberhart & Russell e AMMI são mais criteriosos e eficientes na discriminação das pré-cultivares de feijão carioca para adaptabilidade e estabilidade ao Agreste-Sertão Pernambucano.

O uso conjunto da técnica de Lin & Binns com a técnica de Eberhart & Russel é indicada, uma vez que apresentam informações complementares, alta produtividade associada à adaptabilidade e estabilidade.

A técnica biométrica AMMI é a mais completa para uso isolado, associando simultaneamente genótipos com os atributos de alta produtividade de grãos, responsividade e previsibilidade aos ambientes do Agreste-Sertão Pernambucano.

As pré-cultivares CNFC 15460, CNFC 15462, CNFC 15504 e CNFC 15507 contemplaram adaptabilidade ampla, estabilidade e produtividade, de acordo com a técnica AMMI, podendo ser indicadas para o Agreste-Sertão de Pernambuco.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Programa de Pós-graduação em Agronomia - Melhoramento Genético de Plantas (PPGAMGP), ao Instituto Agrônomo de Pernambuco (IPA) pelos dados experimentais e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão da bolsa.

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Agritempo (2021) Sistema de Monitoramento Agrometeorológico. **Embrapa – Empresa de Pesquisa Agropecuária**.

Carneiro PCS (1998) Novas metodologias de análise da adaptabilidade e estabilidade de comportamento. **Tese Doutorado**. Viçosa, Universidade Federal de Viçosa, 168p.

Conab – Companhia Nacional de Abastecimento (2021) Acompanhamento da safra brasileira – grãos – safra 2021/2022 – 2º levantamento, nov. 2021, v. 9, n. 2. **CONAB**, Brasília, 93p.

Cruz CD, Regazzi AJ e Carneiro PCS (2012) **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, Editora UFV, 514p.

Cruz CD (2016) Genes Software – extended and integrated with the R, Matlab and Selegen. **Acta Scientiarum** **38**: 547-552.

Domingues LS, Ribeiro ND, Minetto C, Souza JF e Antunes IF (2013) Metodologias de análise de adaptabilidade e de estabilidade para identificação de linhagens de feijão promissoras para cultivo no Rio Grande do Sul. **Semina Ciências Agrárias** **34**.

Eberhart SA and Russell (1966) WA Stability parameters for comparing varieties. **Crop Science** **6**: 36-40.

Embrapa - Empresa brasileira de pesquisa agropecuária (2017) Genética eleva em um terço a produtividade do feijão-carioca no País. **Centro Nacional de Pesquisa de Solos**, Brasília.

Ferreira AA e Hongyu K (2018) Avaliação de rendimento de genótipo de milho em multiambientes. **Biodiversidade** **17**: 16-26.

Franceschi L, Benin G, Marchioro VS, Martin TN, Silva RR e Silva CL (2010) Métodos para análise de adaptabilidade e estabilidade em cultivares de trigo no estado do Paraná. **Bragantia** **69**: 797-805.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021) **PAM – Produção Agrícola Municipal – culturas temporárias e permanentes**.

Lima TV, Santos PR, Oliveira TRA, Nascimento MR, Costa KDS, Costa AF, Silva KRG, Oliveira TLP, Araújo ER and Silva JW (2020) Adaptability and stability of early carioca beans by mixed models. **Bioscience Journal** **36**: 173-182.

Lin CS and Binns MR (1988) A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. **Canadian Journal of Plant Science** **68**:193-198.

Melo PGS, Alvares RC, Pereira HS, Braz AJBP, Faria LC and Melo LC (2018) Adaptability and stability of common bean genotypes in family farming systems. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** **53**: 89-196.

- MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano
- Oliveira GV, Carneiro PCS, Carneiro JES e Cruz CD (2006) Adaptabilidade e estabilidade de linhagens de feijão comum em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** **41**: 257-265.
- Oliveira TRA, Nascimento M, Santos PR, Costa KDS, Lima TV, Michelon GK, Faria LC, Costa AF, Silva JW, Gravina GA and Oliveira GHF (2020) Bayesian perspective in the selection of bean genotypes. **Journal of Agricultural Science** **12**: 173-180.
- Peluzio JM, Afféri FS, Monteiro FJF, Melo AV e Pimenta RS (2010) Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de soja em várzea irrigada no Tocantins. **Revista Ciência Agronômica** **41**: 427-434.
- Pereira HS, Melo LC, Del Peloso MJ, Faria LC, Costa JGC, Diaz JLC, Rava CA e Wendland A (2009) Comparação de métodos de análise de adaptabilidade e estabilidade fenotípica em feijoeiro comum. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** **44**.
- Pimentel-Gomes F (2009) **Curso de Estatística Experimental**. Piracicaba, Fealq, 451p.
- Ramalho MAP, Abreu AFB, Santos JB e Nunes JAR (2012) **Aplicações da genética quantitativa no melhoramento de plantas autógamas**. Lavras, Ufla, 522p.
- Rocha RS, Santos PR, Oliveira TRA, Daher RF, Nascimento MR, Souza AG, Oliveira LJS, Silva KRG, Costa KDS, Costa AF and Santos HP (2020) Estimation of adaptability and stability of early strains of 'Carioca' and black beans (*Phaseolus vulgaris*) in Pernambuco State, Brazil. **Australian Journal Crop Science** **14**: 263-270.
- Santos PR, Costa KDS, Nascimento MR, Lima TV, Souza YP, Costa AF and Silva JW (2018) Simultaneous selection for yield, stability, and adaptability of carioca and black beans. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** **53**: 736-745.
- Santos PR, Oliveira TRA, Skeen P, Nascimento MR, Costa KDS, Araújo ER, Pereira HS and Costa AF (2019) GGE Biplot and REML/BLUP based-analysis of yield stability and adaptability for common beans in multi-environment trials. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias** **14**.
- Silva RN, Souza WM, Sales Filho R, Silva Andrade HML, Andrade LP (2021) A seca 2012-2015: os impactos na produção de feijão. **Diversitas Journal** **6**: 1841-1852.
- Souza YP, Santos PR, Nascimento MR, Costa KDS, Lima TV, Oliveira TRA, Costa AF, Pereira HS and Silva JW (2018) Assessing the genotypic performance of carioca beans through mixed models. **Ciência Rural** **48**.
- Tavares T, Sousa S, Salgados F, Santos G, Lopes M e Fidelis R (2017) Adaptabilidade e estabilidade da produção de grão em feijão comum (*Phaseolus vulgaris*). **Revista de Ciências Agrárias** **40**: 210-220.
- Zobel RW, Wright MJ and Gauch HGJ (1988) Statistical analysis of a yield trial. **Agronomy Journal** **80**: 388-393.

CAPITULO III

PERSPECTIVA AMMI-BAYESIANA NA SELEÇÃO DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

PERSPECTIVA AMMI-BAYESIANA NA SELEÇÃO DE PRÉ-CULTIVARES DE FEIJÃO CARIOCA NO AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

RESUMO

A produtividade do feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano é muito influenciada pelas diversas condições edafoclimáticas da região, requerendo a identificação de genótipos adaptados e estáveis para minimizar os efeitos da interação genótipos por ambientes (GxE). O objetivo deste trabalho foi analisar a adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano utilizando o modelo AMMI (*Additive Main effects and Multiplicative Interaction analysis*) em sua versão bayesiana BAMMI (*Bayesian AMMI*) e comparar os resultados com a abordagem frequentista. Os dados analisados referem-se a dez pré-cultivares e quatro testemunhas comerciais avaliadas nos municípios de Arcoverde, São João e Belém de São Francisco. O delineamento foi em blocos casualizados, com três repetições e a produtividade de grãos foi avaliada nos anos de 2014 e 2015. Foi realizada uma avaliação da habilidade de predição para AMMI e BAMMI em dois cenários de desbalanceamentos (10% e 20% de perdas aleatórias), a partir de procedimentos de validação cruzada, sendo o algoritmo EM (*expectation-maximization*) utilizado para imputar dados faltantes na análise clássica. De acordo com os resultados, a análise BAMMI apresentou melhor capacidade preditiva, bem como melhor desempenho no estudo da adaptabilidade e estabilidade. A cultivar BRS Notável se destacou quanto ao efeito principal e estabilidade, tendo recomendação ampla para o Agreste-Sertão de Pernambuco. Foram observadas também adaptabilidade de genótipos a locais específicos, possibilitando o aproveitamento do efeito positivo da interação GxE, o que ficou mais evidente com o modelo BAMMI. A partir desse trabalho, constata-se a flexibilidade do BAMMI para lidar com dados resultantes de experimentos multiambientais, superando limitações da análise padrão do modelo AMMI.

Palavras-chave: adaptabilidade, BAMMI, estabilidade, pacote ammiBayes, *Phaseolus vulgaris*, regiões bivariadas.

AMMI-BAYESIAN PERSPECTIVE IN THE SELECTION OF PRE-CULTIVARS OF CARIOCA BEAN IN AGRESTE-SERTÃO PERNAMBUCANO

ABSTRACT

The productivity of carioca bean in the Agreste-Sertão Pernambucano is heavily influenced by the different soil and climatic conditions of the region, requiring the identification of adapted and stable genotypes to minimize the effects of the genotypes by environments (GxE) interaction. The objective of this work was to analyze the adaptability and stability of carioca bean pre-cultivars in the Agreste-Sertão Pernambucano using the AMMI model (Additive Main effects and Multiplicative Interaction analysis) in its Bayesian version BAMMI (Bayesian AMMI) and compare the results with the frequentist approach. The analyzed data refer to ten pre-cultivars and four commercial witnesses evaluated in the municipalities of Arcoverde, São João and Belém de São Francisco. The design was in randomized blocks, with three replications and grain yield was evaluated in the years of 2014 and 2015. An evaluation of the prediction ability for AMMI and BAMMI was carried out in two imbalance scenarios (10% and 20% of random losses), based on cross-validation procedures, with the EM (expectation-maximization) algorithm used to impute missing data in the classical analysis. According to the results, the BAMMI analysis showed better predictive capacity, as well as better performance in the study of adaptability and stability. The cultivar BRS Notável stood out in terms of main effect and stability, with broad recommendation for Agreste-Sertão de Pernambuco. Adaptability of genotypes to specific locations was also observed, allowing the use of the positive effect of the GxE interaction, which was more evident with the BAMMI model. From this work, was found the flexibility of BAMMI to deal with data resulting from multi-environmental experiments, overcoming limitations of the standard analysis of the AMMI model.

Keywords: adaptability, BAMMI, stability, ammiBayes package, *Phaseolus vulgaris*, bivariate regions.

INTRODUÇÃO

O feijão comum (*Phaseolus vulgaris* L.) é uma leguminosa muito valorizada e cultivada mundialmente, devido principalmente à sua alta qualidade nutricional, sendo uma importante fonte de proteínas na alimentação humana (Lima et al. 2020). No Brasil, essa cultura apresenta grande importância socioeconômica e também se destaca na agricultura de subsistência, sendo cultivada em diversos ambientes e em diferentes níveis tecnológicos de produção (Euzébio et al. 2018).

O Brasil ocupa o primeiro e o terceiro lugar no ranking mundial de consumo e produção de feijão, respectivamente, apresentando produção anual de 2,89 milhões de toneladas. Na maioria dos estados do país, a preferência é observada para o grupo comercial carioca, que representa cerca de 60% do consumo nacional (Conab 2021).

No Agreste-Sertão Pernambucano, o cultivo do feijão é realizado em vários municípios, que abrangem condições edafoclimáticas diversas e, conseqüentemente, influenciam diretamente na produtividade (Rocha et al. 2020). Nesse sentido, a interação genótipos x ambientes (GxE) configura um importante desafio para os melhoristas na avaliação de pré-cultivares, visto que o ambiente pode mascarar o verdadeiro potencial do genótipo (Costa Neto et al. 2020).

A minimização dos efeitos da interação GxE pode ser alcançada pela identificação dos genótipos mais estáveis (com ampla recomendação) e/ou pela identificação da adaptabilidade de genótipos a ambientes específicos. A avaliação da adaptabilidade e estabilidade pode ser conduzida pelo emprego de diversas metodologias estatísticas (Freiria et al. 2018, Romão et al. 2019, Nuvunga et al. 2021).

O modelo AMMI (*Additive Main effects and Multiplicative Interaction analysis*) é um dos métodos frequentistas mais populares para analisar as respostas de genótipos em vários ambientes (Oliveira et al. 2015, Bernardo Júnior et al. 2018, Romão et al. 2019). Esse modelo oferece diversas vantagens, dentre as quais se destacam a sua boa capacidade preditiva e a possibilidade de descrever graficamente o efeito da interação em biplots, tornando mais simples a interpretação dos dados (Oliveira et al. 2018, Silva et al. 2020, Oliveira et al. 2021).

Apesar das vantagens oferecidas, a análise AMMI clássica apresenta limitações que restringem ou inviabilizam seu uso, como a impossibilidade de trabalhar com conjuntos de dados desbalanceados e/ou heterocedásticos, a exigência de trabalhar

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

com os efeitos como fixos, e a dificuldade em construir estatísticas inferenciais para os parâmetros bilineares da interação GxE (Bernardo Júnior et al. 2018).

Vale ressaltar que existem métodos que contornam as dificuldades referentes à estrutura dos dados, utilizando decomposição por valor singular, como a imputação de valores faltantes, correções nas médias das caselas e ponderação em relação aos ambientes (Rodrigues et al. 2014, Yan 2014). Contudo, alguns desses procedimentos são suscetíveis a críticas e podem levar a perda de informações (Silva et al. 2019, Oliveira et al. 2021).

Para contornar tais problemáticas, uma alternativa que tem se mostrado pertinente é a aplicação da abordagem bayesiana ao modelo AMMI (*Bayesian-AMMI* ou BAMMI). O modelo BAMMI oferece flexibilidade na análise de dados experimentais em condições diversas, demonstrando viabilidade para emprego em dados balanceados (Crossa et al. 2011, Oliveira et al. 2015), desbalanceados (Bernardo Júnior et al. 2018), heterocedásticos (Silva et al. 2019), com efeito fixo *a posteriori* para todos os parâmetros (Josse et al. 2014) e com efeito aleatório para genótipos e/ou valores singulares (Silva et al. 2015, Oliveira et al. 2018).

A abordagem bayesiana permite incorporar informações prévias, quando estas estão disponíveis, possibilitando maior eficiência à análise (Perez-Elizande et al. 2012, Silva et al. 2019, Nascimento et al. 2020, Aczel et al. 2020). Entretanto, ainda são escassos trabalhos prospectando o poder preditivo do BAMMI em relação ao AMMI frequentista.

Romão et al (2019) investigaram o poder preditivo entre AMMI via algoritmo EM (EM-AMMI), AMMI Bayesiano com homogeneidade (BAMMI) e heterogeneidade de variâncias (BAMMI-H) e o modelo Fatorial Analítico (FA), mas utilizando dados simulados. Assim, esse trabalho é pioneiro na investigação da capacidade preditiva de BAMMI em relação ao AMMI frequentista utilizando dados reais. Além disso, inova ao empregar o pacote estatístico ammiBayes, recentemente desenvolvido por Oliveira et al. (2022), para o processo de inferência com o modelo BAMMI.

Dessarte, esse trabalho teve como objetivo analisar a adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano utilizando o modelo AMMI (*Additive Main effects and Multiplicative Interaction analysis*) em sua versão bayesiana BAMMI (*Bayesian AMMI*) e comparar os resultados com a abordagem frequentista.

MATERIAL E MÉTODOS

Dados Amostrais e Condições Experimentais

Os dados de produtividades de grãos ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) são de ensaios de competição de pré-cultivares de feijão comum do tipo carioca, realizados em três municípios do Agreste-Sertão de Pernambuco (Tabela 1) nos anos de 2014 e 2015, conduzidos pelo Instituto Agrônomo de Pernambuco (IPA) e Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE).

Tabela 1. Características dos municípios pernambucanos, onde foram avaliados os genótipos de feijão carioca, nos anos de 2014 e 2015.

| Municípios | Topografia | Clima | Alt. | Tipo Solo | Ano 2014 | | Ano 2015 | |
|---------------|-------------|-------|------|---------------|----------|-------|----------|-------|
| | | | | | Prec. | Temp. | Prec. | Temp. |
| Arcoverde | Ondulada | BSh | 689 | N. Regolítico | 192,5 | 24,3 | 203 | 25,2 |
| Belém de S.F. | L. Ondulada | BSh | 339 | Solo Plano | 400# | 25,6 | 450# | 26,2 |
| São João | Ondulada | As | 687 | N. Regolítico | 318,8 | 21,2 | 333,3 | 22 |

S.F.: São Francisco; L.: Levemente; As: Tropical; BSh: Semiárido (Agrimtempo 2021); Alt.: Altitude (m); N.: Neossolo; Prec.: Precipitação média na época de cultivo (mm); #: Sistema irrigado; Temp.: Temperatura ($^{\circ}\text{C}$).

Os genótipos utilizados consistiram em 10 linhagens e quatro cultivares, provenientes do Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão (CNPAP) da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa Arroz e Feijão) (Tabela 2). As cultivares foram utilizadas como testemunhas nos ensaios experimentais, uma vez que são recomendadas para cultivo no estado de Pernambuco.

Tabela 2. Genótipos de feijão carioca avaliados em ensaios de competição nos anos de 2014 e 2015, número de identificação do tratamento (IG).

| IG | Genótipo | Tipo | IG | Genótipo | Tipo |
|----|------------|----------|-----|-------------|----------|
| G1 | IPR 139 | Cultivar | G8 | CNFC 15504 | Linhagem |
| G2 | CNFC 15458 | Linhagem | G9 | CNFC 15507 | Linhagem |
| G3 | CNFC 15460 | Linhagem | G10 | CNFC 15513 | Linhagem |
| G4 | CNFC 15462 | Linhagem | G11 | CNFC 15534 | Linhagem |
| G5 | CNFC 15475 | Linhagem | G12 | BRS Estilo | Cultivar |
| G6 | CNFC 15480 | Linhagem | G13 | BRS Notável | Cultivar |
| G7 | CNFC 15497 | Linhagem | G14 | BRS Pérola | Cultivar |

O delineamento experimental foi em blocos casualizados, com três repetições. As parcelas experimentais foram constituídas por quatro fileiras espaçadas de 0,5 x 0,1 m entre e dentro, respectivamente, e a área útil consistiu nas duas linhas centrais.

O preparo do solo foi feito de modo convencional, sendo realizada adubação química com 40 kg.ha⁻¹ de N, 60 kg.ha⁻¹ de P₂O₅ e 30 kg.ha⁻¹ de K₂O antes da implantação dos ensaios. A irrigação foi realizada quando necessária para o cultivo em Belém de São Francisco, utilizando sistema convencional de aspersão, pois nos demais predominou o sistema em sequeiro. O controle de plantas daninhas foi efetuado por capina manual e para controle das pragas foi promovida aplicação de Metamidofós Fersol (600 na dose 0,5 L.ha⁻¹). A mensuração da variável produtividade de grãos foi efetivada em cada experimento, sendo a colheita realizada 90 dias após o plantio, na fase R9.

Análises Estatísticas

O modelo AMMI em notação matricial, como apresentado em Oliveira et al. (2015), é dado por:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\mathbf{g} + \sum_{k=1}^t \lambda_k \text{diag}(\mathbf{Z}\boldsymbol{\alpha}_k)\mathbf{X}_2\boldsymbol{\gamma}_k + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

sendo $\mathbf{y}_{n \times 1}$ o vetor composto por $n = lcr$ resposta fenotípicas, em que l , r e c denotam, respectivamente, o número de repetições, o número de genótipos e o número de ambientes. Os vetores $\boldsymbol{\beta}_{cl \times 1}$ e $\mathbf{g}_{r \times 1}$ contém os parâmetros de efeitos de blocos hierarquizados dentro de ambientes e efeitos principais de genótipos, respectivamente.

Os termos λ_k , $\boldsymbol{\alpha}_k$ e $\boldsymbol{\gamma}_k$ são os componentes multiplicativos ou bilineares do modelo (1) e denotam, respectivamente, o valor singular e os vetores singulares associados ao k -ésimo componente principal, com $k = 1, \dots, t$ sendo $t = \min(r, c)$ o posto da matriz da interação GxE. Os componentes bilineares também estão sujeitos às restrições de ordem ($\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_t$) e de ortonormalização ($\boldsymbol{\alpha}_k^T \boldsymbol{\alpha}_k = \boldsymbol{\gamma}_k^T \boldsymbol{\gamma}_k = 1$ e $\boldsymbol{\alpha}_k^T \boldsymbol{\alpha}_{k'} = \boldsymbol{\gamma}_k^T \boldsymbol{\gamma}_{k'} = 0; k \neq k'$).

As matrizes \mathbf{X}_1 , \mathbf{X}_2 e \mathbf{Z} são matrizes delineamento associadas a $\boldsymbol{\beta}$, $\boldsymbol{\gamma}_k$ e \mathbf{g} , respectivamente. O termo $\boldsymbol{\varepsilon}$ é o vetor de erros, com $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N_n(\mathbf{0}, \sigma_e^2 \mathbf{I}_n)$, em que $\mathbf{0}$

representa o vetor nulo e \mathbf{I}_n a matriz identidade de ordem n . A distribuição condicional de \mathbf{y} é normal multivariada, ou seja, $\mathbf{y} | \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\lambda}, \mathbf{g}, \boldsymbol{\beta}, \sigma_e^2 \sim N_n(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{I}_n \sigma_e^2)$ com $\boldsymbol{\mu} = \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta} + \mathbf{Zg} + \sum_{k=1}^t \lambda_k \text{diag}(\mathbf{Za}_k) \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\gamma}_k$, sendo σ_e^2 a variância residual.

Distribuições *a priori* e distribuições condicionais *a posteriori*

As distribuições *a priori* utilizadas para os parâmetros do modelo (1) são as mesmas utilizadas por Oliveira et al. (2015):

$$\boldsymbol{\beta} | \boldsymbol{\mu}_\beta, \sigma_\beta^2 \sim N(\boldsymbol{\mu}_\beta, \sigma_\beta^2);$$

$$\mathbf{g} | \boldsymbol{\mu}_g, \sigma_g^2 \sim N(\boldsymbol{\mu}_g, \mathbf{I} \sigma_g^2);$$

$$\lambda_k | \mu_{\lambda_k}, \sigma_{\lambda_k}^2 \sim N^+(\mu_{\lambda_k}, \sigma_{\lambda_k}^2);$$

$$\mathbf{a}_k \sim \text{distribuição esférica uniforme};$$

$$\boldsymbol{\gamma}_k \sim \text{distribuição esférica uniforme};$$

$$\sigma_e^2 \sim 1/\sigma_e^2.$$

Para as distribuições gaussianas as informações *a priori* podem ser incorporadas atribuindo-se valores para média e variância. Para incorporar informações mínimas considerou-se $\boldsymbol{\mu}_\beta = \mathbf{0}$, $\mu_{\lambda_k} = 0$, $\sigma_\beta^2 = 10^8$ e $\sigma_{\lambda_k}^2 = 10^8$. Aos vetores singulares \mathbf{a}_k e $\boldsymbol{\gamma}_k$ foram atribuídas densidades *a priori* esféricas uniformes no subespaço corrigido, que são não informativas (Viele e Srinivasan, 2000) e para a variância experimental uma *priori* de Jeffrey $\sigma_e^2 = 1/\sigma_e^2$. Para o efeito de genótipo considerou-se $\boldsymbol{\mu}_g = \mathbf{0}$ e $\sigma_g^2 \sim 1/\sigma_g^2$ obtendo efeito aleatório *a posteriori* para genótipos. Esse modelo é o mesmo utilizado por Oliveira et al. (2015), sendo referido por BAMMI (*Bayesian-AMMI*).

As distribuições condicionais completas estão descritas em detalhes em Oliveira et al. (2015) ou Silva et al. (2015) e são as seguintes:

$$\boldsymbol{\beta} | \dots \sim N \left[\left(\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 + \mathbf{I} \frac{1}{\sigma_\beta^2} \right)^{-1} \mathbf{X}_1' \mathbf{M}_\beta, \left(\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 + \mathbf{I} \frac{1}{\sigma_\beta^2} \right)^{-1} \right], \text{ em que } \sigma_\beta^2 = 10^8 \text{ e}$$

$$\mathbf{M}_\beta = \mathbf{y} - \mathbf{Zg} - \sum_{k=1}^t \lambda_k \text{diag}(\mathbf{Za}_k) \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\gamma}_k.$$

$$\mathbf{g} | \dots \sim N \left[\left(\mathbf{Z}^T \mathbf{Z} + \mathbf{I} \frac{1}{\sigma_g^2} \right)^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{M}_g, \left(\mathbf{Z}^T \mathbf{Z} + \mathbf{I} \frac{1}{\sigma_g^2} \right)^{-1} \right]$$

$$\mathbf{M}_g = \mathbf{y} - \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta} - \sum_{k=1}^t \lambda_k \text{diag}(\mathbf{Z} \boldsymbol{\alpha}_k) \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\gamma}_k \text{ em que:}$$

$$\sigma_g^2 | \dots \sim \text{inv} - \chi^2 (n_g, \mathbf{g}^T \mathbf{g})$$

$$\lambda_k | \dots \sim N^+ \left[\left(\boldsymbol{\Lambda}_k^* \boldsymbol{\Lambda}_k + \frac{\sigma_e^2}{\sigma_{\lambda_k}^2} \right)^{-1} \boldsymbol{\Lambda}_k^* \mathbf{M}_{k'}, \left(\boldsymbol{\Lambda}_k^* \boldsymbol{\Lambda}_k \right)^{-1} \sigma_e^2 \right] \text{ sendo } \boldsymbol{\Lambda}_k = \text{diag}(\mathbf{Z} \boldsymbol{\alpha}_k) \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\gamma}_k ;$$

$$\mathbf{M}_{k'} = \mathbf{y} - \mathbf{Z} \mathbf{g} - \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta} - \sum_{k' \neq k}^t \lambda_{k'} \text{diag}(\mathbf{Z} \boldsymbol{\alpha}_{k'}) \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\gamma}_{k'}, \text{ e } \lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_t \geq 0.$$

$$p(\boldsymbol{\alpha}_k | \dots) \propto \exp \left\{ \frac{\lambda_k}{\sigma_e^2} \left[\boldsymbol{\alpha}_k^T \boldsymbol{\Lambda}_{\boldsymbol{\alpha}_k} (\mathbf{y} - \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}) \right] \right\}$$

$$\text{sendo } \boldsymbol{\Lambda}_{\boldsymbol{\alpha}_k} = \text{diag}(\mathbf{X}_2 \boldsymbol{\gamma}_k) \mathbf{Z}, \text{ e}$$

$$p(\boldsymbol{\gamma}_k | \dots) \propto \exp \left\{ \frac{\lambda_k}{\sigma_e^2} \left[\boldsymbol{\gamma}_k^T \boldsymbol{\Lambda}_{\boldsymbol{\gamma}_k} (\mathbf{y} - \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}) \right] \right\}$$

$$\text{sendo } \boldsymbol{\Lambda}_{\boldsymbol{\gamma}_k} = \text{diag}(\mathbf{Z} \boldsymbol{\alpha}_k) \mathbf{X}_2.$$

As densidades a *posteriori* para os vetores singulares são proporcionais a distribuições esféricas do tipo von Mises-Fisher (*vMF*). Devido às restrições de ortogonalidade dos vetores singulares a distribuição a *posteriori* para esses parâmetros não é trivial e a amostragem deve ser realizada por variáveis auxiliares no subespaço corrigido. Detalhes sobre esse processo são apresentados em Viele e Srinivasan (2000), Liu (2001) e Oliveira et al. (2015).

Por fim, a distribuição condicional completa a *posteriori* para a variância residual é qui-quadrada inversa escalada:

$$\sigma_e^2 | \dots \sim \text{inv} - \chi^2 \left(n, \frac{(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu})^T (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu})}{n} \right).$$

Amostragem MCMC, seleção e comparação de modelos

As cadeias de Markov, bem como todo processo de inferência com o modelo BAMMI, foram obtidas com a utilização do pacote ammiBayes (Oliveira et al. 2022). A amostragem dos parâmetros foi conduzida utilizando um amostrador de Gibbs e uma descrição algoritmo iterativo pode ser consultado em Oliveira et al. (2015). A

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

convergência das cadeias produzidas foi monitorada pelos critérios de Raftery e Lewis (1992) e Heidelberger e Welch (1983).

A seleção de modelos foi realizada utilizando critérios de informação BIC (Schwarz 1978), AIC (Akaike 1974) e AICM (Raftery et al. 2007). As estimativas para os parâmetros univariados do modelo foram obtidas pelas médias *a posteriori* das cadeias MCMC de regiões de máxima densidade *a posteriori* (HPD), construídas utilizando o pacote Bayesian Output Analysis (BOA) (Smith 2007). Regiões bivariadas a 95% de credibilidade, para escores genotípicos e ambientais na representação biplot, foram implementadas utilizando o método de Hu e Yang (2013).

O AMMI clássico (abordagem frequentista) foi ajustado para efeito de comparação. A análise frequentista AMMI para análise de efeito fixo foi conduzida utilizando o método de quadrados mínimos para estimação dos efeitos e os termos multiplicativos da interação estimados a partir da decomposição de valor singular (DVS) (Zobel, Wright e Gauch, 1988). A seleção do modelo foi realizada pelo teste F_r de Cornelius (Cornelius et al. 1992).

Foram realizados desbalanceamentos aleatórios nos dados, com níveis de 10% e 20% de perda de genótipos e ambientes, para verificar a eficiência dos métodos, e posteriormente foram executadas as análises. Como as análises foram conduzidas em dois cenários de desbalanceamento utilizou-se o algoritmo EM (*expectation-maximization*) para imputar os valores faltantes na abordagem AMMI-Clássico (Paderewski e Rodrigues 2014).

Uma avaliação da habilidade preditiva foi realizada para o BAMMI e o AMMI frequentista utilizando procedimentos de validação cruzada. Para a comparação entre os dois modelos utilizou-se a correlação entre valores preditos e observados (Cor), Correlação de Spearman (CorS) e PRESS (*Prediction Error Sum Square*). Todas as análises foram realizadas utilizando o software estatístico R (*R Development Core Team* 2018).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise AMMI-Clássico

A análise conjunta mostrou efeito significativo da interação, indicando não aditividade dos efeitos principais, justificando a aplicação da análise AMMI (Tabela 3).

Tabela 3. Análise de variância conjunta de ensaios de competição de pré cultivares de feijão carioca, avaliadas no Agreste-Sertão de Pernambuco, anos de 2014 e 2015.

| Fontes de Variação | GL | Soma Quadrados | Quadrados Médios | Valor F |
|------------------------------|-----------|-----------------------|-------------------------|----------------|
| Blocos / Ambientes | 12 | 0,98 | 0,08 | 1,39 |
| Ambientes | 5 | 75,48 | 15,10 | 30,15*** |
| Genótipos | 13 | 14,54 | 1,12 | 2,23* |
| GxE | 65 | 32,54 | 0,50 | 8,51*** |
| Resíduo | 156 | 9,17 | 0,06 | |
| Total | 251 | 132,72 | | |
| Média (kg.ha ⁻¹) | | | 2203,62 | |
| CV (%) | | | 11 | |

* e *** significativo a 5% e 0,1% de probabilidade pelo teste F, respectivamente.

Pelo teste F_r de Cornelius, o modelo que melhor descreveu o conjunto de dados foi o AMMI-4, ou seja, o modelo que apresenta quatro componentes principais retidos para explicar o efeito da interação GxE. Nesse modelo 98% da variação da interação GxE são explicados (Tabela 4).

Tabela 4. Resultados do teste F_r de Cornelius da análise AMMI para ensaios de competição de pré-cultivares de feijão carioca, avaliadas no Agreste-Sertão de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.

| Modelos | GL | Soma dos Quadrados | Quadrados Médios | % | % Acumulada | Valor F |
|----------------|-----------|---------------------------|-------------------------|----------|--------------------|----------------|
| AMMI1 | 48 | 12,99 | 0,41 | 39,92 | 39,92 | 6,92*** |
| AMMI2 | 33 | 7,97 | 0,35 | 24,49 | 64,41 | 5,97*** |
| AMMI3 | 20 | 6,61 | 0,25 | 20,32 | 84,72 | 4,22*** |
| AMMI4 | 9 | 4,31 | 0,07 | 13,26 | 97,99 | 1,24 |
| AMMI5 | 0 | 0,65 | 0 | 2,01 | 100 | 1 |

*** significativo a 0,1% de probabilidade pelo teste F.

Embora o modelo AMMI-4 tenha sido aquele que melhor se ajustou aos dados, na análise da adaptabilidade e estabilidade, o mais comum é a utilização do biplot AMMI-2, visto que nos primeiros eixos estão as maiores porcentagens referentes ao padrão de interação, com menor influência de ruídos, mesmo quando explicam menor porcentagem da soma de quadrados (Lavoranti et al. 2004). A representação biplot AMMI-2 dos escores genotípicos e ambientais é apresentada na Figura 1.

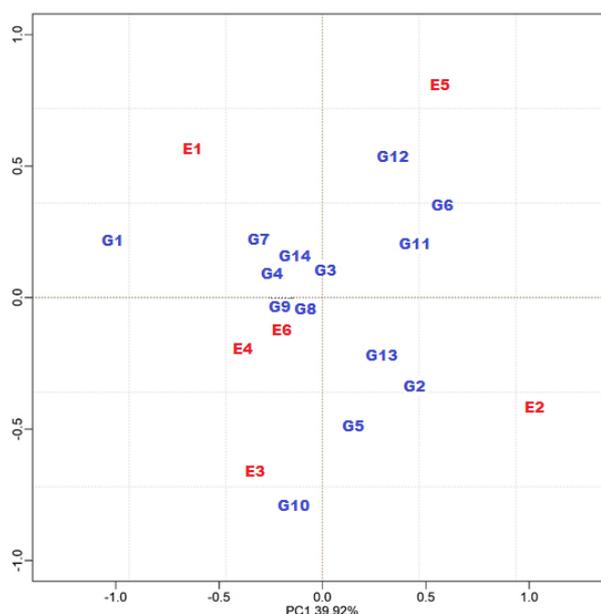


Figura 1. Biplot do modelo AMMI2 com escores genotípicos e ambientais médios para dados de ensaios de competição com feijão carioca no Agreste-Sertão de Pernambuco.

As linhagens CNFC 15460 (G3), CNFC 15462 (G4), CNFC 15504 (G8), CNFC 15507 (G9) e a cultivar BRS Pérola (G14), ficaram mais próximas da origem e, portanto, são aquelas que menos contribuíram com o efeito da interação, demonstrando ampla adaptabilidade, assim como os ambientes Arcoverde-2015 (E4) e São João-2015 (E6). Por outro lado, IPR 39 (G1), CNFC 15513 (G10) e BRS Estilo (G12) ficaram mais afastadas do centro do biplot e por isso são consideradas as mais instáveis (Figura 1). A menor contribuição visualizada no eixo de interação aponta maior estabilidade e indica que a produtividade média desses genótipos é pouco variável em função dos locais e anos (Ferreira e Hongyu 2018).

O comportamento de alguns genótipos dentro de um mesmo ambiente foi incongruente entre os dois anos de avaliação. Isso pode ser visualizado tomando-se como exemplo o ambiente Belém de São Francisco, em que foi sugerida adaptabilidade específica dos genótipos CNFC 15458 (G2) e BRS Notável (G13) no ano 2014 (E2), enquanto em 2015 (E5) isso foi observado em relação a outro material, BRS Estilo (G12) (Figura 1).

A distinção dos genótipos que apresentaram interação específica com o ambiente de Belém de São Francisco pode ter ocorrido em virtude de problemas operacionais durante a condução dos cultivos. Vale salientar que as produtividades

médias em Belém de São Francisco em ambos os anos foram as maiores entre os ambientes (Tabela 5), fato possivelmente atrelado ao número de genótipos com adaptabilidade específica a esse ambiente e por dispor de sistema de irrigação.

Tabela 5. Médias gerais referentes à produtividade de grãos ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) de genótipos de feijão carioca, avaliados no estado de Pernambuco, nos anos de 2014 e 2015.

| | Ambientes | Colheita | Média | | Ambientes | Colheita | Média |
|----|------------------|-----------------|--------------|----|------------------|-----------------|--------------|
| E1 | Arcoverde | 2014 | 2265,17 | E4 | Arcoverde | 2015 | 2237,74 |
| E2 | Belém de S.F. | 2014 | 2278,21 | E5 | Belém de S.F. | 2015 | 3220,24 |
| E3 | São João | 2014 | 1453,99 | E6 | São João | 2015 | 1766,37 |

S.F: São Francisco.

Consideração semelhante pode ser feita em relação ao ambiente Arcoverde, onde o genótipo CNFC 15497 (G7) demonstrou adaptabilidade específica, no ano de 2014 (E1), enquanto em 2015 (E4) não foi observada contribuição expressiva do ambiente com a interação (Figura 1).

Os genótipos CNFC 15475 (G5) e CNFC 15513 (G10) apresentaram adaptabilidade específica com o ambiente São João em 2014 (E3), que por sua vez não contribuiu expressivamente com a interação em 2015 (E6). Além dos genótipos estáveis, o CNFC15513 (G10) seria o mais interessante para esse local específico em termos de recomendação (Figura 1).

O local São João (E3 e E6) apresentou as menores produtividades médias entre os ambientes (Tabela 5), contudo, é possível visualizar no biplot que foi o local que apresentou maior consistência em relação ao efeito da interação GxE nos anos considerados (Figura 1). As menores médias podem ser justificadas pela baixa precipitação (Tabela 1), uma vez que os experimentos nesse local foram conduzidos em condição de sequeiro, além disso, os ambientes possuem diferentes tipos de solo e o cultivo em São João depende essencialmente da quantidade de matéria orgânica posta a cada ano.

Em relação ao local Arcoverde (E1 e E4), embora não se tenha mantido a consistência no decorrer dos anos, é possível observar que o genótipo G1 poderia ser indicado e possibilitaria a exploração do efeito positivo da interação GxE. O local Belém de São Francisco (E2 e E5) foi aquele que apresentou maior inconsistência, em relação a interação GxE, nos dois anos avaliados, evidenciando a atuação da

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

interação do tipo complexa. Ainda assim, os genótipos G6 e G11 seriam aqueles com maior adaptabilidade a esse local (Figura 1).

É comum que as variações edafoclimáticas entre diferentes anos ocasionem flutuações nos escores genotípicos e ambientais, mascarando os padrões gráficos identificados no biplot, e por isso é difícil observar genótipos que mantêm seu desempenho para o mesmo local em diferentes anos. Desse modo, a variação entre os efeitos da interação entre diferentes anos para um local específico pode ser semelhante aos efeitos para diferentes locais, em virtude das alterações entre os anos (Bernardo Júnior et al. 2018).

A recomendação de cultivares com adaptação específica caracteriza uma eficiente forma que os melhoristas utilizam para tirar proveito da interação GxE, beneficiando ambientes com condições normalmente pouco propícias ao cultivo, assim como promovendo aumento da produtividade média em ambientes com boas condições de cultivo, ao utilizar materiais que possuem capacidade de aproveitar ao máximo o efeito da interação (HONGYU et al. 2014, SILVEIRA et al. 2013).

A heterogeneidade dos municípios do Agreste-Sertão Pernambucano influencia diretamente na produtividade, promovendo e justificando a variação da produtividade média observada entre os ambientes, assim como observado nos trabalhos de Souza et al. (2018); Santos et al. (2018); Santos et al. (2019) e Lima et al. (2020). Essa heterogeneidade, além de confirmada na análise de variância (Tabela 3), fica evidente na descrição das características edafoclimáticas de cada município (Tabela 1). É pertinente ressaltar que as pré cultivares avaliadas apresentaram produtividade média acima da média estadual ($464,12 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), regional ($397,29 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) e nacional ($990 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) (CONAB 2021).

Análise AMMI-Bayesiano

Para todas as cadeias de MCMC amostradas observaram-se boas propriedades de convergência a partir dos critérios utilizados, visto que todos os parâmetros do modelo apresentaram fator de dependência menor que 5 (Raftery e Lewis 1992) e passaram no teste de estacionariedade (Heidelberger e Welch 1983).

Nos gráficos de traços e densidades das cadeias de MCMC observou-se que as distribuições se estacionaram, corroborando os resultados obtidos pelos testes de convergência aplicados. Para termos de exemplificação, é apresentada na Figura 2 a

representação do gráfico de traços para a variância genotípica e residual do modelo BAMMI-1, que foi o modelo que melhor se ajustou aos dados na etapa de seleção.

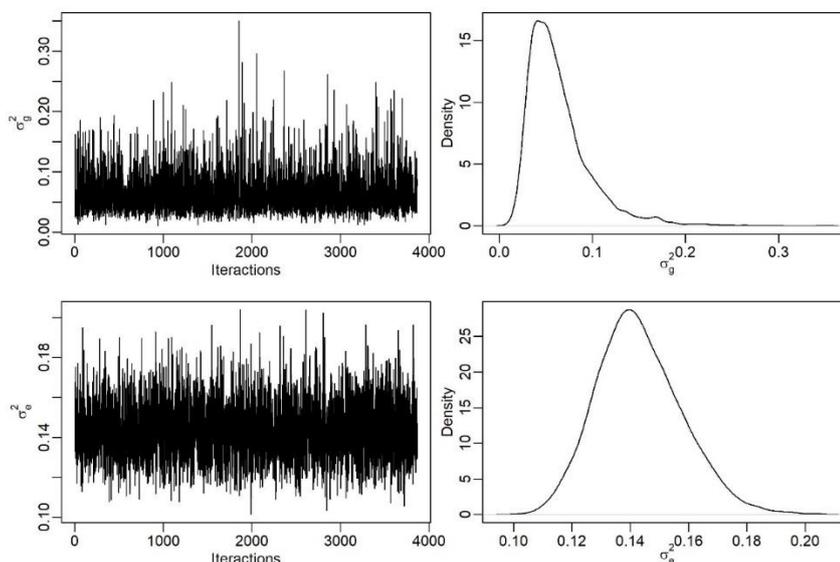


Figura 2. Gráficos de traços e densidades das cadeias de MCMC para a variância genotípica e residual de dados de ensaios de competição com feijão carioca no Agreste-Sertão de Pernambuco.

Na Tabela 6, apresentam-se estimativas pontuais e intervalares relacionadas aos valores singulares para os modelos BAMMI em função do número de componentes bilineares retidos. Com base no modelo completo BAMMI-5 pode-se afirmar que o primeiro eixo explica 42,8% de toda a variação da interação.

Tabela 6. Média a *posteriori*, desvio padrão a *posteriori* e intervalo HPD (95% de credibilidade) para o valor singular referente aos possíveis modelos para abordagens.

| Modelo | Par. | Media | Dp | LI | LS |
|---------|-------------|-------|------|------|------|
| BAMMI-1 | λ_1 | 1,87 | 0,23 | 1,41 | 2,31 |
| BAMMI-2 | λ_1 | 1,93 | 0,20 | 1,54 | 2,30 |
| BAMMI-2 | λ_2 | 1,49 | 0,19 | 1,10 | 1,84 |
| BAMMI-3 | λ_1 | 1,97 | 0,17 | 1,65 | 2,30 |
| BAMMI-3 | λ_2 | 1,49 | 0,17 | 1,16 | 1,82 |
| BAMMI-3 | λ_3 | 1,29 | 0,15 | 1 | 1,60 |
| BAMMI-4 | λ_1 | 2 | 0,15 | 1,70 | 2,28 |
| BAMMI-4 | λ_2 | 1,53 | 0,14 | 1,24 | 1,80 |
| BAMMI-4 | λ_3 | 1,33 | 0,13 | 1,08 | 1,58 |
| BAMMI-4 | λ_4 | 1,08 | 0,13 | 0,83 | 1,35 |

| | | | | | |
|---------|-------------|------|------|------|------|
| BAMMI-5 | λ_1 | 2 | 0,14 | 1,71 | 2,28 |
| BAMMI-5 | λ_2 | 1,52 | 0,14 | 1,24 | 1,80 |
| BAMMI-5 | λ_3 | 1,33 | 0,13 | 1,07 | 1,58 |
| BAMMI-5 | λ_4 | 1,07 | 0,14 | 0,80 | 1,34 |
| BAMMI-5 | λ_5 | 0,26 | 0,15 | 0 | 0,53 |

Dp: Desvio padrão; LI: Limite Inferior; LS: Limite Superior.

A Figura 3 apresenta os resultados dos critérios de informação aplicados na etapa de seleção de modelos. Para todos os critérios utilizados, o modelo que melhor descreveu o conjunto de dados foi o BAMMI-1, ou seja, aquele que apresentou o menor valor de AIC, BIC e AICM. A escolha baseada nesses critérios incide em modelos mais parcimoniosos e robustos de acordo com as diferentes distribuições *a priori* (Oliveira et al. 2021).

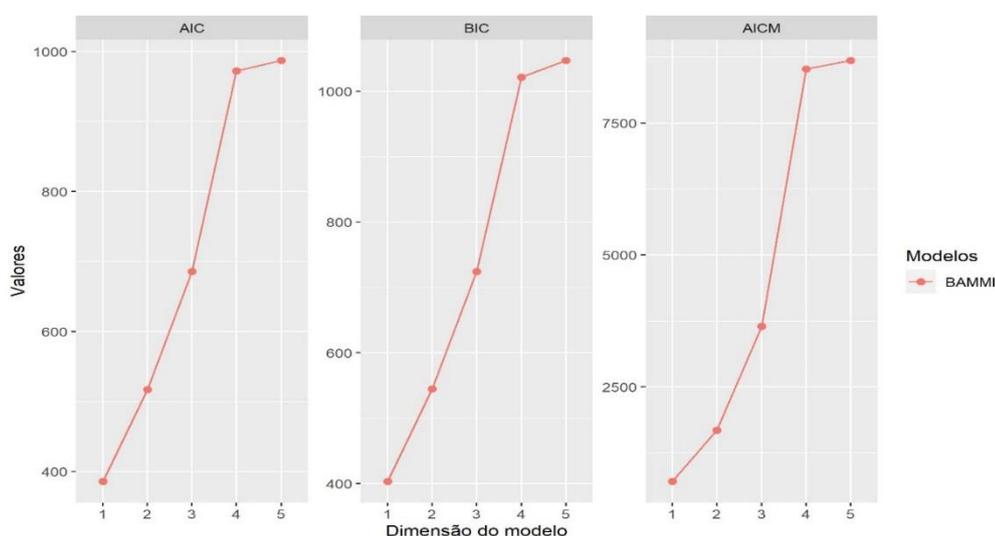


Figura 3. Gráficos dos critérios de informação AIC, BIC e AICM para seleção do modelo BAMMI para dados de ensaios de competição com feijão carioca no Agreste-Sertão de Pernambuco.

Na Tabela 7, são apresentadas as estimativas pontuais e intervalares para os efeitos de genótipo referentes ao BAMMI, assim como as estimativas de quadrados mínimos obtidas pelo ajuste do AMMI frequentista para efeito de comparação. Como pode ser observado, de forma geral, as previsões do modelo BAMMI são ligeiramente menores que as respectivas soluções de quadrados mínimos e isso é devido ao efeito de encolhimento (*shrinkage*) ao se admitir uma população comum para genótipos (efeitos aleatórios), além de ser uma característica comum dos métodos bayesianos, corroborando com o observado por Oliveira et al. (2018) e Oliveira et al. (2021).

Tabela 3. Efeito principal de genótipo, estimativas de efeito fixo, estimativas da média e desvio padrão a *posteriori* e intervalo HPD (95% credibilidade) (BAMMI-1).

| Par. | Fixo | Média | Dp | LI | LS |
|------|-------|-------|------|-------|-------|
| G1 | 0,02 | 0,02 | 0,09 | -0,15 | 0,20 |
| G2 | 0,15 | 0,14 | 0,09 | -0,03 | 0,32 |
| G3 | 0,06 | 0,05 | 0,09 | -0,11 | 0,24 |
| G4 | 0,01 | 0,01 | 0,09 | -0,17 | 0,18 |
| G5 | -0,17 | -0,16 | 0,09 | -0,34 | -0 |
| G6 | 0,38 | 0,36 | 0,09 | 0,20 | 0,54 |
| G7 | -0,38 | -0,36 | 0,09 | -0,54 | -0,19 |
| G8 | -0,08 | -0,08 | 0,09 | -0,25 | 0,10 |
| G9 | -0,30 | -0,28 | 0,09 | -0,46 | -0,11 |
| G10 | -0,33 | -0,30 | 0,09 | -0,47 | -0,13 |
| G11 | -0,08 | -0,07 | 0,09 | -0,24 | 0,10 |
| G12 | 0,43 | 0,41 | 0,09 | 0,22 | 0,58 |
| G13 | 0,25 | 0,24 | 0,09 | 0,07 | 0,42 |
| G14 | 0,05 | 0,05 | 0,09 | -0,12 | 0,23 |

Dp: Desvio padrão; LI: Limite Inferior; LS: Limite Superior.

Ao considerar os efeitos dos genótipos como aleatórios, permite-se que componentes de variância sejam estimados e que coeficientes de parentesco sejam incorporados na análise AMMI. Isso acarreta em estimativas mais precisas dos valores genéticos dos genótipos e, conseqüentemente, oferece estimativas mais realistas em relação ao verdadeiro valor genotípico.

A etapa de avaliação e seleção de pré-cultivares em ensaios de competição requer tanto habilidade do melhorista quanto ferramentas estatísticas que permitam interpretar corretamente os dados fenotípicos. Nesse sentido, o emprego de preditores com efeito de encolhimento é uma excelente escolha para os programas de melhoramento de plantas, pois são mais acurados e facilitam a classificação dos materiais genéticos conforme seus valores genotípicos, minimizando os efeitos residuais de ambientes presentes nos dados (Silva et al. 2015, Oliveira et al. 2021).

Sobreposições entre os intervalos HPD sugerem efeitos semelhantes, contudo a linhagem CNFC 15480 (G6) e as cultivares BRS Estilo (G12) e BRS Notável (G13) não incluíram valores negativos em suas regiões de credibilidade e, portanto, são os

mais interessantes no que se refere ao efeito principal (Tabela 7). Valores positivos de HPD indicam que esses genótipos foram os que mais contribuíram com a média populacional e conseqüentemente são os que apresentaram maiores produtividades.

A análise do efeito principal do genótipo é muito importante para seleção e recomendação de cultivares, mas é fundamental que os efeitos da interação GxE sejam conjuntamente considerados, para avaliação da adaptabilidade e estabilidade dos materiais (Silva et al. 2015).

A análise de adaptabilidade e estabilidade é realizada pela interpretação biplot para escores genotípicos e ambientais. Genótipos e ambientes cujas regiões de credibilidade para os escores englobaram a origem são considerados estáveis (Oliveira et al. 2018). Assim, as linhagens CNFC 15460 (G3), CNFC 15462 (G4), CNFC 15497 (7), CNFC 15504 (G8), CNFC 15507 (G9), e cultivares BRS Notável (G13) e BRS Pérola (G14) compõem um subgrupo homogêneo de genótipos que não contribuíram significativamente para a interação GxE, indicando ampla adaptação (Figura 4a).

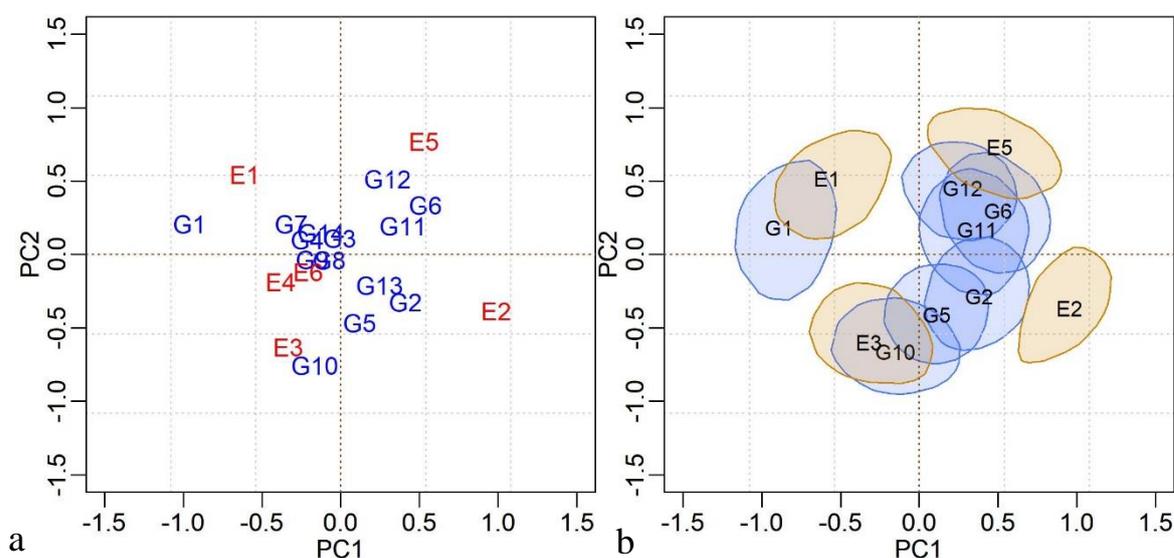


Figura 4. Biplot do modelo BAMMI: a – Escores genotípicos e ambientais médios e b - Regiões de credibilidades bivariadas (95%) para dados de ensaios de competição com feijão carioca no Agreste-Sertão de Pernambuco.

Para simplificar as interpretações, apenas as regiões de credibilidade que não englobam a origem (0,0) foram representadas, sendo os respectivos genótipos (ou ambientes) considerados não estáveis, ou seja, que possuem contribuição expressiva para interação (Figura 4b).

As regiões de credibilidade obtidas pelo modelo BAMMI promovem eliminação dos escores médios subjetivos próximos ao ponto central do biplot, acarretando maior precisão para inferir sobre a estabilidade genotípica e ambiental (Zeffa et al. 2020). Isso fica evidente na interpretação dos biplots (fixo e bayesiano), em que na análise bayesiana os ambientes Arcoverde-2015 (E4) e São João-2015 (E6) não contribuem expressivamente para a interação (Figura 4b).

As regiões bivariadas de credibilidade para os escores genotípicos e ambientais, implementadas no biplot, são utilizadas para analisar o efeito da interação GxE, em que sobreposições entre as mesmas são utilizadas para interpretação da adaptabilidade e estabilidade dos materiais.

Os genótipos que mais se destacaram quanto ao efeito principal foram CNFC 15480 (G6), BRS Estilo (G12) e BRS Notável (G13) (Tabela 7), mas somente o último pode ser considerado estável e, portanto, possui recomendação ampla (Figura 4b). Essa interpretação não é direta em relação ao biplot do modelo frequentista e seria uma suposição arriscada no contexto da análise clássica. Entretanto, utilizando o nível de credibilidade de 95% do modelo bayesiano é possível identificar seguramente G13 como estável, ou seja, esse genótipo não tem contribuição importante para a interação GxE.

A cultivar BRS Notável foi utilizada como testemunha nos experimentos porque possui recomendação para cultivo no estado de Pernambuco, além de outros estados brasileiros, assim como as outras três cultivares citadas neste trabalho. Entretanto, a BRS Notável foi a única que agrupou efeito genotípico positivo e estabilidade, reforçando sua viabilidade e potencial para região Agreste-Sertão Pernambucano.

As regiões credíveis para pontuações genotípicas e ambientais garantem que a discriminação dos genótipos e ambientes seja realizada com maior precisão, agrupando genótipos e ambientes em subgrupos homogêneos que apresentam os mesmos padrões de interação. A seleção de genótipos com um nível de credibilidade associado auxilia os melhoristas de plantas na tomada de decisão, acarretando na recomendação de cultivares mais consistentes e diminuindo os custos dos programas de melhoramento (Bernardo Júnior et al. 2018, Oliveira et al. 2018).

Geralmente, os genótipos que apresentam efeitos principais menores que zero não são recomendados, visto que apresentam resposta abaixo da média populacional (Bernardo Júnior et al. 2018). Entretanto, em relação às pré cultivares avaliadas nesse

trabalho percebe-se que todas obtiveram produtividade média significativamente superior à média regional (397,29 kg.ha⁻¹), como mostrado na Tabela 8, desse modo é pertinente a indicação desses materiais para os locais que tiveram boa interação, de acordo com a análise de adaptabilidade por meio das regiões de credibilidade.

Tabela 4. Genótipos de feijão carioca avaliados em ensaios de competição nos anos de 2014 e 2015 e produtividade média de grãos (kg.ha⁻¹).

| IG | Genótipo | Prod | IG | Genótipo | Prod |
|-----------|-----------------|-------------|-----------|-----------------|-------------|
| G1 | IPR 139 | 2224,03 | G8 | CNFC 15504 | 2117,92 |
| G2 | CNFC 15458 | 2350 | G9 | CNFC 15507 | 1907,08 |
| G3 | CNFC 15460 | 2260,55 | G10 | CNFC 15513 | 1875,69 |
| G4 | CNFC 15462 | 2219,58 | G11 | CNFC 15534 | 2125 |
| G5 | CNFC 15475 | 2029,30 | G12 | BRS Estilo | 2632,36 |
| G6 | CNFC 15480 | 2586,25 | G13 | BRS Notável | 2453,61 |
| G7 | CNFC 15497 | 1818,47 | G14 | BRS Pérola | 2250,83 |

A análise visual das regiões no biplot permite sugerir adaptabilidade de genótipos a ambientes específicos como é o caso da cultivar IPR 139 (G1) ao local Arcoverde (E1,E4), dos genótipos CNFC 15480 (G6) e CNFC 15534 (G11), ao local Belém de São Francisco (E5 e E2), e do genótipo CNFC 15513 (G10) ao local São João (E3, E6) (Figura 4b). Sobreposições entre as regiões indicam subgrupos homogêneos quanto ao efeito da interação, demonstrando que os genótipos apresentam comportamento semelhante nos ambientes estudados. Assim, as regiões bivariadas são uma excelente ferramenta para recomendação de genótipos a ambientes específicos (Nuvunga et al. 2021).

A linhagem CNFC 15480 (G6) merece destaque porque apresentou efeito genotípico positivo (Tabela 7) e produtividade levemente superior à das testemunhas (Tabela 8), com exceção da BRS Estilo, corroborando com sua indicação para o município de Belém de São Francisco, visto que demonstrou adaptabilidade específica para esse local (Figura 4b).

As configurações dos pontos médios de escores genotípicos e ambientais nos biplots dos modelos AMMI frequentista e AMMI Bayesiano foram análogas. Entretanto, a análise das regiões de credibilidade pelo biplot do modelo BAMMI proporcionou uma organização mais clara das interações específicas dos genótipos com determinados ambientes, permitindo relacionar mais firmemente os materiais

com os locais específicos, apesar das diferenças percebidas nos diferentes anos, que provavelmente foram ocasionadas pelas variações edafoclimáticas dos ambientes. Além disso, a incorporação de inferência ao biplot permitiu identificar ambientes e genótipos que não possuem contribuições importantes para a interação GxE.

O Agreste-Sertão de Pernambuco apresenta grandes variações climáticas entre safras, assim, um mesmo ambiente pode variar muito em diferentes anos. No entanto, o método BAMMI demonstrou eficiência em agrupar os genótipos com adaptação específica a determinados locais, mesmo em anos diferentes, corroborando com os resultados obtidos por Bernardo Júnior et al. (2018) que constataram a boa habilidade desse método para discriminar os ambientes dentro das diferentes safras.

Avaliação preditiva dos modelos

Os resultados da análise de predição para os modelos BAMMI e EM-AMMI são apresentados nas Figuras 5 e 6, para desbalanceamento de 10% e 20%, respectivamente. O melhor desempenho do modelo é indicado pelo menor valor em relação ao critério PRESS, e pelo maior valor em relação à correlação de Pearson (Cor) e à correlação de Spearman (CorS) (Oliveira et al. 2021).

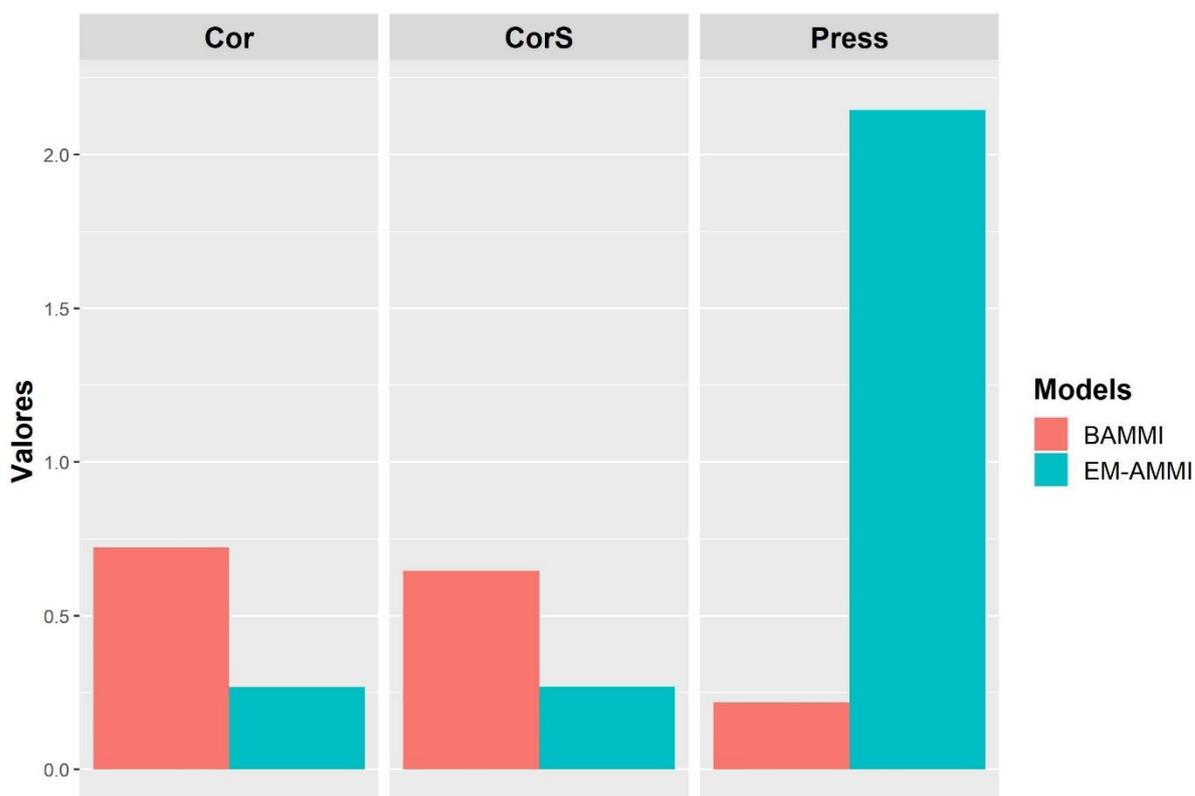


Figura 5. Média da Correlação de Pearson (Cor), Correlação de Spearman (CorS) e PRESS para os modelos EM-AMMI e BAMMI (10% de desbalanceamento).

As análises gráficas demonstram que a acurácia preditiva entre os modelos diferiu entre os cenários de desbalanceamento, entretanto, ambos apontaram vantagem para o modelo BAMMI em todos os critérios de validação cruzada (Figuras 5 e 6), sendo mais acentuado no cenário de menor desequilíbrio (Figura 5). Resultados semelhantes foram observados por Romão et al. (2019), que identificaram vantagem dos modelos bayesianos em cenários desbalanceados.

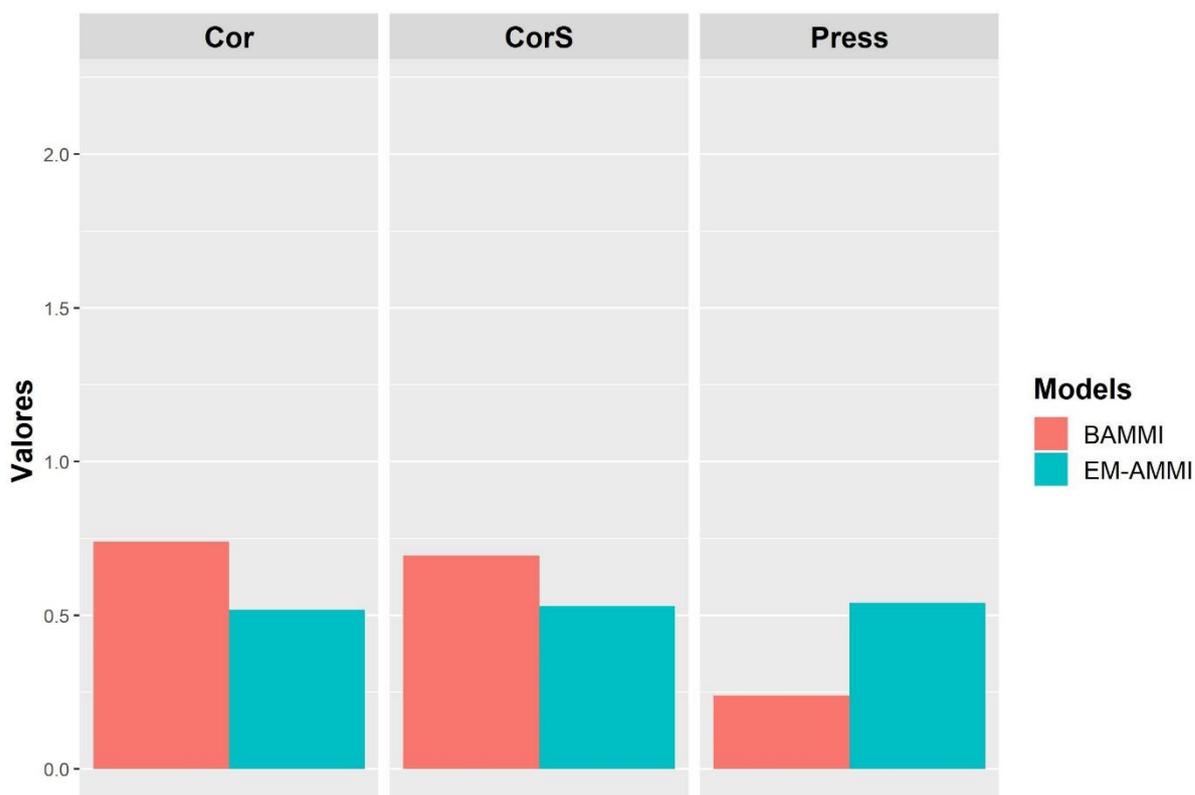


Figura 6. Média da Correlação de Pearson (Cor), Correlação de Spearman (CorS) e PRESS para os modelos EM-AMMI e BAMMI (20% de desbalanceamento).

De modo geral, o modelo EM-AMMI mostrou bom desempenho em cenários de desequilíbrio pouco acentuados, como os utilizados nesse trabalho, apresentando boa capacidade em prever a interação GxE, sem requerer métodos estatísticos sofisticados, alta demanda computacional ou estimativa de parâmetros complexos. Segundo Paderewski e Rodrigues (2014), o algoritmo EM é ótimo para imputação de dados ausentes, uma vez que seu processo iterativo é feito na matriz GxE, convergindo a imputação da interação em poucos passos, contribuindo para qualidade do ajuste, o que poderia justificar o bom desempenho dos modelos EM-AMMI em cenários com perdas de até 33%.

Ambos os modelos mostraram que são robustos a perda de dados nas análises, no entanto, o modelo BAMMI foi superior em acurácia preditiva e aponta grande potencial da técnica no estudo da interação GxE e na predição de genótipos faltantes. A necessidade de lidar com dados desbalanceados é um inconveniente recorrente nos estudos de adaptabilidade e estabilidade, pois variações ambientais e outros fatores imprevisíveis nos experimentos de campo levam frequentemente à perda de parcelas. A análise BAMMI manipula naturalmente conjuntos de dados desbalanceados e ainda permite lidar com a incerteza em biplots, sendo altamente indicada para avaliação de genótipos (Bernardo Júnior et al. 2018).

Em comparação aos métodos convencionais, a metodologia BAMMI possui a desvantagem de ser mais morosa e requerer maior demanda de recursos computacionais, mas a maior precisão no processo de inferência somada às demais vantagens citadas ao longo desse trabalho, oferecidas por esse método, justificam sua utilização. A análise bayesiana de modelos multiplicativos tem ganhado mais espaço na análise de dados multiambientais, devido aos seus benefícios e também em virtude do progresso computacional que tem mitigado a dificuldade de execução das análises (Oliveira et al. 2015).

Reforçando os avanços que facilitam a análise bayesiana, enfatizando o modelo BAMMI, vale salientar que o pacote ammiBayes, desenvolvido há pouco tempo por Oliveira et al. (2022) e pioneiramente empregado nesse trabalho, permite que o usuário do programa estatístico realize todo o processo de inferência de forma razoavelmente simples e prática.

CONCLUSÕES

A cultivar BRS Notável (G13) possui efeito principal de genótipo positivo e também foi classificada como estável, tendo recomendação ampla para o Agreste-Sertão de Pernambuco.

Arcoverde e São João são os locais que apresentaram maior estabilidade em relação ao efeito da GxE e isso ficou mais evidente com a análise BAMMI, através das regiões de credibilidade.

Em Arcoverde, a recomendação da cultivar IPR 139 (G1) permite explorar o efeito positivo da GxE, enquanto em Belém de São Francisco são as pré-cultivares

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

CNFC 15480 (G6) e CNFC 15534 (G11). Em São João, o genótipo CNFC 15513 (G10) é aquele com maior adaptabilidade.

A análise BAMMI apresenta melhor capacidade em identificar ambientes e genótipos que não possuem contribuições importantes para a interação GxE.

O modelo BAMMI apresenta capacidade preditiva superior ao modelo EM-AMMI para cenários de desbalanceamento de 10% e 20%.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Programa de Pós-graduação em Agronomia - Melhoramento Genético de Plantas (PPGAMGP), ao Instituto Agrônomo de Pernambuco (IPA) pelos dados experimentais e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão da bolsa.

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Aczel B, Hoekstra R, Gelman A, Wagenmakers EJ, Klugkist IG, Rouder JN, Vandekerckhove J, Lee MD, Morey RD, Vanpaemel W, Dienes Z and Ravenzwaaij DV (2020) Discussion points for Bayesian inference. **Nature Human Behaviour** 4: 561-563.

Agritempo (2021) Sistema de Monitoramento Agrometeorológico. **Embrapa – Empresa de Pesquisa Agropecuária**.

Akaike H (1974) A new look at the statistical model identification. **IEEE Trans Automat Contr** 19: 716-23.

Bernardo Júnior LAYB, Silva CP, Oliveira LA, Nuvunga JJ, Pires LPM, Pinho RGV and Balestre M (2018). AMMI Bayesian Models to Study Stability and Adaptability in Maize. **Agronomy Journal** 110: 1765-1776.

Conab – Companhia Nacional de Abastecimento (2021) Acompanhamento da safra brasileira – grãos – safra 2021/2022 – 2º levantamento, nov. 2021, v. 9, n. 2. **CONAB**, Brasília, 93p.

Cornelius PL, Seyedsadr MS and Crossa J (1992) Using the shifted multiplicative model to search for “separability” in crop cultivar trials. **Theoretical Applied Genetics** 84: 161-172.

Costa Neto GMF, Morais Júnior OP, Heinemann AB, Castro APD and Duarte JB (2020) A novel GIS-based tool to reveal spatial trends in reaction norm: upland rice case study. **Euphytica** 216.

Crossa J, Elizalde SP, Jarquin D, Torres JMC, Viele K, Liu G and Cornelius PL (2011) Bayesian estimation of the additive main effects and multiplicative interaction model. **Crop Science** 51: 1458–1469.

Euzebio MP, Fonseca ICB, Fonseca Júnior NS, Nascimento M, Giordani W and Gonçalves LSA (2018) Adaptability and stability assessment of bean cultivars of the carioca commercial group by a Bayesian approach. **Acta Scientiarum Agronomy [online]** 40: e35272.

Ferreira AA e Hongyu K (2018) Avaliação de rendimento de genótipo de milho em multiambientes. **Biodiversidade** 17: 16-26.

Freiria GH, Gonçalves LSA, Furlan FF, Fonseca Junior NS, Lima WF and Prete CEC (2018) Statistical methods to study adaptability and stability in breeding lines of food-type soybeans. **Bragantia** 77: 253-264.

Heidelberger P and Welch P (1983) Simulation run length control in the presence of an initial transient. **Operations Research, Landing** 31: 1109-1144.

- MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano
- Hongyu K, Garcia-Penã M, Araújo LB and Dias CTS (2014) Statistical analysis of yield trials by AMMI analysis of genotype x environment interaction. **Biometric Letters** **51**: 89-102.
- Hu Z and Yang R (2013) Improved statistical inference for graphical description and interpretation of genotype times environment interaction. **Crop Science** **53**: 2400-2410.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021) **PAM – Produção Agrícola Municipal – culturas temporárias e permanentes**.
- Josse J, Eeuwijk FAV, Piepho HP and Denis JB (2014) Another look at Bayesian analysis of AMMI models for genotype-environment Data. **Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics** **19**: 240-257.
- Lavoranti OJ, Lins AC e Ferreira CA (2004) Modelagem AMMI para estudos de interação em modelos estatísticos de efeitos fixos. **Comunicado Técnico** **124**.
- Lima TV, Santos PR, Oliveira TRA, Nascimento MR, Costa KDS, Costa AF, Silva KRG, Oliveira TLP, Araújo ER and Silva JW (2020) Adaptability and stability of early carioca beans by mixed models. **Bioscience Journal** **36**: 173-182.
- Liu G (2001) Bayesian computations for general linear-bilinear models. **Thesis** (Doctor of Philosophy), Lexington, 150 p.
- Nascimento M, Nascimento ACC, Silva FF, Teodoro PE, Azevedo CF, Oliveira TRA, Amaral Junior AT, Cruz CD, Farias FJC and Carvalho LP (2020) Bayesian segmented regression model for adaptability and stability evaluation of cotton genotypes. **Euphytica** **216**.
- Nuvunga J, Silva A, Mendes C, Crossa G, Oliveira L, Silva CP, Cândido N, Inácio H and Bueno Filho J (2021). Stability and adaptability of elite upland rice lines using Bayesian-AMMI model. **Australian Journal of Crop Science**: 244-250.
- Oliveira LA, Silva CP, Mendes CTE, Silva AQ, Nuvunga JJ, Balestre M, Filho JSSB, Correa FM (2022) **Bayesian AMMI for continuous data**. Universidade Federal de Lavras, Universidade Federal da Grande Dourados, Eduardo Mondlane University, and Rhodes University.
- Oliveira LA, Silva CP, Nuvunga JJ, Silva A Q and Balestre M (2015) Credible intervals for scores in the AMMI with random effects for genotype. **Crop Science** **55**: 465-476.
- Oliveira LA, Silva CP, Teodoro PE, Torres FE, Corrêa AM and Bhering LL (2018) Performance of Cowpea Genotypes in the Brazilian Midwest Using the Bayesian Additive Main Effects and Multiplicative Interaction Model. **Agronomy Journal** **110**: 147-154.
- Oliveira LAD, Silva CPD, Silva AQD, Mendes CTE, Nuvunga JJ, Muniz JA, Bueno Filho JSDS and Balestre M (2021) Shrinkage in the Bayesian analysis of the GGE model: A case study with simulation. **PloS one** **16**: p.e0256882.

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

Paderewski J and Rodrigues PC (2014) The usefulness of EM-AMMI to study the influence of missing data pattern and application to Polish post-registration winter wheat data. **Australian Journal of Crop Science** 4: 640-645.

Perez-Elizalde S, Jarquin D and Crossa J (2012) A general Bayesian estimation method of linear–bilinear models applied to plant breeding trials with genotype x environment interaction. **Journal of agricultural, biological, and environmental statistics** 17: 15-37.

R Development Core Team (2018) R: A language and environment for statistical computing. **R Foundation for Statistical Computing**, Vienna, Austria.

Raftery AE and Lewis S (1992) How many iterations in the Gibbs sampler? In Bernardo J M, Berger JO, Dawid AP and Smith AFM (eds) **Bayesian statistics**. Oxford, Oxford University, p. 763-773.

Raftery AE, Newton MA, Satagopan JM and Krivitsky PN (2007) Estimating the Integrated Likelihood via Posterior Simulation Using the Harmonic Mean Identity. **Bayesian statistics**.

Rocha RS, Santos PR, Oliveira TRA, Daher RF, Nascimento MR, Souza AG, Oliveira LJS, Silva KRG, Costa KDS, Costa AF and Santos HP (2020) Estimation of adaptability and stability of early strains of 'Carioca' and black beans (*Phaseolus vulgaris*) in Pernambuco State, Brazil. **Australian Journal Crop Science** 14: 263-270.

Rodrigues PC, Malosetti M, Gauch HG and Eeuwijk FAV (2014) A weighted AMMI algorithm to study genotype-by-environment interaction and QTL-by-environment interaction. **Crop Science** 54.

Romão RF, Nuvunga JJ, Silva CP, Oliveira LA, Mendes CTE and Balestre M (2019) Predictive ability of AMMI and factorial analytical models in the study of unbalanced multi-environment data. **Genetics and Molecular Research** 18.

Santos PR, Costa KDS, Nascimento MR, Lima TV, Souza YP, Costa AF and Silva JW (2018) Simultaneous selection for yield, stability, and adaptability of carioca and black beans. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** 53: 736-745.

Santos PR, Oliveira TRA, Skeen P, Nascimento MR, Costa KDS, Araújo ER, Pereira HS, Costa AF (2019) GGE Biplot and REML/BLUP based-analysis of yield stability and adaptability for common beans in multi-environment trials. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias** 14.

Schwarz G (1978) Estimating the Dimension of a Model. **Annals of Statistics** 6: 461-464.

Silva A, Oliveira L, Silva CP, Mendes C, Medeiros E and Safadi T (2020) Aplicação do modelo AMMI-bayesiano no estudo de estabilidade e adaptabilidade genotípica em dados de mostarda. **Research, Society and Development** 9: e166997023.

MELO, G.G. Adaptabilidade e estabilidade de pré-cultivares de feijão carioca no Agreste-Sertão Pernambucano

Silva CP, Oliveira LA, Nuvunga JJ, Pamplona AKA and Balestre M (2015) A Bayesian shrinkage approach for AMMI models. **PloS One 10**: 1-27.

Silva CP, Oliveira LA, Nuvunga JJ, Pamplona AKA and Balestre M (2019) Heterogeneity of Variances in the Bayesian AMMI Model for Multienvironment Trial Studies. **Crop Science 59**: 2455-2472.

Silveira LCI, Kist V, Paula TOM, Barbosa MHP, Peternelli LA and Daros E (2013) AMMI analysis to evaluate the adaptability and phenotypic stability of sugarcane genotypes. **Scientia Agricola 70**: 27-32.

Smith BJ (2007) Boa: An R Package for MCMC Output Convergence Assessment and Posterior Inference. **Journal of Statistical Software 21**: 1-37.

Souza YP, Santos PR, Nascimento MR, Costa KDS, Lima TV, Oliveira TRA, Costa AF, Pereira HS and Silva JW (2018) Assessing the genotypic performance of carioca beans through mixed models. **Ciência Rural 48**.

Viele K and Srinivasan C (2000) Parsimonious estimation of multiplicative interaction in analysis of variance using Kullback-Leibler information. **Journal of Statistical Planning and Inference 84**: 201-219.

Yan W (2014) **Crop Variety Trials: Data Management and Analysis** [Internet]. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons.

Zeffa DM, Moda-Cirino V, Medeiros IA, Freiria GH, Neto J, Ivamoto-Suzuki ST, Delfini J, Scapim CA, and Gonçalves L (2020) Genetic Progress of Seed Yield and Nitrogen Use Efficiency of Brazilian carioca Common Bean Cultivars Using Bayesian Approaches. **Frontiers in plant science 11**.

Zobel RW, Wright MJ and Gauch HG (1988) Statistical analysis of a yield trial. **Agronomy Journal 80**: 388-393.