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

Métodos para análise de concordância: estudo de simulação e
aplicação a dados de evapotranspiração

Elisângela Aparecida de Oliveira

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em Ciências. Área de concentração: Estatística e Experimentação Agronômica

Piracicaba
2016

Elisângela Aparecida de Oliveira
Licenciada em Matemática

**Métodos para análise de concordância: estudo de simulação e aplicação a
dados de evapotranspiração**
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:
Prof. Dr. **CÉSAR GONÇALVES DE LIMA**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em
Ciências. Área de concentração: Estatística e Experimentação Agronômica

**Piracicaba
2016**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Oliveira, Elisângela Aparecida de

Métodos para análise de concordância: estudo de simulação e aplicação a dados de evapotranspiração / Elisângela Aparecida de Oliveira. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - -Piracicaba, 2016.

177 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Análise de concordância 2. Índice de Willmott 3. Método de Bland-Altman
4. Evapotranspiração 5. Irrigâmetro I. Título

CDD 551.572
O48m

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

*A **Deus**, pois sem **Ele** nada teria acontecido e*

*a meus pais, **Maria José e Vicente**, pelo apoio
e amor incondicional,*

dedico

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelas conquistas e dificuldades superadas nesta jornada assim como pelas oportunidades e bênçãos colocadas em minha vida.

Aos meus amados pais, Maria José e Vicente, pelo amor e apoio incondicional, pelo incentivo, por estarem sempre ao meu lado, por serem exemplos de pessoas dignas e honestas e me ensinarem a não desistir dos meus sonhos.

À minha família, meus irmão, sobrinhos, tios, primos e minha avó Judith por acreditarem e torcerem por mim, por estarem sempre ao meu lado, mesmo a distância.

À Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ/USP) e ao Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agronômica, pela oportunidade da realização deste curso de pós-graduação.

Ao Prof. orientador Dr. César Gonçalves de Lima pelo apoio e orientação no desenvolvimento deste trabalho, por não desistir de acreditar em mim, mesmo diante de todas as dificuldades e obstáculos que surgiram.

Ao Prof. Dr. Paulo Roberto Cecon, pelas ideias e apoio no decorrer deste trabalho. Por ser mais uma vez coorientador e amigo. Agradeço a Deus por tê-lo colocado em meu caminho mais uma vez, pois és um exemplo de vida a ser seguido.

Ao professor Dr. Décio Barbin pela amizade e incentivo no decorrer do curso, por me adotar como neta e ser uma pessoa amável e gentil sempre, pelos abraços de avô que levo comigo para a vida.

Aos professores do programa por compartilhar seu saber e suas experiências com os estudantes. Em especial à Dra. Sônia, Dra. Roseli, Dra. Clarice, Dr. Carlos Tadeu e Dr. Paulo Justiliano, com os quais tive a oportunidade de cursar as disciplinas.

Aos colegas e amigos de curso, pela troca de experiência, pela amizade, por estarem perto na ausência da família, pelas horas de lazer (festas, almoços, serestas na rua do Porto e passeios) e também pelas horas de trabalho árduo (estudos, seminários, organização de congresso) que tivemos juntos. Em especial a Alessandra, Maria Josiane, Natália, Lucas, Iuri, Andréia, Reginaldo, Simone Werner, Simone Sartório, Simone Grego e Gilson (amigão e companheiro de longa data).

Aos amigos Natália, Miraci, Cirlene, Lúcia Helena, Lohanne, Diana, Elaine, Lucas, Fernando e Marina, pela torcida, pelo apoio e por não esquecerem de mim, mesmo com minha ausência e distância nesta etapa da minha vida.

À CAPES - Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pelo apoio financeiro com a bolsa de estudos concedida.

As secretárias e funcionários do LCE/ESALQ/USP pelo apoio e dedicação no decorrer do curso.

Enfim, a todos que direta ou indiretamente contribuíram para o término deste trabalho e que escreveram comigo mais um capítulo do livro da minha vida, agradeço de coração.

Muito obrigada!

"Cada dia sabemos mais e entendemos menos".

Albert Einstein

SUMÁRIO

RESUMO	11
ABSTRACT	13
1 INTRODUÇÃO	15
2 DESENVOLVIMENTO	19
2.1 O Irrigâmetro	19
2.2 Evapotranspiração	21
2.3 Coeficiente de correlação de Pearson	26
2.4 Análise de Regressão	27
2.4.1 Regressão linear simples	28
2.4.2 Regressão linear simples sem o intercepto	32
2.4.3 Regressão Linear Simples e Concordância entre Modelos	34
2.5 Coeficiente de determinação	36
2.6 Teste t pareado	37
2.7 Análise de Bland Altman	37
2.8 Índices de concordância de Willmott	39
2.9 Índices de erro	41
2.10 Índices de desempenho	43
3 ESTUDO DE SIMULAÇÃO	45
3.1 Cenário 1	46
3.1.1 Regressão Linear Simples com intercepto	48
3.1.2 Regressão Linear Simples sem intercepto	52
3.1.3 Teste t Pareado	56
3.1.4 Considerações sobre as simulações feitas no Cenário 1	60
3.2 Cenário 2	64
3.2.1 Regressão Linear Simples com intercepto	66
3.2.2 Regressão Linear Simples sem o intercepto	70
3.2.3 Teste t Pareado	74
3.2.4 Considerações sobre as simulações feitas no Cenário 2	78
3.2.5 Caso especial - Simulações altamente correlacionadas	80
3.3 Cenário 3	81
3.3.1 Regressão Linear Simples com intercepto	84
3.3.2 Regressão Linear Simples sem intercepto	88

3.3.3 Teste t Pareado	92
3.3.4 Considerações sobre o Cenário 3	96
3.4 Cenário 4	99
3.4.1 Regressão Linear Simples com intercepto	101
3.4.2 Regressão Linear Simples sem intercepto	105
3.4.3 Teste t Pareado	109
3.4.4 Considerações sobre o Cenário 4	112
4 APLICAÇÃO A DADOS DE EVAPOTRANSPIRAÇÃO	115
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	133
REFERÊNCIAS	137
APÊNDICES	145
ANEXOS	175

RESUMO

Métodos para análise de concordância: estudo de simulação e aplicação a dados de evapotranspiração

O estudo de concordância ou coincidência entre os resultados obtidos por dois métodos ou modelos é amplo e abrange diversos índices e abordagens distintas, havendo divergências nas escolhas das técnicas usadas na estimativa da evapotranspiração. Dentre os índices usados para esta finalidade destacam-se: o coeficiente de correlação linear, o coeficiente de determinação, os índices de concordância de Willmott (WILLMOTT, 1981; WILLMOTT et al., 2012) e os índices de desempenho (CAMARGO & SENTELHAS, 1997; ALVARES et al., 2013). Também são utilizados o método de Bland-Altman (BLAND & ALTMAN, 1986) e testes sobre os coeficientes de regressão linear simples, com ou sem intercepto. O Irrigâmetro é um aparelho evapopluviométrico utilizado no manejo da irrigação, visando a otimizar o uso da água na agricultura irrigada e que pode ser usado para estimar a evapotranspiração de referência (ET_0). Este aparelho apresenta grande potencial de uso na agricultura, pois além de ser um equipamento simples, de fácil manuseio e economicamente viável, fornece informações de quando e quanto irrigar, sem que o irrigante tenha conhecimentos técnicos especializados sobre irrigação (OLIVEIRA et al., 2008b) ou acesso a inúmeros dados meteorológicos. Neste contexto é interessante saber se a evapotranspiração de referência obtida com o uso do Irrigâmetro (ET_I) concorda com a Evapotranspiração de referência obtida pelo método padrão de Penman Monteith FAO 56 (ET_0). Diante do exposto os objetivos deste trabalho foram: (i) apresentar e avaliar diferentes técnicas utilizadas no estudo de concordância entre dois métodos para a obtenção da ET_0 por meio de um estudo com dados simulados; (ii) implementar computacionalmente os cálculos no software computacional R e (iii) aplicar as técnicas aos dados de Evapotranspiração de referência obtidos com o uso do Irrigâmetro (ET_I), em um experimento conduzido no Campus Universitário de Gurupi da Universidade Federal do Tocantins (UFT). Os resultados das simulações indicaram que nenhum índice ou técnica conseguiu sozinho identificar a real concordância entre os dados simulados. Dentre os índices estudados, o índice de Willmott refinado foi o mais eficiente para avaliar a concordância entre dois métodos usados na obtenção da ET. O teste para os parâmetros da reta de regressão e o método de Bland-Altman devem ser utilizados em conjunto com outros índices de concordância. A aplicação dos métodos de concordância aos dados do estudo com o Irrigâmetro indicou que a altura de água no evaporatório, que melhor estima a ET_0 foi de 3 cm. O índice de Willmott indicou uma concordância boa ($d = 0,74$), mas o índice refinado de Willmott indicou uma concordância fraca ($d_r = 0,34$) entre ET_I e ET_0 . Em trabalhos futuros com o Irrigâmetro, além do nível de água no interior do evaporatório, outras medidas deverão ser consideradas, como a área de água exposta na superfície e, consequentemente, o volume de água no evaporatório, a espessura e o tipo de material do evaporatório.

Palavras-chave: Análise de concordância; Índice de Willmott; Método de Bland-Altman; Evapotranspiração; Irrigâmetro

ABSTRACT

Methods for agreement analysis: study of simulation and application of evapotranspiration data

The agreement or coincidence between the results obtained by two methods or models is extensive and comprises several indexes and different approaches, with differences in the choices of the techniques used to estimate evapotranspiration. Among the indices used for this purpose are: correlation coefficient, determination coefficient, Willmott's concordance indexes (WILLMOTT, 1981; WILLMOTT et al., 2012) and performance indices (CAMARGO & SENTELHAS, 1997; ALVARES et al., 2013). The Bland-Altman method and tests on the coefficients of simple linear regression, with or without the intercept term, are also used in this kind of study. The Irrigameter is an evapo-pluviometric apparatus to be used in irrigation water management, aiming to optimize the use of water in irrigated agriculture and that can be used to estimate the reference evapotranspiration (ET_0). This apparatus has great potential for use in agriculture, because besides being simple apparatus, easy handling and economically feasible, gives information of when and how much to irrigate, without the irrigator has technical expertise on irrigation (OLIVEIRA et al., 2008b) or access to numerous meteorological data. In this context it is interesting to know whether the reference evapotranspiration obtained with the use of Irrigameter (ET_I) agrees with the reference evapotranspiration obtained by the standard method of Penman Monteith FAO 56 (ET_0). Given the above the objectives of this study were: (i) present and evaluate the different techniques used in the study of agreement between two methods for obtaining the ET_0 through an analysis of simulated data, (ii) implement the calculations in the computer software R and (iii) apply the techniques to the evapotranspiration (ET_0) data obtained with the use of an Irrigameter (ET_I) in an experiment conducted at the Federal University of Tocantins (UFT), Gurupi-TO/Brazil. The simulation study concluded that none of the discussed methodologies can be used, isolated, to conclude on the agreement between two models or methods. Among the studied indices, the Willmott's refined index was the most efficient to evaluate the agreement between the two methods used in obtaining the ET. The test for the regression line parameters and the Bland-Altman's chart should be used together with other concordance indices. The application of the methods of agreement to study data with the Irrigameter indicated that the water level in the evaporatory that better estimated ET_0 was 3 cm. The index of Willmott indicated a good agreement ($d = 0.74$), but the refined Willmott's index indicated a weak agreement ($d_r = 0.34$) between (ET_I e ET_0). In future studies, beyond the water level inside the evaporatory other measures could be considered, such as the exposed area of water on the surface and, consequently, the water volume in the evaporatory, the thickness and type of the evaporatory's material.

Keywords: Agreement's analysis; Willmott's index; Bland-Altman's method; Evapotranspiration; Irrigameter

1 INTRODUÇÃO

Um problema que motiva muitas pesquisas, nas mais diversas áreas, é o estudo de diferentes formas para se obter certa medida (variável resposta), seja utilizando diferentes variáveis explicativas, diferentes modelos estatísticos, ou diferentes métodos de obtenção desta medida na busca de uma forma mais simples, mais barata ou até mesmo menos invasiva do que as formas consideradas "ideais", "padrões" ou "tradicionais".

Assim pode-se ter o interesse em saber se respostas obtidas por dois diferentes modelos ou métodos, como por exemplo um novo e um já existente, são equivalentes e se um pode substituir o outro, ou seja, se existe ou não concordância ou coincidência entre estes modelos ou métodos. Neste caso, deve-se encontrar um teste estatístico para avaliar a variabilidade das diferenças obtidas pelos métodos e a própria diferença entre os valores obtidos com cada método ao mesmo tempo.

Para avaliar esse grau de acordo, a abordagem estatística correta não é óbvia. Alguns índices utilizados para analisar a concordância entre dois métodos são: coeficiente de correlação (r), coeficiente de determinação (r^2), índices de concordância d ou d_r de Willmott (WILLMOTT, 1981; WILLMOTT et al., 2012) e índices de desempenho c ou P_i (CAMARGO & SENTELHAS, 1997; ALVARES et al., 2013).

O método de Bland-Altman (BLAND & ALTMAN, 1986) também é utilizado para avaliar a concordância entre métodos, principalmente nas áreas biomédicas. Neste método a avaliação do acordo entre as variáveis parte de uma visualização gráfica da dispersão relacionando as médias dos dois métodos em estudo com o viés (diferença entre eles). O teste utilizado para avaliar o viés é o teste t para diferença entre as médias (dados emparelhados) dos valores das variáveis respostas dos dois métodos a serem comparados.

Outra abordagem utilizada no estudo de concordância é a análise gráfica da dispersão entre os valores obtidos pelos dois diferentes métodos com a reta obtida da análise de regressão linear simples entre as medidas dos métodos, com ou sem o intercepto, mas usualmente, os resultados não são discutidos com muitos detalhes em termos das estimativas dos parâmetros do modelo.

Na área agronômica existem vários métodos para o cálculo da taxa de evapotranspiração de referência (ET_0), como, por exemplo: Método de Penman (PENMAN, 1963), Método de Penman Modificado (DOORENBOS & PRUITT, 1977), Método do Tanque Classe A (DOORENBOS & PRUITT, 1977), Método da Radiação (PEREIRA et

al., 1997) e o Método de Penman Monteith FAO 56, que é considerado o método padrão para o cálculo da evapotranspiração (ALLEN et al., 1998), entre outros. Segundo Matarán (2006) a utilização destes métodos por pesquisadores e principalmente por produtores é limitada, já que necessitam de conhecimento, treinamento mínimo e da utilização de inúmeros dados meteorológicos, muitas vezes indisponíveis para os produtores.

A evapotranspiração (ET) pode ser definida como a quantidade de água evaporada e transpirada por uma superfície com vegetação durante determinado período. Tal medida pode ser expressa em valores totais, médios, diários e horários, em volume por unidade de área ou em lâmina de água, em período predeterminado (BERNARDO et al., 2006).

A determinação da quantidade de água necessária para as culturas é um dos principais problemas para o correto planejamento, dimensionamento e manejo do sistema de irrigação, sendo importante o conhecimento da evapotranspiração (MAÑAS e VALERO, 1993).

O manejo racional da irrigação consiste em determinar o momento de irrigar e o tempo de funcionamento de um equipamento de irrigação, ou a sua velocidade de deslocamento, com a finalidade de aplicar a quantidade de água necessária ao pleno desenvolvimento da cultura. No Brasil, a agricultura irrigada é a maior consumidora de água, dentre as diversas atividades humanas. Na maioria das áreas irrigadas, a ausência de manejo racional da água resulta em aplicação excessiva, com desperdício de água e energia. Práticas adequadas de irrigação contribuem para aumentar a produtividade das culturas, melhorar a qualidade dos produtos agrícolas, minimizar o consumo da água e preservar os recursos hídricos.

Para determinar a quantidade de água necessária na irrigação é necessário obter, de forma confiável, as estimativas da evapotranspiração de referência (ET_0), sendo possível, assim, gerenciar os recursos hídricos e ambientais disponíveis.

A ET_0 pode ser determinada a partir de métodos diretos, incluindo os diferentes tipos de lisímetros e o balanço de água no solo, ou de métodos indiretos envolvendo medidas de elementos climáticos, como por exemplo o método de Penman Monteith FAO 56 (CARVALHO & OLIVEIRA, 2012), que é considerado o método padrão para obtenção da ET_0 .

Os métodos indiretos são mais empregados na estimativa da ET_0 e se baseiam em dados meteorológicos, muitas vezes indisponíveis próximo ao local de estudo. De

acordo com Tagliaferre (2006), apesar de estações meteorológicas automáticas serem práticas e precisas na medição de elementos climáticos envolvidos no processo da evapotranspiração, elas são caras e geralmente necessitam de cálculos e programas computacionais para obter a estimativa da ET_0 tendo o seu uso limitado a grandes áreas irrigadas.

Por outro lado, os métodos diretos de estimativa, como os lisímetros de pesagem, que proporcionam resultados mais confiáveis, são utilizados apenas para finalidades científicas, tendo em vista a necessidade de implantação de uma estrutura física onerosa (CARVALHO et al., 2006). Pereira et al. (2002) comentam que dificuldades operacionais com o lisímetro são verificadas em dias com chuvas intensas, em dias de chuvas intermitentes e também em dias sem chuvas, mas com ventos intermitentes.

O Irrigâmetro é um aparelho evapopluiométrico que aglutina a ciência relacionada ao manejo da irrigação no que se refere às características da cultura, do solo, do clima e do sistema de irrigação, visando aperfeiçoar o uso da água na agricultura irrigada. O aparelho permite estimar a evapotranspiração (ET_I) e medir a lâmina de água precipitada, fornecendo diretamente, sem a necessidade de qualquer tipo de cálculo, o momento de irrigar e o tempo de funcionamento de um sistema de irrigação ou a sua velocidade de deslocamento (TAGLIAFERRE, 2006).

De acordo com Giovanelli (2012) a escolha do método mais apropriado para a estimativa da ET_0 depende da disponibilidade de dados meteorológicos, do nível de precisão exigido, da finalidade (manejo de irrigação em nível de propriedade ou pesquisa) e do custo de aquisição do equipamento.

Diante destas considerações iniciais, o objetivo geral deste trabalho consiste em apresentar e avaliar diferentes técnicas que são utilizadas para estudar a concordância entre estimativas de evapotranspiração obtidas por diferentes métodos. A comparação desses métodos envolve um estudo de simulação, realizado com o auxílio do software computacional R¹. Em uma terceira etapa, os resultados desta avaliação serão aplicados a dados de evapotranspiração obtidos do experimento conduzido na área experimental da Universidade Federal do Tocantins (UFT) no Campus Universitário de Gurupi, TO, visando a comparação das estimativas da evapotranspiração de referência obtidas pelo Irrigâmetro, ET_I , com a obtida pelo método padrão PM56, ET_0 .

Na seção 2 é apresentada uma revisão sobre o Irrigâmetro e sobre a evapo-

¹R Core Team (2015). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

transpiração assim como dos índices e metodologias utilizados no estudo de concordância ou coincidência entre modelos. Na seção 3 é apresentado um estudo de simulação para verificar o comportamento, em diferentes cenários, do coeficiente de correlação r , dos índices d e d_r de Willmott, dos índices c e P_i de desempenho em conjunto com o teste t para os parâmetros dos modelos de regressão linear simples com e sem o intercepto e o teste t para a diferença entre valores obtidos pelos diferentes métodos. Na seção 4 é apresentado o estudo de caso para dados de evapotranspiração avaliando o uso do Irrigâmetro no auxílio para a irrigação. Na seção 5 são feitas as considerações finais. No apêndice são apresentados alguns gráficos com os resultados extremos dos dados simulados.

2 DESENVOLVIMENTO

Neste capítulo será feita uma revisão sobre o Irrigâmetro e sobre a evapotranspiração e também serão apresentados alguns índices e metodologias utilizados no estudo de concordância ou coincidência entre dois métodos ou modelos.

2.1 O Irrigâmetro

O Irrigâmetro é um aparelho evapopluiométrico desenvolvido na Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, para ser utilizado no manejo da irrigação, visando otimizar o uso da água na agricultura irrigada. A patente do aparelho está depositada no Instituto Nacional da Propriedade Industrial (INPI), em nome da Universidade Federal de Viçosa (TAGLIAFERRE et al., 2015). O aparelho e seus componentes são apresentados na Figura 1.

Fonte: GIOVANELLI, 2012

Figura 1 - Irrigâmetro e seus componentes

O equipamento apresenta grande potencial de uso na agricultura irrigada, pois, além de ser um equipamento simples, de fácil manuseio, ele fornece resposta prática às duas perguntas básicas do manejo de irrigação: quando e quanto irrigar (Figura 2). Assim, o irrigante não precisa ter conhecimentos técnicos especializados sobre irrigação

(OLIVEIRA et al., 2008b). Em tempos de crise hídrica é importante o uso racional e correto da água na irrigação, o que pode ser obtido facilmente por este aparelho, uma vez que práticas adequadas de irrigação contribuem para aumentar a produtividade e melhorar a qualidade dos produtos agrícolas, minimizar o uso de água e preservar os recursos hídricos (OLIVEIRA, 2009).

Fonte: Página do Irrigacerto ¹

Figura 2 - Irrigâmetro instalado. No detalhe se observam a indicação da lâmina evapotranspirada (10,0 mm), o tempo de irrigação (3:00 h) e o momento de irrigar (cor amarela)

¹Disponível em: <<http://irrigacerto.com.br/>> Acesso em: out., 2015.

De acordo com os resultados obtidos por Oliveira et al. (2007a), Oliveira et al. (2007b), Tagliaferre et al. (2012) e Tagliaferre et al. (2014), o Irrigâmetro pode ser usado para estimar a evapotranspiração de qualquer cultura, em qualquer estágio de desenvolvimento, para um valor de Kc (coeficiente de cultura) desejado. Sendo assim, o uso do Irrigâmetro torna-se uma alternativa viável por ser de custo mais baixo que o tanque Classe "A" o lisímetro de pesagem e a estação meteorológica automática e, principalmente, por ser de fácil operação (OLIVEIRA et al., 2008a), a qual consiste simplesmente em abrir e fechar válvulas nele existentes, obedecendo a uma sequência predefinida, além de apresentar simples montagem e desmontagem, o que facilita o transporte e a sua instalação no campo (GIOVANELLI, 2012).

O instrumento é equipado com um reservatório denominado evaporatório, construído de material plástico, contendo água com superfície exposta à atmosfera. O reservatório possui seção transversal cônica que permite variar a área exposta à atmosfera,

conforme a altura de água no seu interior. A estimativa do consumo de água das culturas pelo Irrigâmetro, nos diferentes estádios de desenvolvimento das plantas, baseia-se na variação da altura de água no evaporatório do equipamento (CONTIN, 2008).

Na ocorrência de chuva, a lâmina precipitada é medida com o auxílio de um pluviômetro integrado ao aparelho e computada facilmente pelo irrigante, sabendo-se, em seguida, se ela foi suficiente ou não para suprir o déficit hídrico até então existente no solo, sem a necessidade de fazer nenhum cálculo (GIOVANELLI, 2012).

O correto manejo da irrigação com o Irrigâmetro é realizado com o monitoramento de três escalas integradas no aparelho. A escala laminar, que constitui uma graduação impressa no próprio tubo de alimentação do aparelho, possui a função de medir a lâmina de água evapotranspirada. A escala da régua de manejo (sem graduação) possui quatro faixas verticais de cores azul, verde, amarelo e vermelho, com função de indicar o momento da irrigação (e que depende da sensibilidade da cultura ao déficit hídrico e das características físico-hídricas do solo a ser irrigado). A escala da régua temporal ou percentual é graduada em horas e minutos ou em percentagem, de acordo com as características de aplicação de água do sistema de irrigação. Esta régua indica o tempo de funcionamento, no caso de aspersão convencional ou localizada, ou a velocidade de deslocamento do sistema de irrigação, no caso de pivô central ou sistema linear (OLIVEIRA & RAMOS, 2008).

Na régua de manejo, as quatro faixas coloridas são indicadoras do momento de irrigar a cultura. Quando o nível da água no interior do tubo de alimentação encontrar-se na direção da faixa azul ou da faixa verde, é indicativo de alta ou boa disponibilidade de água no solo, respectivamente, não havendo necessidade de irrigação. Na direção da faixa amarela é recomendável irrigar, e, caso o nível da água abaixe a ponto de atingir a faixa vermelha, o Irrigâmetro estará indicando ao irrigante que o momento de irrigação já passou, podendo ocorrer redução na produtividade ou na qualidade da cultura (GIOVANELLI, 2012).

A metodologia de funcionamento do Irrigâmetro e suas partes constituintes podem ser encontradas em Oliveira & Tagliaferre (2006).

2.2 Evapotranspiração

A evapotranspiração (ET) é a forma pela qual a água da superfície terrestre passa para a atmosfera no estado de vapor, tendo papel importantíssimo no ciclo

hidrológico em termos globais. Esse processo envolve a evaporação da água de superfícies de água livre (rios, lagos, represas, oceano etc.), dos solos, da vegetação úmida (que foi interceptada durante uma chuva) e a transpiração dos vegetais.

A evaporação da água é um processo físico de mudança da fase líquida para a fase gasosa (vapor). A evaporação de água na atmosfera ocorre de oceanos, lagos, rios, do solo e da vegetação úmida (evaporação do orvalho ou da água interceptada das chuvas). A energia necessária para mudar o estado das moléculas de água é proveniente da radiação solar direta e, de forma menor, da temperatura do ar ambiente. Já a transpiração é um processo biofísico pelo qual a água que passou pela planta, fazendo parte de seu metabolismo, é transferida para a atmosfera. Essa evaporação se dá por meio dos estômatos, que são estruturas microscópicas nas folhas das plantas, obedecendo uma série de resistências desde o solo, passando pelos vasos condutores (xilema), mesófilo, estômatos e finalmente indo para a atmosfera.

Numa superfície vegetada ocorrem simultaneamente os processos de evaporação e de transpiração, sendo praticamente impossível distinguir o vapor d'água proveniente da evaporação da água no solo e da transpiração das plantas. A evapotranspiração é definida como sendo o processo simultâneo de transferência de água para a atmosfera por evaporação da água do solo e da vegetação úmida e por transpiração das plantas.

De acordo com Carvalho & Oliveira (2012), no início do período de cultivo, grande parte da radiação solar direta atinge a superfície do terreno, favorecendo a evaporação da água do solo. Assim após a semeadura ou transplântio, a água é perdida predominantemente pela evaporação, mas, com o crescimento vegetativo, quando a planta passa a cobrir grande parte da superfície do terreno, a fração da radiação que atinge a superfície diminui e, com o aumento da área foliar, a transpiração torna-se predominante.

O conhecimento e a quantificação do processo de evapotranspiração definem a quantidade de água necessária para as culturas, sendo, por isso, um parâmetro fundamental para o planejamento e manejo da irrigação (SEDIYAMA, 1997). A determinação das necessidades hídricas das culturas é usualmente estimada com base nos valores da evapotranspiração de referência, ET_0 (MATERÁN, 2006).

A ET_0 é a taxa de evapotranspiração potencial de uma extensa superfície com vegetação rasteira (normalmente gramado), em crescimento ativo, cobrindo totalmente o solo, com altura entre 8 e 15cm, sem restrição hídrica e com ampla área de bordadura para evitar a advecção de calor sensível de áreas adjacentes (DOORENBOS &

PRUITT, 1977). Nesse caso a ET_0 depende apenas das variáveis meteorológicas, sendo portanto ET_0 uma variável meteorológica, que expressa o potencial de evapotranspiração para as condições meteorológicas vigentes. Segundo Camargo & Camargo (2000) a ET_0 representa a chuva necessária.

A taxa de evapotranspiração normalmente é expressa em milímetros (mm) por unidade de tempo. Esta taxa expressa um volume de água perdida por uma superfície plantada, isto é, em unidades de lâmina de água. A unidade de tempo pode ser uma hora, dia, década, mês ou até mesmo um período de crescimento inteiro (ciclo) ou ano. Como um hectare tem uma superfície de 10.000 m² e 1 mm é igual a 0.001 m, uma perda de 1 mm de água corresponde a uma perda de 10 m³ de água por hectare. Em outras palavras, 1 mm dia⁻¹ é equivalente a 10 m³ ha⁻¹ dia⁻¹.

O boletim 56 da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e Agricultura (*Food and Agricultural Organization* - FAO 56) propôs uma padronização nos conceitos relativos a evapotranspiração. O método Penman Monteith FAO 56 é apresentado como o método padrão para determinação da ET_0 (ALLEN et al., 1998) e requer dados de temperatura do ar, umidade, radiação e velocidade do vento (dados meteorológicos).

A fórmula de Penman Monteith FAO 56 (PM56) é dada por (CARVALHO & OLIVEIRA, 2012):

$$ET_0 = \frac{0,408\Delta(R_n - G) + \gamma \frac{900}{T+273} u_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0,34u_2)} \quad (1)$$

em que:

ET_0 é a evapotranspiração de referência (mm dia⁻¹);

Δ é a declividade da curva de pressão de vapor (kPa °C⁻¹);

R_n é a radiação líquida na superfície da planta (MJ m⁻² dia⁻¹);

G é a densidade de fluxo de calor no solo (MJ m⁻² dia⁻¹);

γ é a constante psicrométrica (kPa °C⁻¹);

T é a temperatura média do ar a 2 m de altura (°C);

u_2 é a velocidade do vento a 2 m de altura (m s⁻¹);

e_s é a pressão de saturação de vapor (kpa);

e_a é a pressão atual de vapor (kpa); e

0,408 é o fator de conversão para o termo $(R_n - G)$ de MJ m⁻² dia⁻¹ para mm dia⁻¹.

A Equação 1 representa os fatores físicos e fisiológicos que regem o pro-

cesso da evapotranspiração. Este método é denominado indireto para obtenção da ET_0 , e também é enquadrado como método teórico ou empírico (CARVALHO & OLIVEIRA, 2012).

Dentre os métodos diretos para determinar a ET_0 , o mais preciso é o lisímetro de pesagem (TAGLIAFERRE, 2006). Os lisímetros são estruturas especiais onde o volume de solo vegetado é devidamente isolado, a fim de que todas as entradas e saídas de água sejam controladas. Para obter medidas precisas da ET, a vegetação no seu interior deve apresentar as mesmas condições (altura e área foliar) da área que o circunda. Os lisímetros equipados com mecanismo de pesagem por células de carga são os mais modernos e permitem a realização de medidas automatizadas com células instaladas sob a caixa impermeável, geralmente acoplados a um sistema de aquisição de dados. A Figura 3 apresenta o esquema de um lisímetro de pesagem. De acordo com Tagliaferre (2006) o lisímetro de pesagem é o mais preciso dentre os métodos diretos para determinar a ET_0 , mas tem custo elevado e é restrito às instituições de pesquisas para a calibragem regional dos métodos indiretos.

Figura 3 - Corte esquemático do lisímetro de pesagem em campo

De toda água doce superficial do mundo, 70% é utilizada na prática da irrigação. Portanto, racionalizar o uso da água na agricultura, por meio da correta determinação da ET da cultura é imprescindível (ANA, 2015).

O Brasil passou a viver, a partir de 2014, os primeiros grandes focos daquilo que pode ser a maior crise hídrica de sua história. Com um problema grave de seca e também de gestão dos recursos naturais, o país vem apresentando níveis baixos em seus reservatórios em épocas do ano em que eles costumam estar bem mais cheios, e o estado que vem passando por maiores dificuldades é São Paulo. Nos últimos anos, principalmente em

2014, os níveis de precipitação ficaram muito abaixo do esperado, por isso, os reservatórios em todo país mantiveram baixas históricas, principalmente na região sudeste.

A falta de água não afeta somente a disponibilidade de água tratada nas residências. As indústrias e a agricultura (os principais consumidores) são os setores que mais poderão sofrer com o problema, o que pode acarretar impactos na economia como um todo, lembrando que a maior parte das indústrias do país está justamente na região sudeste. Além disso, cabe a ressalva de que o principal modal energético do país é o hidrelétrico, que possui como ponto negativo justamente a dependência em relação à disponibilidade hídrica, de modo que uma seca extrema pode levar o país a um novo racionamento de energia, tal qual o ocorrido em 2001 (PENA, 2015).

Segundo a Agência Nacional de Águas (ANA, 2015), a ocorrência da crise hídrica, de certa forma, representa uma grande contradição, pois o Brasil é considerado a maior potência hídrica do planeta, concentrando em torno de 12% da água doce do mundo disponível em rios e abriga o maior rio em extensão e volume, o Amazonas. Além disso, mais de 90% do território brasileiro recebe chuvas abundantes durante o ano e as condições climáticas e geológicas propiciam a formação de uma extensa e densa rede de rios, com exceção do Semi-Árido, onde os rios são temporários e pobres em volume de escoamento de água. Essa água, no entanto, é distribuída de forma irregular, apesar da abundância em termos gerais. A Amazônia, onde estão as mais baixas concentrações populacionais, possui 78% da água superficial. Enquanto isso, no Sudeste, essa relação se inverte: a maior concentração populacional do País tem disponível somente 6% do total da água.

A demanda de consumo de água total estimada para o Brasil em 2010 foi de 2.373 m³/s (Tabela 1), sendo o setor da irrigação o responsável pela maior parcela de retirada (54% do total ou 1.270 m³/s), seguido das vazões de retiradas para fins de abastecimento humano urbano, industrial, animal e humano rural. A vazão efetivamente consumida foi de 1.161 m³/s (ANA, 2015). A Tabela 1 apresenta os valores da vazão de água retirada e consumida no Brasil em 2010, sendo possível notar uma diferença muito significativa entre o total da vazão retirada e o total da vazão consumida.

A área irrigada projetada para 2012 foi de 5,8 milhões de hectares, ou 19,6% do potencial nacional de 29,6 milhões de hectares. Observa-se expressivo aumento da agricultura irrigada no Brasil, nas últimas décadas, crescendo sempre a taxas superiores às do crescimento da área plantada total. Em regiões com déficit hídrico, a irrigação assume papel primordial no desenvolvimento dos arranjos produtivos. Embora aumente o

Tabela 1 - Demanda consuntiva total (retirada e consumida) no Brasil (m³/s) em 2010

Setor	Vazão retirada (m ³ /s)	Vazão consumida (m ³ /s)
Irrigação	1270	836
Humano Urbano	522	104
Indústria	395	78
Animal	152	125
Humano Rural	34	18
Total	2373	1161

Fonte: ANA (2015)

uso da água, os investimentos no setor resultam em aumento substancial da produtividade e do valor da produção, diminuindo a pressão pela incorporação de novas áreas para cultivo (ANA, 2015).

O déficit hídrico limita o crescimento e produção das plantas, sendo que seu principal efeito fisiológico é a redução da fotossíntese (FLEXAS & MEDRANO, 2002), que é a fonte primária dos carboidratos utilizados no crescimento e na manutenção das plantas (RIBEIRO et al., 2004) .

2.3 Coeficiente de correlação de Pearson

O coeficiente de correlação de Pearson, r , é uma medida adimensional que pode assumir valores entre -1 e 1 e serve para quantificar o grau de relacionamento linear entre duas variáveis quantitativas (X e Y). Valor de r próximo a 1 (-1) indica uma alta correlação linear positiva (negativa), ou seja, que as variáveis X e Y são diretamente (inversamente) proporcionais. Valores próximos a zero indicam que não existe qualquer relação linear entre as variáveis. O coeficiente de correlação entre os valores de X e Y é dado por:

$$r = \frac{\left(\sum_{i=1}^n X_i Y_i - \frac{\sum_{i=1}^n X_i \sum_{i=1}^n Y_i}{n} \right)}{\sqrt{\left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n X_i)^2}{n} \right) \left(\sum_{i=1}^n Y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n Y_i)^2}{n} \right)}} = \frac{SP_{XY}}{\sqrt{SQD_X SQD_Y}} \quad (2)$$

sendo:

$$SP_{XY} = \sum_{i=1}^n X_i Y_i - \frac{\sum_{i=1}^n X_i \sum_{i=1}^n Y_i}{n} \quad (3)$$

$$SQD_X = \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n X_i)^2}{n} \quad e \quad (4)$$

$$SQD_Y = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n Y_i)^2}{n} \quad (5)$$

O coeficiente de correlação de Pearson é utilizado em diferentes estudos de concordância entre métodos ou modelos nas mais diversas áreas (CUNHA et al., 2015; MENGUE & FONTANA, 2015; SOUZA et al., 2014; XIMENES et al., 2014; RAMOS et al., 2014a; RAMOS et al., 2014b; CUNHA et al., 2013; FENG et al., 2013; GIONGO et al., 2013; ALENCAR et al., 2011; FERNANDES et al., 2011; PEREIRA et al., 2009; PICOLI et al., 2009; ANDRADE JÚNIOR et al., 2003), e usualmente a variável X assume os valores de referência e a variável Y os valores do novo método/modelo a ser testado.

A correlação, r , quantifica o grau em que duas variáveis estão relacionadas, mas uma alta correlação não implica automaticamente que exista boa concordância entre os resultados de dois métodos estudados. Esta medida pode auxiliar na tomada da decisão, mas não deve ser a base da conclusão do acordo entre os métodos. O coeficiente de correlação pode ser enganoso quando se avalia concordância porque evidencia apenas o grau da associação linear entre dois conjuntos de observações, não a concordância entre eles.

2.4 Análise de Regressão

Em diversos problemas de diferentes áreas, como na médica, biológica, industrial, química, agropecuária, dentre outras, é de grande interesse identificar a forma como duas variáveis quantitativas se relacionam. Para expressar esta relação é importante estabelecer um modelo matemático. Este tipo de modelagem é chamado de regressão e ajuda a entender como determinada(s) variável(eis) influencia(m) outra(s) variável(eis), ou seja, verifica como o comportamento de uma(s) variável(eis) pode mudar o comportamento da(s) outra(s). Em geral, na análise de regressão, as variáveis X 's são chamadas variáveis independentes, explanatórias ou regressoras, enquanto que a variável Y é chamada variável resposta.

A teoria de Regressão teve origem no século XIX com Galton e a utilização de modelos de regressão pode ter por objetivos (DEMÉTRIO & ZOCCHI, 2010):

1. Predição: Uma vez que se espera que grande parte da variação de Y seja explicada

pela variável X , pode-se utilizar o modelo para obter valores aproximados de Y correspondentes a valores de X que não estavam entre os dados observados. Esse processo denomina-se predição e, em geral, utiliza valores de X que estão dentro do intervalo de variação estudado.

2. Seleção de variáveis: Frequentemente, não se tem ideia de quais são as variáveis que afetam significativamente a variação de Y . Para responder a esse tipo de questão, conduzem-se estudos para os quais um grande número de variáveis independentes está presente. A análise de regressão pode auxiliar no processo de seleção de variáveis, eliminando aquelas cujas contribuições não sejam importantes.
3. Estimação de parâmetros: A partir de um modelo e um conjunto de dados (amostra) referentes às variáveis resposta e preditoras, estimar parâmetros, ou ainda, ajustar o modelo aos dados, significa obter valores (estimativas) para os parâmetros, por algum processo.
4. Inferência: O ajuste de um modelo de regressão tem, em geral, por objetivos básicos, além de estimar os parâmetros, realizar inferências sobre eles, tais como testes de hipóteses e intervalos de confiança.

2.4.1 Regressão linear simples

A regressão linear simples (RLS), ou regressão de primeiro grau, estuda o comportamento de duas variáveis, X e Y , e permite determinar, a partir das estimativas dos parâmetros, como uma variável regressora, independente ou explicativa (X) exerce, ou parece exercer, influência sobre a variável resposta (Y).

Dados n pares de valores das variáveis, (X_i, Y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$, admitindo que Y é função linear de X , pode-se estabelecer uma regressão linear simples, cujo modelo estatístico é:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, \quad (6)$$

sendo β_0 e β_1 os parâmetros do modelo e ε_i o erro aleatório associado ao par (X_i, Y_i) .

Ao se estabelecer esse modelo, pressupõe-se que (DEMÉTRIO & ZOCCHI, 2010):

1. A relação entre X e Y é linear.

2. Os valores de X são fixos (ou controlados).
3. A média do erro é nula, isto é, $E(\varepsilon_i) = 0$.
4. Para um dado valor de X , a variância do erro ε_i é sempre σ^2 , isto é:

$$Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) - [E(\varepsilon_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$$

o que implica em

$$Var(Y_i) = E[Y_i - E(Y_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$$

Diz-se, então, que o erro é homocedástico.

5. O erro de uma observação é independente do erro da outra observação, isto é:

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) - E(\varepsilon_i)E(\varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0, \quad \text{para } i \neq j.$$

6. Os erros têm distribuição normal.

Assim têm-se que $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$, e portanto, $Y_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 X_i, \sigma^2)$. A suposição de normalidade é necessária para a elaboração dos testes de hipóteses e de intervalos de confiança.

O coeficiente angular da reta (β_1) é também denominado coeficiente de regressão, e representa o número de unidades acrescidas ($\beta_1 > 0$) ou subtraídas ($\beta_1 < 0$) na variável Y ao se aumentar uma unidade na variável X . O coeficiente linear da reta (β_0) é também conhecido como termo constante da equação de regressão, ou ainda intercepto, e representa o valor assumido pela variável Y quando a variável $X = 0$, caso zero pertença ao intervalo de medição da variável X .

O método usual de estimação usado para obtenção das estimativas dos parâmetros de um modelo de regressão é o método dos mínimos quadrados (MMQ). Este método consiste em adotar como estimativas dos parâmetros, os valores que minimizam a soma de quadrados dos desvios (ou dos erros). Os estimadores obtidos com o uso deste método são:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i - n \bar{X} \bar{Y}}{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n \bar{X}^2} = \frac{SP_{XY}}{SQD_X} \quad \text{e} \quad (7)$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X} \quad (8)$$

em que $\bar{X}$ é a média aritmética dos valores de X , $\bar{Y}$ é a média aritmética dos valores de Y , SP_{XY} e SQD_X já definidos nas equações (3) e (4), respectivamente.

Uma vez obtidas as estimativas dos parâmetros a equação da regressão estimada é dada por:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i \quad (9)$$

A análise de variância (ANOVA) para a regressão linear simples consiste em fazer uma partição da variabilidade total da variável resposta Y em duas partes, sendo que uma parte é a variação em Y explicada pela regressão ajustada e a outra parte está relacionada à variação que o modelo não explica. Para tanto é necessário fazer a decomposição da soma de quadrados total (SQTotal). Pode-se mostrar que:

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

$$SQTotal = SQReg + SQRes$$

em que

$$SQTotal = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = SQD_Y = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n Y_i)^2}{n} \quad (10)$$

$$SQReg = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = \frac{(SP_{XY})^2}{SQD_X} = \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^n Y_i + \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n Y_i X_i - \frac{(\sum_{i=1}^n Y_i)^2}{n} \quad (11)$$

$$SQRes = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = SQTotal - SQReg = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^n Y_i - \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n Y_i X_i. \quad (12)$$

A Tabela 2 apresenta o quadro da ANOVA para a regressão linear simples, sendo que a hipótese testada pelo teste F é $H_0 : \beta_1 = 0$ versus $H_1 : \beta_1 \neq 0$.

Tabela 2 - ANOVA para o modelo de regressão linear simples

FV	GL	SQ	QM	F_{cal}
Regressão	1	SQReg	QMReg = SQReg	$\frac{QMReg}{QMRes}$
Resíduo	$n - 2$	SQRes	QMRes = $\frac{SQRes}{(n-2)}$	
Total	$n - 1$	SQTotal		

As pressuposições para a validade dos resultados da análise de variância são que os erros experimentais 1. Sigam uma distribuição normal; 2. Tenham variância comum e 3. Sejam independentes

Caso a hipótese nula, H_0 , não seja rejeita ao nível α de significância, conclui-se que a variável regressora X não influencia significativamente a variável resposta Y .

O teste t pode ser usado para fazer inferências sobre os parâmetros β_0 e β_1 . Para testar a hipótese $H_0 : \beta_j = \beta_{j0}$ versus $H_1 : \beta_j \neq \beta_{j0}$ ($j = 0, 1$), a estatística do teste t é dada por:

$$t_{cal} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_{j0}}{\sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_j)}} \sim t_{(n-2)} \quad (13)$$

sendo $\hat{V}(\hat{\beta}_j)$ a estimativa da variância da estimativa do parâmetro β_j , que é calculado por:

$$\hat{V}(\hat{\beta}_0) = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{SQD_X} \right) QMRes \quad \text{e} \quad \hat{V}(\hat{\beta}_1) = \frac{QMRes}{SQD_X}$$

em que QMRes é o quadrado médio do resíduo da análise de variância para a regressão linear simples.

Como t_{cal} segue distribuição t de Student com $n - 2$ graus de liberdade rejeita-se $H_0 : \beta_j = \beta_{j0}$ se $|t_{cal}| \geq t_{\alpha/2, n-2}$, sendo α o nível de significância do teste.

Para a hipótese $H_0 : \beta_1 = 0$ tem-se que $(t_{cal})^2 = F_{cal}$ da análise de variância da RLS, indicando que os resultados de ambos os testes são coincidentes.

O intervalo de confiança para β_0 com $(1 - \alpha)100\%$ de confiança é dado por:

$$IC(\beta_0; 1 - \alpha) = \left[\hat{\beta}_0 - t_{(\frac{\alpha}{2}, n-2)} \sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_0)} \ ; \ \hat{\beta}_0 + t_{(\frac{\alpha}{2}, n-2)} \sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_0)} \right] \quad (14)$$

e o intervalo de confiança para β_1 com $(1 - \alpha)100\%$ de confiança é dado por:

$$IC(\beta_1; 1 - \alpha) = \left[\hat{\beta}_1 - t_{(\frac{\alpha}{2}; n-2)} \sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_1)} \ ; \ \hat{\beta}_1 + t_{(\frac{\alpha}{2}; n-2)} \sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_1)} \right] \quad (15)$$

O intervalo de confiança para a resposta média em um ponto de abscissa x_0 , $E[Y(x_0)]$, com $(1 - \alpha)100\%$ de confiança, pode ser calculado por:

$$IC(E[Y(x_0)]; 1 - \alpha) = \left[\hat{Y}(x_0) - E \ ; \ \hat{Y}(x_0) + E \right] \quad (16)$$

sendo: $\hat{Y}(x_0) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_0$ e $E = t_{(\frac{\alpha}{2}; n-2)} \sqrt{\text{QMRes} \left(\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{X})^2}{SQD_X} \right)}$.

O intervalo de confiança para a reta de regressão pode ser obtido, considerando diferentes valores para x_0 no domínio da variável regressora, X e calculando os intervalos de confiança para cada um dos $Y(x_0)$, obtendo assim um conjunto de intervalos de confiança que representam as bandas de confiança para toda a reta de regressão.

2.4.2 Regressão linear simples sem o intercepto

Considerando novamente n pares de valores das variáveis (X_i, Y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$, o modelo de regressão linear simples sem o intercepto, RLSSi, é definido por:

$$Y_i = \beta_{1s} X_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (17)$$

A estimativa do parâmetro β_{1s} obtida pelo método dos mínimos quadrados é dada por:

$$\hat{\beta}_{1s} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i}{\sum_{i=1}^n X_i^2}.$$

e a equação de regressão estimada é dada por:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_{1s} X_i \quad (18)$$

A Tabela 3 apresenta o quadro da ANOVA para regressão linear simples sem o intercepto, sendo que a hipótese testada pela estatística F é $H_0 : \beta_{1s} = 0$ versus $H_1 : \beta_{1s} \neq 0$.

Tabela 3 - ANOVA para o modelo de regressão linear simples sem o intercepto

FV	GL	SQ	QM	F_{cal}
Regressão	1	SQReg	QMReg = SQReg	$\frac{QMReg}{QMRes}$
Resíduo	$n - 1$	SQRes	QMRes = $\frac{SQRes}{(n-1)}$	
Total	n	SQTotal		

em que:

$$SQTotal = \sum_{i=1}^n Y_i^2$$

$$SQReg = \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n Y_i X_i$$

$$SQRes = SQTotal - SQReg = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n Y_i X_i.$$

Para verificar se o parâmetro β_{1_s} assume um valor qualquer de interesse, como por exemplo β_s , o teste t , para a hipótese $H_0 : \beta_{1_s} = \beta_s$ vs. $H_1 : \beta_{1_s} \neq \beta_s$ é baseado na estatística:

$$t = \frac{\hat{\beta}_{1_s} - \beta_s}{\sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_{1_s})}} \sim t_{(n-1)} \quad (19)$$

sendo $\hat{V}(\hat{\beta}_{1_s})$ a estimativa da variância da estimativa do parâmetro β_{1_s} , dado por:

$$\hat{V}(\hat{\beta}_{1_s}) = \frac{QMRes}{\sum_{i=1}^n X_i^2}$$

em que $QMRes$ é o quadrado médio do resíduo da análise de variância da RLSSI.

O intervalo de confiança para β_{1_s} com $(1 - \alpha)100\%$ de confiança é dado por:

$$IC(\beta_{1_s}; 1 - \alpha) = \left[\hat{\beta}_{1_s} - t_{(\frac{\alpha}{2}; n-1)} \sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_{1_s})} \ ; \ \hat{\beta}_{1_s} + t_{(\frac{\alpha}{2}; n-1)} \sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_{1_s})} \right] \quad (20)$$

O intervalo de confiança para a resposta média, $E[Y(x_0)]$, com $(1 - \alpha)100\%$ de confiança, pode ser obtido pela estatística:

$$IC(E[Y(x_0)]; 1 - \alpha) = \left[\hat{Y}(x_0) - E_s \ ; \ \hat{Y}(x_0) + E_s \right] \quad (21)$$

$$\text{sendo: } \hat{Y}(x_0) = \hat{\beta}_{1_s} x_0 \quad \text{e} \quad E_s = t_{(\frac{\alpha}{2}; n-1)} \sqrt{QMRes \left(1 + \frac{x_0^2}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \right)}.$$

O estudo da análise de regressão é amplo e para maiores informações veja as referências: Draper et al. (1966); Bussab (1986); Neter et al. (1996); Weisberg (2005); Bussab & Morettin (2010) e Cecon et al. (2012), dentre outros.

2.4.3 Regressão Linear Simples e Concordância entre Modelos

A análise de regressão linear simples, com o intercepto, é usada para verificar a existência de concordância entre dois modelos ou métodos distintos em diferentes áreas do conhecimento (ver: CUNHA et al., 2015; USOWICZ et al., 2014; SOUZA et al., 2014; XIMENES et al., 2014; RAMOS et al., 2014b; CARVALHO et al., 2013; ALENCAR et al., 2011; FERNANDES et al., 2011; PEREIRA et al., 2009). Na área agrometeorológica o mais comum, no entanto, é o modelo de regressão linear simples sem o intercepto (ver: SOUZA et al., 2014; MIRANDA et al., 2014; GIONGO et al., 2013; ANDRADE JÚNIOR et al., 2003).

Neste caso X_i e Y_i assumem os valores obtidos com a aplicação dos modelos/métodos que serão comparados. Na comparação a variável X normalmente assume os valores confiáveis (valores observados ou advindos de modelos/métodos considerados "ideais", "padrões" ou "tradicionais", que são considerados válidos na área pesquisada) e a variável Y assume os valores do novo modelo/método que está sendo testado e/ou comparado com o modelo/método "padrão".

Para simplificar a notação os valores de X serão chamados simplesmente de valores observados, e serão os valores da ET_0 obtidos pelo método padrão de PM56 e os valores de Y , chamados de valores preditos, serão os valores da ET_I , obtidos com o uso do Irrigâmetro.

Obtido o ajuste do modelo de regressão linear simples com intercepto, equação 6, dos valores observados e preditos, para verificar a concordância entre os modelos realiza-se o teste t para as hipóteses:

$$H_{011} : \beta_0 = 0 \quad \text{versus} \quad H_{111} : \beta_0 \neq 0$$

$$H_{012} : \beta_1 = 1 \quad \text{versus} \quad H_{112} : \beta_1 \neq 1$$

Se o teste t for não significativo para ambas as hipóteses, ou seja, não se rejeitam H_{011} e H_{012} , espera-se que os modelos testados sejam concordantes, predizendo assim a mesma variável resposta (Figura 1(a)). Caso o resultado seja rejeitar H_{011} e não

rejeitar $H_{0_{12}}$, espera-se que o novo modelo/método superestime o tradicional se $\beta_0 > 0$ (Figura 1(b)) ou o subestime caso $\beta_0 < 0$ (Figura 1(c)). Neste caso quando o novo modelo/método subestima ou superestima o padrão, é possível encontrar uma constante de correção (baseada no β_0) para melhorar novo modelo/método.

Para verificar a concordância entre os modelos quando se ajusta o modelo de regressão linear simples sem o intercepto, utiliza-se a estatística (19) para testar $H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$ versus $H_{1_2} : \beta_{1_s} \neq 1$. Se o teste t resultar não significativo espera-se que os modelos sejam concordantes, predizendo assim a mesma resposta. Caso o resultado seja rejeitar H_{0_2} , espera-se que o novo método superestime o padrão se $\beta_{1_s} > 1$ ou o subestime se $\beta_{1_s} < 1$. A Figura 5 ilustra os possíveis casos de rejeição ou não de H_{0_2} .

Nota-se que mesmo nos trabalhos que apresentam as estimativas dos parâmetros de regressão do modelo com ou sem o intercepto os mesmos não são explorados nas análises, não sendo executado qualquer teste de hipótese sobre os coeficientes linear e angular da reta. Dos trabalhos citados no início desta subseção, apenas Miranda et al. (2014) realizaram o teste t para a estimativa do parâmetro β_{1_s} do modelo ajustado sem o intercepto.

Figura 4- Situações de concordância e discordância entre métodos com base na regressão linear simples

Figura 5- Situações de concordância e discordância entre métodos com base na regressão linear simples sem o intercepto

2.5 Coeficiente de determinação

O coeficiente de determinação (r^2) é uma medida descritiva da qualidade do ajustamento obtido do modelo de regressão linear que indica a proporção da variação de Y que é "explicada" pela regressão ou quanto da variação na variável resposta Y está sendo explicada pela variável regressora X . O coeficiente de determinação pode assumir valores entre 0 e 1, sendo que valores próximos a 1 podem indicar que o modelo proposto é adequado para descrever o fenômeno. O r^2 é dado por:

$$r^2 = \frac{(SP_{XY})^2}{SQD_X SQD_Y}$$

ou por:

$$r^2 = \frac{SQReg}{SQTotal} \quad (22)$$

sendo $SQReg$ e $SQTotal$ obtidas da ANOVA da regressão linear simples.

O coeficiente de determinação também é utilizado em diferentes estudos de concordância entre métodos ou modelos nas mais diversas áreas (ver: SAIDI et al., 2015; CUNHA et al., 2015; SOUZA et al., 2014; XIMENES et al., 2014; RAMOS et al., 2014a; RAMOS et al., 2014b; CARVALHO et al., 2013; CUNHA et al., 2013; GIONGO et al., 2013; ALENCAR et al., 2011; PEREIRA et al., 2009).

O r^2 não deve ser utilizado individualmente no estudo de concordância, mas pode auxiliar na tomada de decisão quando diferentes modelos de regressão linear são

ajustados, na comparação de diferentes métodos.

2.6 Teste t pareado

Considere duas amostras dependentes $x_1, \dots, x_n$ e $y_1, \dots, y_n$. Considerando observações pareadas, ou seja, os pares $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$ define-se $D_i = x_i - y_i$, para $i = 1, 2, \dots, n$, a diferença entre os valores de cada par. O estimador para a média populacional, μ_D , é dado por $\bar{D}$. O teste t pareado para testar a hipótese $H_0 : \mu_D = 0$ versus $H_1 : \mu_D \neq 0$ é dado pela estatística:

$$t_{cal} = \frac{\bar{D}}{\frac{S_D}{\sqrt{n}}} \sim t_{(n-1)} \quad (23)$$

que sob H_0 segue uma distribuição t de Student com $n - 1$ graus de liberdade, sendo $S_D^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (D_i - \bar{D})^2}{n-1}$ o estimador da variância das diferenças, $\sigma_D^2 = Var(X - Y)$ e $S_D = \sqrt{S_D^2}$ o estimador do desvio padrão para a diferença. Rejeita-se H_0 se $|t_{cal}| > t_{\frac{\alpha}{2}; n-1}$, sendo α o nível de significância do teste.

O intervalo de confiança para o parâmetro μ_D , com $(1-\alpha)100\%$ de confiança, é dado por:

$$IC(\mu_D, 1 - \alpha) = \left[\bar{D} - t_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S_D}{\sqrt{n}} \quad ; \quad \bar{D} + t_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S_D}{\sqrt{n}} \right] \quad (24)$$

O uso do teste t pareado na análise de concordância entre dois modelos/métodos distintos é feito considerando que as variáveis X e Y assumem os valores obtidos com a aplicação dos modelos/métodos que serão comparados e testa-se a hipótese $H_{03} : \mu_D = 0$ versus $H_{13} : \mu_D \neq 0$, utilizando a estatística (23). Caso a hipótese não seja rejeitada espera-se que os modelos/métodos sejam concordantes.

2.7 Análise de Bland Altman

Altman e Bland (1983) propuseram uma análise alternativa ao estudo de coincidência entre modelos para uso na área biomédica, inicialmente apresentado por Ekborg (1981), com base na quantificação da concordância entre duas medições estudando a diferença média das medidas e construindo limites de concordância.

O trabalho *Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement*, de Altman e Bland (1983), foi citado por um grande número de artigos científicos, principalmente na área biomédica. De acordo com Giavarina (2015), a análise de Bland e Altman está disponível na literatura científica como suplementar à

análise de regressão e ao gráfico de dispersão.

Considere X_i e Y_i os valores obtidos com a aplicação dos modelos/métodos que serão comparados, sendo que a variável X assume os valores do modelo/método confiável ou de referência e a variável Y assume os valores do novo modelo/método que será testado e/ou comparado com o modelo de referência. A metodologia para avaliar a concordância entre as duas variáveis (X e Y) parte da visualização do gráfico de dispersão entre os valores das diferenças entre as variáveis ($D_i = X_i - Y_i$), plotados no eixo y , e as médias $(X_i + Y_i)/2$, plotadas no eixo x . Em outras palavras, a diferença entre as duas medições pareadas é representada graficamente contra a média das duas medições. Também é possível traçar as diferenças, D_i , como percentagens ou proporções. Neste gráfico é possível visualizar o viés (o quanto as diferenças se afastam do valor zero), a média geral das diferenças, $\bar{D}$, a dispersão das diferenças, D_i , em relação à média, além dos valores atípicos e tendências (HIRAKATA & CAMEY, 2009).

A hipótese da média das diferenças ser nula ($\mu_D = 0$) é verificada pelo teste t pareado, a partir do cálculo da média, $\bar{D}$, e do desvio-padrão, S_D , utilizando as fórmulas já apresentadas na seção 2.4. Considerando que D segue uma distribuição normal, é possível calcular os limites superiores e inferiores de concordância, LSC e LIC , respectivamente, dados por:

$$LSC = \bar{D} + 2S_D$$

e

$$LIC = \bar{D} - 2S_D$$

Os limites de concordância são calculados e incluídos no gráfico de Bland e Altman (BLAND & ALTMAN, 1986).

A melhor maneira de usar o gráfico de Bland e Altman consiste em definir, a priori, os limites das diferenças máximas aceitáveis (limites de concordância esperado) com base em critérios biológicos e analiticamente relevantes, baseado no conhecimento do pesquisador, e, em seguida, obtidas as estatísticas, verificar se esses limites foram ou não ultrapassados (GIAVARINA, 2015).

Um exemplo do gráfico de Bland e Altman é apresentado na Figura 6. Neste exemplo $\bar{D} = 0,73$ é significativamente não nula a 5% de significância pelo teste t .

Figura 6 - Gráfico de Bland e Altman com os limites de confiança

A rotina para construção do gráfico de Bland-Altman no software estatístico R encontra-se no Anexo A.

O uso da análise de Bland-Altman ocorre principalmente nas áreas biomédicas (SAIDI et al., 2015; USOWICZ et al., 2014; RAMOS et al., 2014a; RAMOS et al., 2014b; HIRAKATA & CAMEY, 2009; MYLES & CUI, 2007). Nos estudos agrônômicos esta técnica ainda é pouco utilizada mesmo podendo indicar os limites de concordância entre métodos e informar sobre a significância do viés.

2.8 Índices de concordância de Willmott

O índice de concordância ou de ajuste de Willmott, foi proposto na década de 80 e teve algumas modificações ao longo do tempo (WILLMOTT e WICKS, 1980; WILLMOTT, 1981, 1982, 1984; WILLMOTT et al., 1985). Em 2012 foi apresentada uma versão refinada do índice (WILLMOTT et al., 2012) que, segundo os autores, é uma melhoria não trivial em relação às versões anteriores, tornando-o bastante flexível e aplicável a uma ampla gama de problemas de performance de modelos. Neste trabalho são apresentadas a forma original do índice de concordância de Willmott, d (WILLMOTT e WICKS, 1980; WILLMOTT, 1981) e sua versão refinada d_r (WILLMOTT et al., 2012).

De acordo com Willmott (1981), o índice de concordância, d , é uma medida descritiva que reflete a precisão dos valores preditos (variável Y) em relação aos valores observados (variável X) que pode ser facilmente interpretado e aplicado em comparações de concordância para diferentes modelos/métodos, independentemente das unidades de medida das variáveis.

O índice d pode assumir valores entre 0 e 1, sendo que $d = 1$ indica uma perfeita concordância e $d = 0$ uma total discordância entre os valores observados e preditos. Este índice é baseado nas somas de quadrados, sendo que no numerador tem-se a soma dos quadrados dos erros ($\sum_{i=1}^n (Y_i - X_i)^2$) e no denominador a soma dos quadrados da soma dos valores absolutos de duas diferenças em relação média observada $|Y_i - \bar{X}|$ e $|X_i - \bar{X}|$ (WILLMOTT et al., 2012). Assim o índice de concordância original é expresso por:

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n [(Y_i - \bar{X}) - (X_i - \bar{X})]^2}{\sum_{i=1}^n (|Y_i - \bar{X}| + |X_i - \bar{X}|)^2}$$

que simplificado, é geralmente escrito por:

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - X_i)^2}{\sum_{i=1}^n (|Y_i - \bar{X}| + |X_i - \bar{X}|)^2} \quad (25)$$

sendo X_i , $i = 1, 2, \dots, n$, o i -ésimo valor da variável observada, Y_i , $i = 1, 2, \dots, n$, o i -ésimo valor da variável predita, $\bar{X}$ a média dos valores de X (padrão) e n o número de pares de valores.

O índice refinado de Willmott, d_r , é uma reformulação do índice de concordância d de Willmott que também é adimensional, mas teve seu intervalo de variação ampliado. O índice d_r assume valores no intervalo -1 a 1 e é expresso por:

$$d_r = \begin{cases} 1 - \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - X_i|}{2 \sum_{i=1}^n |X_i - \bar{X}|}, & \text{quando } \sum_{i=1}^n |Y_i - X_i| \leq 2 \sum_{i=1}^n |X_i - \bar{X}| \\ \frac{2 \sum_{i=1}^n |X_i - \bar{X}|}{\sum_{i=1}^n |Y_i - X_i|} - 1, & \text{quando } \sum_{i=1}^n |Y_i - X_i| > 2 \sum_{i=1}^n |X_i - \bar{X}| \end{cases} \quad (26)$$

O índice d_r é baseado na soma dos valores absolutos de duas diferenças, sendo uma entre os valores preditos e os observados ($|Y_i - X_i|$) e a outra entre os valores

observados e sua média ($|X_i - \bar{X}_i|$), sendo esta segunda soma mais penalizada do que a primeira. Um valor de $d_r = 0,5$, por exemplo, indica que a soma dos valores absolutos das diferenças entre os valores observados e preditos é metade da soma das diferenças dos valores observados e sua média, ou seja, da soma dos valores absolutos dos desvios do modelo/método de referência. Quando $d_r = 0$, isso significa que a soma dos valores absolutos das diferenças entre os valores observados e preditos é igual da soma dos valores absolutos dos desvios do modelo/método de referência (WILLMOTT et al., 2012). De modo geral, d_r próximo a 1 indica uma boa concordância e d_r próximo ou menor a 0 uma discordância entre os valores observados e preditos.

O índice d é utilizado em diferentes áreas do conhecimento para estudar a concordância entre modelos/métodos (CUNHA et al., 2015; MENGUE & FONTANA, 2015; MIRANDA et al., 2014; SOUZA et al., 2014; XIMENES et al., 2014; RAMOS et al., 2014a; CARVALHO et al., 2013; CUNHA et al., 2013; GIONGO et al., 2013; ALENCAR et al., 2011; FERNANDES et al., 2011; PEREIRA et al., 2009; HALLOCK et al., 2014; ANDRADE JÚNIOR et al., 2003). O índice d_r , mais recente, também vem ganhando espaço no estudo de concordância (MENGUE & FONTANA, 2015; El MASRI et al., 2015; GAITAN et al., 2014; HALLOCK et al., 2014; FENG et al., 2013; SONG et al., 2013).

2.9 Índices de erro

De acordo com Willmott et al. (1985) informações contidas no componente sistemático e não-sistemático do erro quadrático médio (EQM), bem como no seu total devem complementar a informação dada pelo índice de concordância d . Quanto menor o EQM melhor o acordo entre as variáveis X e Y . Willmott (1985) introduz as fórmulas apresentadas a seguir para os cálculos dos erros. O erro quadrático médio é dado por:

$$EQM = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - X_i)^2}{n} \quad (27)$$

Assumindo-se conhecida a equação de RLS entre os valores preditos (Y_i) e observados (X_i), Equação (9), é possível descrever o erro quadrático médio sistemático (EQM_s), que é a soma das fontes dos erros sistemáticos, isto é:

$$EQM_s = EQM_a + EQM_p + EQM_i$$

sendo: EQM_a o erro sistemático aditivo, e resulta da sub ou superestimação na comparação dos valores observados (método padrão) em relação ao termo constante ($\hat{\beta}_0$) e é dado por:

$$EQM_a = (\hat{\beta}_0 - 0)^2 = \hat{\beta}_0^2$$

EQM_p é o erro sistemático proporcional, e resulta da sub ou superestimativa na comparação dos valores observados (método padrão) em relação ao termo proporcional ($\hat{\beta}_1$) e pode ser escrito como:

$$EQM_p = (\hat{\beta}_1 - 1)^2 \left[n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i^2 \right]$$

e o EQM_i mede a interdependência entre os componentes aditivos e proporcionais do EQM_s , que não são completamente independentes, e é dado por:

$$EQM_i = 2(\hat{\beta}_0 - 0)(\hat{\beta}_1 - 1)\bar{X}$$

Assim, é possível mostrar que:

$$EQM_s = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - X_i)^2}{n} \quad (28)$$

sendo $\hat{Y}_i$, os valores estimados pela regressão, como definido em (9).

O erro quadrático médio não-sistemático (EQM_n) é obtido por diferença, pois:

$$EQM = EQM_s + EQM_n$$

daí:

$$EQM_n = EQM - EQM_s$$

que resulta em:

$$EQM_n = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n} \quad (29)$$

Em uma situação ideal, o componente sistemático do erro, EQM_s , que ocorre

devido a causas identificáveis, deve ser próximo a zero, enquanto que o componente não-sistemático (ou aleatório), EQM_n , deve ser próximo ao valor do EQM .

Interpretações do EQM , EQM_s e EQM_n são facilitadas examinando as suas raízes quadradas - $REQM$, $REQM_s$ e $REQM_n$, respectivamente, as quais têm as mesmas unidades de X e Y .

É possível notar que poucos trabalhos fazem uso do EQM ou de sua raiz quadrada no complemento do estudo de concordância dos índices d ou d_r (SAIDI et al., 2015; MENGUE & FONTANA, 2015; ALENCAR et al., 2011; PICOLI et al., 2009; ANDRADE JÚNIOR et al., 2003). Destes trabalhos apenas dois (PICOLI et al., 2009; ANDRADE JÚNIOR et al., 2003) fizeram o desdobramento do erro em seus componentes sistemáticos e não-sistemáticos.

2.10 Índices de desempenho

De acordo com Camargo & Sentelhas (1997), ao estudar o acordo entre dois métodos ou modelos, a precisão é dada pelo coeficiente de correlação, r , e indica o grau de dispersão dos dados obtidos em relação à média; a exatidão é dada pelo índice d de Willmott e está relacionada ao afastamento dos valores preditos em relação aos observados e a confiança ou desempenho do método ou modelo é dada pelo índice c , que reúne os índices de precisão, r , e de exatidão, d , sendo expresso por:

$$c = r \cdot d \quad (30)$$

O critério de interpretação para o índice de desempenho c dos métodos/modelos estudados em relação ao modelo/método padrão é apresentado na Tabela 4.

Alvares et al. (2013) propuseram um novo índice de performance ou desempenho, P_i , que é dado por:

$$P_i = r \cdot d_r \quad (31)$$

Este índice é uma reformulação do índice de desempenho c , baseado no índice d_r de Willmott. O critério de interpretação de P_i é apresentado na Tabela 5.

O índice de desempenho c apresenta um critério prático para a interpretação da concordância entre modelos/métodos e tem sido bastante utilizado em estudos agrônomicos (CUNHA et al., 2015; SOUZA et al., 2014; XIMENES et al., 2014; RAMOS et al.,

Tabela 4 - Critério de interpretação do desempenho dos métodos pelo índice c proposto por Camargo e Sentelhas (1997)

Valor de c	Desempenho
$> 0,85$	Ótimo
$0,75 \vdash 0,85$	Muito Bom
$0,65 \vdash 0,75$	Bom
$0,60 \vdash 0,65$	Mediano
$0,50 \vdash 0,60$	Sofrível
$0,40 \vdash 0,50$	Mau
$\leq 0,40$	Péssimo

Tabela 5 - Critério de interpretação do desempenho dos métodos pelo índice P_i proposto por Alvares et al. (2013)

Valor de P_i	Desempenho
$\geq 0,75$	Ótimo
$0,60 \vdash 0,75$	Muito Bom
$0,45 \vdash 0,60$	Bom
$0,30 \vdash 0,45$	Mediano ou Tolerável
$0,15 \vdash 0,30$	Sofrível ou Pobre
$0,00 \vdash 0,15$	Mau
$< 0,00$	Péssimo

2014a; CARVALHO et al., 2013; CUNHA et al., 2013; GIONGO et al., 2013; ALENCAR et al., 2011; FERNANDES et al., 2011; PEREIRA et al., 2009; ANDRADE JÚNIOR et al., 2003).

Das metodologias apresentadas nas subseções 2.1 a 2.8 verifica-se que mesmo após a apresentação do índice d_r , em 2012, e do índice P_i , em 2013, estes são pouco citados em trabalhos que estudam a concordância entre métodos ou modelos se comparados com os índices d (1981) e c (1997).

3 ESTUDO DE SIMULAÇÃO

A distribuição normal foi ajustada para dados de evapotranspiração por Silva et al. (2014), Pereira et al. (2005), Silva et al. (1998) e Saad (1990), entre outros que consideraram a mesma apta para representar dados deste tipo. Outras distribuições que também são utilizadas para representar dados de evapotranspiração são a gama (SILVA et al., 2014), lognormal (SILVA et al., 1998), beta (SAAD et al. 1990, SILVA et al., 1998) e Gumbel (PEREIRA et al., 2005). Segundo Saad (1990) a distribuição normal é de maior praticidade na aplicação. Willmott et al. (2012) utilizaram a distribuição uniforme com amostras de tamanho $n = 10$ para estudar o comportamento do índice d_r .

Assim, para o estudo e análise dos índices e testes de concordância entre métodos ou modelos apresentados neste trabalho, optou-se pela simulação de dados das distribuições normal e uniforme com dois diferentes tamanhos amostrais: $n = 10$ e $n = 100$. O estudo de simulação foi feito em 4 diferentes cenários, sendo: Cenário 1 - dados simulados da distribuição normal com tamanho amostral $n = 10$; Cenário 2 - dados da distribuição normal com tamanho amostral $n = 100$; Cenário 3 - dados da distribuição uniforme com tamanho amostral $n = 10$ e Cenário 4 - dados da distribuição uniforme com tamanho amostral $n = 100$.

As simulações para a distribuição normal foram obtidas utilizando a função *rtnorm* do R, que gera números aleatórios da distribuição normal truncada. Optou-se por truncar os valores da distribuição normal em zero para garantir a inexistência de valores negativos. A normalidade dos dados foi verificada pelo teste de Shapiro, por meio da função *shapiro.test* do R. Já as simulações para a distribuição uniforme foram obtidas pela função *runif(n,0,15)* do R, que gera números aleatórios da distribuição uniforme, no intervalo de 0 (zero) a 15 (quinze), $U[0,15]$.

Nos cenários 1 e 3 os valores das variáveis X e Y foram simulados de modo a obter uma alta correlação entre elas. Nos cenários 2 e 4 procurou-se ter correlações altas e baixas assim como uma maior dispersão entre os valores de X e Y . Em todos os cenários têm-se uma simulação para o valor de referência (variável X , com 10 ou 100 observações, conforme o caso) e 1.000 simulações para os valores preditos (variável Y , também com 10 ou 100 observações conforme o caso).

Uma vez obtidos os valores simulados em cada cenário, foram feitas as comparações entre os dados do modelo ou método padrão (X) com os dados do novo modelo

ou método (Y), para verificar a concordância entre eles considerando os índices r , d , d_r , c e P_i . O teste t foi aplicado, considerando o nível de 0,05 de significância ($\alpha = 0,05$), para testar as hipóteses nulas:

1. $H_{0_{11}} : \beta_0 = 0$ e $H_{0_{12}} : \beta_1 = 1$, do modelo de regressão linear simples, $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$;
2. $H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$ do modelo de regressão linear simples sem o intercepto, $Y_i = \beta_1 X_i + \varepsilon_i$;
e
3. $H_{0_3} : \mu_D = 0$ do teste t pareado, considerando as diferenças entre valores observados e preditos.

Posteriormente fez-se a análise gráfica dos modelos estimados, incluindo o gráfico de Bland-Altman, para as simulações que apresentaram os menores e os maiores índices r , d , d_r , c e P_i no estudo de concordância entre os dados simulados, que são apresentados nos apêndices.

A escolha para a média e variância usadas na simulação foi baseada em dados de evapotranspiração, que apresentou média próxima a 4 e variância próxima a 1 para as estimativas da ET_0 obtidas pelo método padrão PM56.

3.1 Cenário 1

No primeiro cenário os dados foram simulados da distribuição normal com média $\mu = 4$ e variância $\sigma^2 = 1$, de modo a obter uma correlação positiva e próxima ou superior a 0,8 entre as variáveis X e Y para um tamanho amostral $n = 10$.

As correlações, r , entre as variáveis X e Y para os casos simulados assumiram valores entre 0,7774 a 0,9961. Apenas 0,2% destes valores foram inferiores a 0,8; 7,3% estavam entre 0,8 e 0,9; e 92,5% dos valores foram superiores a 0,9 (Figura 7).

Dos 1.000 casos simulados para valores preditos (Y), 28,0% atenderam às hipóteses $H_{0_{11}} : \beta_0 = 0$ e $H_{0_{12}} : \beta_1 = 1$ simultaneamente, 34,3% casos atenderam à hipótese $H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$, e 46,5% atenderam à hipótese $H_{0_3} : \mu_D = 0$.

O índice c assumiu valores entre 0,4704 e 0,9712 e P_i assumiu valores entre -0,3043 e 0,8822. A Figura 8 mostra o histograma e classificação² dos índices c e P_i dos casos simulados no Cenário 1.

²O: ótimo, M_b: muito bom, B: bom, M_e: Mediano, S: Sofrível, M_a: Mau e P: Péssimo

Figura 7 - Histograma do coeficiente de correlação, r - Cenário 1

Tem-se que 71,1% dos casos simulados foram classificados pelo índice c como muito bons ou ótimos, porém com a utilização do índice P_i , esta classificação correspondeu a apenas 22,7%, como pode ser visto na Tabela 6 .

Figura 8 - Histograma e classificação¹ dos índices c (à esquerda) e P_i (à direita) dos casos simulados - Cenário 1

O índice d assumiu valores entre 0,4904 a 0,9889, sendo que 29,4% destes valores foram inferiores a 0,8; 47,0% estavam entre 0,8 e 0,9; e 23,6% foram maiores que 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre $-0,3137$ e $0,8982$, em que 97,7% destes valores foram menores que 0,8; e 2,3% estavam entre 0,8 e 0,9. A Figura 9 apresenta o histograma

Tabela 6 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i para os casos simulados - Cenário 1

Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	2,90	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,90
Muito Bom	14,70	5,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	19,80
Bom	9,20	15,60	1,00	0,10	0,00	0,00	0,00	25,90
Mediano	0,60	18,10	5,30	0,10	0,10	0,00	0,00	24,20
Sufrível	0,00	4,80	10,80	0,50	0,10	0,00	0,00	16,20
Mau	0,00	0,10	5,30	0,70	0,60	0,00	0,00	6,70
Péssimo	0,00	0,00	0,50	2,20	1,50	1,10	0,00	4,30
Total	27,40	43,70	22,90	3,60	2,30	0,10	0,00	100,00

com os valores dos índices d e d_r de Willmott, das simulações deste Cenário 1.

Figura 9 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos simulados - Cenário 1

3.1.1 Regressão Linear Simples com intercepto

Na análise de regressão linear simples com intercepto apenas 28% das simulações não rejeitaram, simultaneamente, as hipóteses $H_{011} : \beta_0 = 0$ e $H_{012} : \beta_1 = 1$. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7774 e 0,9832, sendo que 0,71% dos valores foram menores que 0,8; 23,21% estavam entre 0,8 e 0,9; e 76,07% foram maiores que 0,9 (Figura 10 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,5997 e 0,9888, sendo que 20,36% destes valores foram menores que 0,8; 38,57% estavam entre 0,8 e 0,9; 41,07%

foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre $-0,0989$ e $0,8982$, sendo que 93,93% dos valores foram inferiores a 0,8 e apenas 6,07% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 11(a)). O índice c assumiu valores entre 0,5240 e 0,9712 e índice P_i assumiu valores entre $-0,0864$ e $0,8822$ (Figura 12(a)).

Nos casos que rejeitaram pelo menos uma das hipóteses H_{011} ou H_{012} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,8686 e 0,9962, sendo que 98,89% foram superiores a 0,9 (Figura 10 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,4904 a 0,9774, sendo que 32,92% dos valores foram inferiores a 0,8; 50,28% estavam entre 0,8 e 0,9 e 16,80% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre $-0,3137$ e $0,8588$, sendo que 99,17% dos valores foram inferiores a 0,8; e apenas 0,83% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 11(b)). O índice c assumiu valores entre 0,4704 e 0,9679 e o índice P_i assumiu valores entre $-0,3043$ e $0,8446$ (Figura 12(b)).

Figura 10 - Histograma do coeficiente de correlação, r , para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram as hipóteses H_{011} e H_{012} (à esquerda), e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses (à direita) - Cenário 1

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses é apresentada na Tabela 7.

(a) Hipóteses não rejeitadas

(b) Pelo menos uma hipótese rejeitada

Figura 11 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 1

(a) Hipóteses não rejeitadas

(b) Pelo menos uma hipótese rejeitada

Figura 12- Histograma e classificação do índice c (à esquerda) e P_i (à direita) para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 1

Tabela 7 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que não rejeitaram, simultaneamente, $H_{0_{11}}$ e $H_{0_{12}}$ e dos casos que rejeitaram pelo menos uma hipótese - Cenário 1

Hipóteses não rejeitadas								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	7,14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	7,14
Muito Bom	22,50	11,79	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	34,29
Bom	6,07	15,71	2,14	0,36	0,00	0,00	0,00	24,29
Mediano	0,00	8,93	11,43	0,36	0,36	0,00	0,00	21,07
Sufrível	0,00	0,00	9,64	1,07	0,00	0,00	0,00	10,71
Mau	0,00	0,00	0,36	0,36	1,43	0,00	0,00	2,14
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,36	0,00	0,00	0,36
Total	35,71	36,43	23,57	2,14	2,14	0,00	0,00	100
Pelo menos uma hipótese rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	1,25	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,25
Muito Bom	11,67	2,50	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	14,17
Bom	10,42	15,56	0,56	0,00	0,00	0,00	0,00	26,53
Mediano	0,83	21,67	2,92	0,00	0,00	0,00	0,00	25,42
Sufrível	0,00	6,67	11,25	0,28	0,14	0,00	0,00	18,33
Mau	0,00	0,14	7,22	0,83	0,28	0,00	0,00	8,47
Péssimo	0,00	0,00	0,69	3,06	1,94	0,14	0,00	5,83
Total	24,17	46,53	22,64	4,17	2,36	0,14	0,00	100

3.1.2 Regressão Linear Simples sem intercepto

A análise de regressão linear simples sem o intercepto indicou que 34,3% das simulações não rejeitaram a hipótese $H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7915 e 0,9962, sendo que 0,29% dos valores foram menores que 0,8; 9,62% estavam entre 0,8 e 0,9; e 90,09% foram maiores que 0,9 (Figura 13 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,7271 e 0,9889, sendo que 4,66% destes valores foram menores que 0,8; 40,23% estavam entre 0,8 e 0,9; e 55,10% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre $-0,0708$ e $0,8982$, sendo que 94,75% dos valores foram inferiores a 0,8 e apenas 5,25% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 14 (a)). O índice c assumiu valores entre 0,5836 e 0,9712 e índice P_i assumiu valores entre $-0,0757$ e $0,8822$ (Figura 15 (a)).

Nos casos que rejeitaram a hipótese H_{0_2} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7774 e 0,9960, sendo que 93,76% foram superiores a 0,9 (Figura 13 (b)).

O índice d assumiu valores entre 0,4904 e 0,9774, sendo que 42,31% dos valores foram inferiores a 0,8; 42,77% estavam entre 0,8 e 0,9 e 14,92% foram superiores a 0,9. O índice d_r assumiu valores entre $-0,3137$ e $0,8485$, sendo que 99,24% dos valores foram inferiores a 0,8; e apenas 0,76% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 14(b)). O índice c assumiu valores entre 0,4704 e 0,9604 e o índice P_i assumiu valores entre $-0,3043$ e $0,8320$ (Figura 15(b)).

Figura 13 - Histograma do coeficiente r para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_2} - Cenário 1

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que rejeitaram ou não H_{0_2} é apresentada na Tabela 8.

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 14 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita), para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_2} - Cenário 1

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 15 - Histograma e classificação dos índices c (à esquerda) e P_i (à direita), para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_2} - Cenário 1

Tabela 8 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que rejeitaram ou não H_{0_2} - Cenário 1

Hipótese não rejeitada								
	Índice c							
Índice P_i	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	Total
Ótimo	5,83	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	5,83
Muito Bom	20,12	11,08	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	31,20
Bom	13,12	19,53	1,46	0,29	0,00	0,00	0,00	34,40
Mediano	1,17	16,62	2,33	0,00	0,29	0,00	0,00	20,41
Sufrível	0,00	4,96	0,87	0,00	0,00	0,00	0,00	5,83
Mau	0,00	0,29	1,75	0,00	0,00	0,00	0,00	2,04
Péssimo	0,00	0,00	0,29	0,00	0,00	0,00	0,00	0,29
Total	40,23	52,48	6,71	0,29	0,29	0,00	0,00	100

Hipótese rejeitada								
	Índice c							
Índice P_i	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	Total
Ótimo	1,37	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,37
Muito Bom	11,87	1,98	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	13,85
Bom	7,15	13,55	0,76	0,00	0,00	0,00	0,00	21,46
Mediano	0,30	18,87	6,85	0,15	0,00	0,00	0,00	26,18
Sufrível	0,00	4,72	15,98	0,76	0,15	0,00	0,00	21,61
Mau	0,00	0,00	7,15	1,07	0,91	0,00	0,00	9,13
Péssimo	0,00	0,00	0,61	3,35	2,28	0,15	0,00	6,39
Total	20,70	39,12	31,35	5,33	3,35	0,15	0,00	100

3.1.3 Teste t Pareado

O uso do teste t pareado indicou que a hipótese $H_{0_3} : \mu_D = 0$ não foi rejeitada em 46,5% dos casos simulados. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7915 e 0,9962, sendo que apenas 0,22% dos valores foram menores que 0,8; 8,60% estavam entre 0,8 e 0,9; e 91,18% foram maiores que 0,9 (Figura 16 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,6724 e 0,9889, sendo que 10,32% destes valores foram menores que 0,8; 56,99% estavam entre 0,8 e 0,9; e 32,69% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre $-0,0781$ e $0,8982$, sendo que 95,48% dos valores foram inferiores a 0,8 e 4,52% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 17 (a)). O índice c assumiu valores entre 0,5836 e 0,9712 e índice P_i assumiu valores entre $-0,0757$ e $0,8822$ (Figura 18 (a)).

Nos casos que rejeitaram a hipótese H_{0_3} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7774 e 0,9960, sendo que 93,64% foram superiores a 0,9 (Figura 16 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,4904 e 0,9655, sendo que 45,98% dos valores foram inferiores a 0,8; 38,32% estavam entre 0,8 e 0,9 e 15,70% foram superiores a 0,9. O índice

d_r assumiu valores entre $-0,3137$ e $0,8107$, sendo que 99,63% dos valores foram inferiores a 0,8; e apenas 0,37% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 17(b)). O índice c assumiu valores entre 0,4704 e 0,9504 e o índice P_i assumiu valores entre $-0,3043$ e $0,7953$ (Figura 18(b)).

Figura 16 - Histograma do coeficiente, r , para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_3} - Cenário 1

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que rejeitaram ou não H_{0_3} é apresentada na Tabela 9.

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 17 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_3} - Cenário 1

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 18 - Histograma e classificação dos índices c (à esquerda) e P_i (à direita) para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{03} - Cenário 1

Tabela 9 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que rejeitaram ou não H_{03} - Cenário 1

Hipótese não rejeitada								
	Índice c							
Índice P_i	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	Total
Ótimo	4,95	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	4,95
Muito Bom	15,91	9,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	24,95
Bom	13,12	19,57	1,72	0,22	0,00	0,00	0,00	34,62
Mediano	1,29	16,13	3,44	0,00	0,22	0,00	0,00	21,08
Sufrível	0,00	7,53	3,23	0,22	0,00	0,00	0,00	10,97
Mau	0,00	0,22	2,80	0,00	0,00	0,00	0,00	3,01
Péssimo	0,00	0,00	0,44	0,00	0,00	0,00	0,00	0,43
Total	35,27	52,47	11,61	0,43	0,22	0,00	0,00	100

Hipótese rejeitada								
	Índice c							
Índice P_i	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	Total
Ótimo	1,12	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,12
Muito Bom	13,64	1,68	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	15,33
Bom	5,79	12,15	0,37	0,00	0,00	0,00	0,00	18,32
Mediano	0,00	19,81	6,92	0,19	0,00	0,00	0,00	26,92
Sufrível	0,00	2,43	17,18	0,75	0,19	0,00	0,00	20,75
Mau	0,00	0,20	7,48	1,31	1,12	0,00	0,00	9,91
Péssimo	0,00	0,00	0,56	4,11	2,80	0,19	0,00	7,66
Total	20,56	36,07	32,71	6,36	4,11	0,19	0,00	100

3.1.4 Considerações sobre as simulações feitas no Cenário 1

A Tabela 10 apresenta as estimativas dos parâmetros das retas de regressão, a média das diferenças entre os valores observados e preditos, $\overline{D}$, e os diversos índices estudados (o coeficiente de correlação r , o índice d de Willmott, d_r refinado de Willmott, índices c e P_i de desempenho, e as raízes quadradas dos erros quadrático médio: total, sistemático e não sistemático), para alguns casos simulados com resultados extremos.

No Apêndice A são apresentados os gráficos e modelos ajustados, o intervalo de confiança para o modelo com intercepto e o gráfico de Bland-Altman para os casos do Cenário 1 apresentados na Tabela 10.

Tabela 10 - Alguns casos simulados (sim) do Cenário 1 com as estimativas dos parâmetros de regressão, $\overline{D}$, e os diversos índices estudados no estudo de concordância

sim	$\hat{\beta}_0^{[1]}$	$\hat{\beta}_1^{[2]}$	$\hat{\beta}_{1_s}^{[3]}$	$\overline{D}^{[4]}$	r	d	c	d_r	P_i	EQM	EQM_s	EQM_n
72	-0,932*	1,132	0,933	0,351*	0,984	0,966	0,950	0,808	0,795	0,439	0,379	0,221
75	-0,206	1,060	1,016	-0,059	0,982	0,989	0,971	0,898	0,882	0,238	0,088	0,222
103	2,109*	1,135	1,586*	-2,707*	0,970	0,518	0,502	-0,314	-0,304	2,729	2,711	0,311
161	-2,634	1,749	1,186	-0,669	0,803	0,727	0,584	0,513	0,412	1,768	1,056	1,418
171	-3,254	1,982*	1,286	-1,077	0,869	0,714	0,620	0,305	0,265	1,956	1,519	1,234
198	0,536	0,942	1,057	-0,282*	0,964	0,965	0,930	0,811	0,781	0,406	0,288	0,286
200	4,553*	0,497*	1,470	-2,336*	0,959	0,490	0,470	-0,205	-0,196	2,405	2,399	0,160
262	-0,436	1,138	1,045*	-0,174	0,981	0,979	0,960	0,848	0,832	0,338	0,230	0,248
276	-7,688*	2,833*	1,190	-0,397	0,969	0,741	0,718	-0,078	-0,076	2,183	2,038	0,782
381	-0,085	1,470*	1,452*	-1,988*	0,996	0,646	0,643	-0,066	-0,065	2,058	2,054	0,144
402	-0,481	1,182	1,079	-0,320	0,792	0,837	0,663	0,550	0,436	1,064	0,376	0,996
546	-5,173*	2,203*	1,098	-0,135	0,996	0,855	0,851	0,398	0,396	1,336	1,319	0,211
569	-0,735	1,002	0,845	0,726*	0,777	0,808	0,628	0,492	0,382	1,145	0,726	0,885
573	0,920*	0,831*	1,027	-0,174	0,984	0,977	0,961	0,859	0,845	0,304	0,254	0,167
756	-6,169*	2,743*	1,426	-1,522	0,974	0,672	0,655	-0,064	-0,063	2,534	2,436	0,699
858	-0,180	1,160	1,121	-0,525*	0,983	0,939	0,923	0,717	0,705	0,601	0,553	0,235
923	-1,326*	1,298*	1,015	0,010	0,991	0,977	0,968	0,814	0,807	0,380	0,326	0,196
935	0,574	1,337	1,460	-2,062*	0,874	0,600	0,524	-0,099	-0,086	2,246	2,094	0,812

* significativo a 5%

^[1] $H_{011} : \beta_0 = 0$

^[2] $H_{012} : \beta_1 = 1$

^[3] $H_{02} : \beta_{1_s} = 1$

^[4] $H_{03} : \mu_D = 0$

Como foram feitas mil simulações para os valores preditos (variável Y) que foram comparadas com o valor padrão simulado (variável X), para facilitar a notação e identificação destas simulações, as mesmas foram numeradas de 1 a 1.000.

Assim as simulações 75, 161 e 402 atenderam as quatro hipóteses estudadas, H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} , sendo que a simulação 75 apresentou o menor EQM e os maiores índices d , c , d_r e P_i , dentre todas as simulações neste cenário. Tanto o índice c como P_i a classificaram como tendo um ótimo desempenho. A análise gráfica, dos modelos de regressão e do gráfico de Bland-Altman, evidenciou o ótimo ajuste de concordância entre os valores desta simulação e os valores de referência. A simulação 161, mesmo atendendo as quatro hipóteses, foi classificada como tendo um desempenho sofrível por c e mediano por P_i . Já a simulação 402 foi classificada como tendo um bom desempenho por c e mediano por P_i . As simulações 262, 573 e 923 apresentam ótimos desempenhos tanto por c quanto por P_i e mostram um melhor acordo entre os valores observados e preditos do que as simulações 161 e 402.

Um caso interessante deste cenário, em que os valores preditos superestimaram os valores observados, foi o resultado da simulação 103 que apresentou índices $d = 0,518$, $c = 0,502$ (sofrível), $d_r = -0,314$, $P_i = -0,304$ (péssimo), $r = 0,970$ (alta correlação) e $r^2 = 0,941$ (alto coeficiente de determinação). Neste caso rejeitou-se $H_{011} : \beta_0 = 0$ mas não rejeitou-se $H_{012} : \beta_1 = 1$, indicando um paralelismo entre a reta de regressão entre os valores observados e preditos com a reta identidade ($Y = X$), também chamada reta de concordância, apresentando um viés significativo, $\bar{D} = -2,71$. Pode-se dizer, portanto, que os valores preditos foram em média 2,71 unidades superiores aos valores observados.

Ao fazer uma correção nos valores preditos, que neste caso foi subtrair uma constante $k = 2,71$ (viés), os novos valores preditos corrigidos são dados por $Y_{ic} = Y_i - k$. Ao estudar a concordância entre Y_{ic} e X_i obteve-se como resultados: $d = 0,979$, $c = 0,949$ (ótimo), $d_r = 0,867$, $P_i = 0,841$ (ótimo), a mesma correlação $r = 0,970$ e o mesmo coeficiente de determinação, $r^2 = 0,941$, e neste caso não se rejeitou H_{011} nem H_{012} . Uma correção nos dados proporcionou um ótimo acordo entre os valores observados e preditos corrigidos. Os gráficos das duas situações são apresentado na Figura 19.

Tal situação ilustra a possibilidade de correção nos resultados obtidos pelo novo método/modelo de forma a obter valores que concordam com o método/modelo padrão, sempre que a situação permitir tal correção.

Simulação 103

Simulação 103 Corrigida

Figura 19 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita), para o caso simulado 103 sem e com a correção - Cenário 1

Outro caso particularmente interessante foi o resultado da simulação 546. Se a análise fosse feita considerando somente os índices $r = 0,996$, $r^2 = 0,992$, $\overline{D} = -0,135$ não significativo, $d = 0,855$ e $c = 0,851$ o desempenho do método seria considerado ótimo, o que seria validado pelo gráfico de Bland-Altman. No entanto, ao analisar os índices $d_r = 0,398$ e $P_i = 0,396$ o desempenho do método seria considerado mediano. A alta correlação entre os valores observados e preditos fez com que o índice d e, consequentemente, c fossem altos, levando assim a um resultado que não demonstrou a realidade dos dados. Ao comparar os resultados dos índices de concordância da simulação 546 com os resultados da simulação 569, que apresentou $r = 0,777$, $d = 0,808$, $c = 0,628$ (bom), $d_r = 0,492$ e $P_i = 0,382$ (Mediano) notou-se que apenas o índice d_r da simulação 569 foi superior ao da simulação 546, no entanto a simulação 569 apresentou melhor concordância com os valores de referência (padrão) do que a simulação 546.

3.2 Cenário 2

No segundo cenário, inicialmente, fez-se uma simulação para a variável X (método padrão) da distribuição normal truncada com média $\mu = 4$ e desvio padrão $\sigma = 1$. A variável Y (novos métodos) também foi simulada da distribuição normal truncada com média $\mu = 4$, mas para estudar o comportamento dos índices sob correlações e dispersões variadas em torno da reta de concordância, quatro desvios distintos foram usados, a saber: $\sigma = 0,5$; $1,0$; $1,5$ e $2,2$. O tamanho amostral foi de $n = 100$ observações.

O coeficiente de correlação, r , entre as variáveis X e Y para os casos simulados assumiu valores entre 0,4651 a 0,9713. Destes valores 42,5% foram inferiores a 0,8; 21,4% estavam entre 0,8 e 0,9; e 36,1% dos valores foram superiores a 0,9 (Figura 20).

Dos 1.000 casos simulados para valores preditos (Y), 93,6% atenderam às hipóteses $H_{0_{11}} : \beta_0 = 0$ e $H_{0_{12}} : \beta_1 = 1$, simultaneamente, 15,9% casos atenderam à hipótese $H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$ e 96,1% atenderam à hipótese $H_{0_3} : \mu_D = 0$.

Têm-se que d assumiu valores entre 0,6498 a 0,9850, sendo que 23,5% destes valores foram inferiores a 0,8; 26,1% estavam entre 0,8 e 0,9; e 50,4% foram maiores que 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,2657 e 0,8764, em que 75% destes valores foram menores que 0,8; e 25,0% estavam entre 0,8 e 0,9. A Figura 21 apresenta o histograma com os valores dos índices d e d_r de Willmott, das simulações deste cenário.

Figura 20 - Histograma do coeficiente de correlação, r - Cenário 2

O índice c assumiu valores entre 0,3022 e 0,9566 e P_i assumiu valores entre

Figura 21 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) dos casos simulados - Cenário 2

0,1236 e 0,8502. A Figura 22 mostra o histograma e classificação dos índices c e P_i para os casos simulados no Cenário 2.

Figura 22 - Histograma e classificação dos índices c (à esquerda) e P_i (à direita) dos casos simulados - Cenário 2

Tem-se que 35,9% dos casos simulados foram classificados pelo índice c como ótimos, porém com a utilização do índice P_i , esta classificação correspondeu a apenas 25,0%, como pode ser visto na Tabela 11.

Tabela 11 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i para os casos simulados - Cenário 2

Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	25,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	25,00
Muito Bom	10,90	14,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	25,00
Bom	0,00	0,70	16,90	0,60	0,00	0,00	0,00	18,20
Mediano	0,00	0,00	2,40	3,60	6,50	0,20	0,00	12,70
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	5,40	12,80	0,80	19,0
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	0,10
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	35,90	14,80	19,30	4,20	11,90	13,00	0,90	100,00

3.2.1 Regressão Linear Simples com intercepto

Na análise de RLS com intercepto 93,6% das simulações não rejeitaram, simultaneamente, as hipóteses $H_{011} : \beta_0 = 0$ e $H_{012} : \beta_1 = 1$. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,4651 e 0,9713, sendo que 43,59% dos valores foram menores que 0,8; 21,47% estavam entre 0,8 e 0,9; e 34,94% foram maiores que 0,9 (Figura 23 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,6498 e 0,9850, sendo que 24,04% destes valores foram menores que 0,8; 26,60% estavam entre 0,8 e 0,9; 49,36% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,2657 e 0,8764, sendo que 75,32% dos valores foram inferiores a 0,8 e 24,68% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 24(a)). O índice c assumiu valores entre 0,3022 e 0,9566 e índice P_i assumiu valores entre 0,1236 e 0,8502 (Figura 25(a)).

Nos casos que rejeitaram pelo menos uma das hipóteses H_{011} ou H_{012} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,4651 e 0,9713, sendo que 26,56% dos valores foram menores que 0,8; 20,31% estavam entre 0,8 e 0,9; e 53,12% foram maiores que 0,9 (Figura 23 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,7212 e 0,9816, sendo que 15,62% dos valores foram inferiores a 0,8; 18,75% estavam entre 0,8 e 0,9 e 65,62% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,3528 e 0,8723, sendo que 70,31% dos valores foram inferiores a 0,8; e 29,69% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 24(b)). O índice c assumiu valores entre 0,3887 e 0,9485 e o índice P_i assumiu valores entre 0,2339 e 0,8421 (Figura 25(b)).

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i dos casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e dos casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses é apresentada na Tabela 12.

Figura 23 - Histograma do coeficiente de correlação, r , para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram as hipóteses H_{011} e H_{012} (à esquerda), e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses (à direita) - Cenário 2

Tabela 12 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que não rejeitaram, simultaneamente, H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma hipótese - Cenário 2

Hipóteses não rejeitadas								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sofrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	24,68	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	24,68
Muito bom	10,15	14,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	24,25
Bom	0,00	0,53	17,63	0,64	0,00	0,00	0,00	18,80
Mediano	0,00	0,00	2,56	3,63	6,30	0,21	0,00	12,71
Sofrível	0,00	0,00	0,00	0,00	5,34	13,46	0,64	19,44
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,11	0,11
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	34,83	14,64	20,19	4,27	11,65	13,68	0,75	100
Pelo menos uma hipóteses rejeitadas								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sofrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	29,69	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	29,69
Muito bom	21,88	14,06	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	35,94
Bom	0,00	3,12	6,25	0,00	0,00	0,00	0,00	9,38
Mediano	0,00	0,00	0,00	3,12	9,38	0,00	0,00	12,50
Sofrível	0,00	0,00	0,00	0,00	6,25	3,12	3,12	12,50
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	51,56	17,19	6,25	3,12	15,62	3,12	3,12	100

(a) Hipóteses não rejeitadas

(b) Pelo menos uma hipótese rejeitada

Figura 24 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 2

(a) Hipóteses não rejeitadas

(b) Pelo menos uma hipótese rejeitada

Figura 25 - Histograma e classificação dos índices c (à esquerda) e P_i (à direita) para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 2

3.2.2 Regressão Linear Simples sem o intercepto

A análise de regressão linear simples sem o intercepto indicou que apenas 15,9% das simulações não rejeitaram a hipótese $H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,5389 e 0,9682, sendo que 42,28% dos valores foram menores que 0,8; 16,35% estavam entre 0,8 e 0,9; e 38,36% foram maiores que 0,9 (Figura 26 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,7071 e 0,9835, sendo que 26,42% destes valores foram menores que 0,8; 24,53% estavam entre 0,8 e 0,9; e 49,06% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,3125 e 0,8729, sendo que 72,96% dos valores foram inferiores a 0,8 e apenas 27,04% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 27 (a)). O índice c assumiu valores entre 0,3887 e 0,9520 e índice P_i assumiu valores entre 0,1928 e 0,8446 (Figura 28 (a)).

Nos casos que rejeitaram a hipótese H_{0_2} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,4651 e 0,9713, sendo que 41,97% foram superiores a 0,9 (Figura 26 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,6498 e 0,9850, sendo que 22,95% dos valores foram menores que 0,8; 26,40% estavam entre 0,8 e 0,9; e 50,65% foram maiores que 0,9. O índice d_r assumiu valores entre 0,2657 e 0,8764, sendo que 75,39% dos valores foram inferiores a 0,8; e apenas 24,61% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 27(b)). O índice c assumiu valores entre 0,3022 e 0,9566 e o índice P_i assumiu valores entre 0,1236 e 0,8502 (Figura 28(b)).

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que rejeitaram ou não H_{0_2} é apresentada na Tabela 13.

Figura 26 - Histograma do coeficiente r para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_2} - Cenário 2

Tabela 13 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_2} - Cenário 2

Hipótese não rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sofrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	27,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	27,04
Muito bom	10,06	11,32	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	21,38
Bom	0,00	0,63	15,72	0,63	0,00	0,00	0,00	16,98
Mediano	0,00	0,00	1,89	3,77	8,18	0,00	0,00	13,84
Sofrível	0,00	0,00	0,00	0,00	5,66	13,21	1,89	20,75
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	37,11	11,95	17,61	4,40	13,84	13,21	1,89	100,00
Hipótese rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sofrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	24,61	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	24,61
Muito bom	11,06	14,63	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	25,68
Bom	0,00	0,71	17,12	0,59	0,00	0,00	0,00	18,43
Mediano	0,00	0,00	2,50	3,57	6,18	0,24	0,00	12,49
Sofrível	0,00	0,00	0,00	0,00	5,35	12,72	0,59	18,67
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,12	0,12
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	35,67	15,34	19,62	4,16	11,53	12,96	0,71	100,00

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 27 - Histograma do índice d (à esquerda) e d_r (à direita), para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_2} - Cenário 2

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 28 - Histograma e classificação do índice c (à esquerda) e P_i (à direita), para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{02} - Cenário 2

3.2.3 Teste t Pareado

O uso do teste t pareado indicou que a hipótese $H_{0_3} : \mu_D = 0$ não foi rejeitada em 96,10% dos casos simulados. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,4651 e 0,9713, sendo que 42,98% dos valores foram menores que 0,8; 21,12% estavam entre 0,8 e 0,9; e 35,9% foram maiores que 0,9 (Figura 29 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,6498 e 0,9850, sendo que 24,04% destes valores foram menores que 0,8; 26,01% estavam entre 0,8 e 0,9; e 49,95% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,2657 e 0,8764, sendo que 74,82% dos valores foram inferiores a 0,8 e 25,18% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 30 (a)). O índice c assumiu valores entre 0,3022 e 0,9566 e índice P_i assumiu valores entre 0,1236 e 0,8502 (Figura 31 (a)).

Nos casos que rejeitaram a hipótese H_{0_3} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,6337 e 0,9666, sendo que 30,77% dos valores foram menores que 0,8; 28,11% estavam entre 0,8 e 0,9; e 41,03% foram maiores que 0,9 (Figura 29 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,7394 e 0,9800, sendo que 10,26% dos valores foram inferiores a 0,8; 28,21% estavam entre 0,8 e 0,9 e 61,54% foram superiores a 0,9. O índice d_r assumiu valores entre 0,3716 e 0,8582, sendo que 79,49% dos valores foram inferiores a 0,8; e 20,51% estavam entre 0,8 e 0,9 (Figura 30(b)). O índice c assumiu valores entre 0,4686 e 0,9466 e o índice P_i assumiu valores entre 0,2379 e 0,8279 (Figura 31(b)).

Figura 29 - Histograma do coeficiente de correlação, r , para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_3} - Cenário 2

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 30 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_3} - Cenário 2

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que rejeitaram ou não H_{0_3} é apresentada na Tabela 14.

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 31 - Histograma e classificação dos índices c (à esquerda) e P_i (à direita) para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{03} - Cenário 2

Tabela 14 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que rejeitaram ou não H_{0_3} - Cenário 2

Hipótese não rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	25,18	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	25,18
Muito bom	10,51	13,84	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	24,35
Bom	0,00	0,62	16,96	0,62	0,00	0,00	0,00	18,21
Mediano	0,00	0,00	2,39	3,64	6,35	0,21	0,00	12,59
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	5,52	13,22	0,83	19,56
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	0,10
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	35,69	14,46	19,35	4,27	11,86	13,42	0,94	100,00
Hipótese rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	20,51	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	20,51
Muito bom	20,51	20,51	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	41,03
Bom	0,00	2,56	15,38	0,00	0,00	0,00	0,00	17,95
Mediano	0,00	0,00	2,56	2,56	10,26	0,00	0,00	15,38
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	2,56	2,56	0,00	5,13
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	41,03	23,08	17,95	2,56	12,82	2,56	0,00	100,00

3.2.4 Considerações sobre as simulações feitas no Cenário 2

A Tabela 15 apresenta as estimativas dos parâmetros das retas de regressão, a média das diferenças entre os valores observados e preditos, $\overline{D}$, e os diversos índices estudados (coeficiente de correlação r , o índice d de Willmott, d_r refinado de Willmott, índices c e P_i de desempenho, e as raízes quadradas dos erros quadrático médio: total, sistemático e não sistemático), para alguns casos simulados com resultados extremos no Cenário 2.

No Apêndice B são apresentados os gráficos e modelos ajustados para os modelos de regressão e o gráfico de Bland-Altman para os casos do Cenário 2 apresentados na Tabela 15.

As simulações 76, 321, 469, 675 e 928 atenderam às quatro hipóteses estudadas, H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} , mas a simulação que apresentou o menor EQM e os maiores valores para d , c e P_i , dentre todas as simulações apresentadas foi a simulação 529. A simulação 1.000 apresentou o maior índice d_r .

As simulações 50 e 76 apresentaram uma dispersão considerável dos dados em relação a reta de concordância, e o desempenho destas simulações foi considerado sofrível pelos índices c e P_i , apresentando também um EQM elevado quando comparado com as outras simulações.

Já nas simulações 261 e 627 o teste t para as estimativas dos parâmetros de regressão detectou diferenças muito pequenas como significativas.

Tabela 15 - Alguns casos simulados (sim) do Cenário 2 com as estimativas dos parâmetros de regressão, $\overline{D}$, e os diversos índices estudados no estudo de concordância

sim	$\widehat{\beta}_0^{[1]}$	$\widehat{\beta}_1^{[2]}$	$\widehat{\beta}_{1_s}^{[3]}$	$\overline{D}^{[4]}$	r	d	c	d_r	P_i	$REQM$	$REQM_s$	$REQM_n$
50	-0,220	1,116	1,064*	-0,249*	0,682	0,763	0,521	0,372	0,254	1,230	0,275	1,704
76	-0,979	1,234	1,006	0,030	0,681	0,742	0,505	0,313	0,213	1,353	0,236	1,890
261	-0,278*	1,069*	1,005*	-0,004	0,967	0,981	0,948	0,857	0,829	0,291	0,070	1,195
267	-1,091*	1,289*	1,036*	-0,083	0,723	0,775	0,560	0,353	0,255	1,270	0,302	1,867
277	1,297*	0,695*	0,996	-0,060	0,539	0,721	0,389	0,446	0,240	1,133	0,312	1,326
278	0,217	1,018	1,068*	-0,290*	0,634	0,739	0,469	0,375	0,238	1,280	0,291	1,666
321	0,047	0,988	0,999	0,002	0,968	0,983	0,952	0,873	0,845	0,259	0,012	1,104
353	-0,348*	1,060*	0,979*	0,105*	0,967	0,978	0,946	0,846	0,818	0,307	0,121	1,185
376	1,025*	0,760*	0,998	-0,050	0,552	0,723	0,399	0,424	0,234	1,178	0,246	1,417
424	0,975	0,744	0,970*	0,065	0,465	0,650	0,302	0,266	0,124	1,444	0,265	1,633
469	0,551	0,874	1,001	-0,038	0,562	0,707	0,397	0,343	0,193	1,297	0,132	1,602
519	0,249*	0,954	1,012*	-0,063*	0,960	0,978	0,939	0,858	0,824	0,291	0,078	1,074
529	-0,043	1,012	1,002*	-0,006	0,971	0,985	0,957	0,875	0,850	0,250	0,014	1,127
554	-0,101	1,043	1,020*	-0,074*	0,966	0,980	0,947	0,857	0,828	0,293	0,086	1,167
627	0,360*	0,918*	1,002*	-0,027	0,965	0,982	0,948	0,872	0,842	0,263	0,087	1,027
675	-0,045	1,010	1,000	0,003	0,968	0,983	0,952	0,867	0,839	0,262	0,011	1,128
857	-0,179	1,047	1,006*	-0,013	0,971	0,984	0,956	0,868	0,843	0,262	0,049	1,166
928	-0,199	1,045	0,999	0,016	0,968	0,982	0,951	0,864	0,837	0,275	0,048	1,167
1000	0,016	0,993	0,996*	0,015	0,969	0,984	0,953	0,876	0,849	0,255	0,017	1,108
* significativo a 5% ^[1] $H_{011} : \beta_0 = 0$ ^[2] $H_{012} : \beta_1 = 1$ ^[3] $H_{02} : \beta_{1_s} = 1$ ^[4] $H_{03} : \mu_D = 0$												

3.2.5 Caso especial - Simulações altamente correlacionadas

Considerando as condições do Cenário 2, ou seja, 1.000 dados simulados da distribuição normal, com tamanho amostral $n = 100$, em que $X \sim N(4, 1)$ mas $Y \sim N(5, 3)$, de modo a obter valores altamente correlacionados entre X e Y . Nessa condição r assumiu valores entre 0,9587 e 0,9960; d assumiu valores entre 0,5764 e 0,8099; c entre 0,5663 e 0,7971; d_r entre $-0,3334$ e $0,3143$ e P_i entre $-0,3177$ e $0,3093$. Foi possível notar uma dependência do índice d , e consequentemente, do índice c em relação aos altos valores obtidos para o coeficiente de correlação, levando, eventualmente, a conclusões errôneas no estudo de concordância entre os valores observados e preditos, caso sejam utilizados somente estes índices. Nota-se que os valores de d_r (e P_i) descrevem melhor a situação dos dados em relação a concordância nesta situação.

A Tabela 16 mostra a classificação percentual dos índices c e P_i em relação ao desempenho para as 1.000 simulações realizadas neste caso especial. Nota-se que enquanto o índice c classifica 92,00% dos casos simulados como tendo um desempenho muito bom ou bom, o índice P_i classifica 90,30% destas simulações como tendo um desempenho mau ou péssimo.

A Figura 32 mostra os gráficos e modelos ajustados para a simulação 109, que apresentou os maiores (melhores) índices d , d_r , c e P_i . É possível notar a falta de concordância entre as variáveis X e Y .

Tabela 16 - Percentual dos índices c e P_i obtidos nas simulações do caso especial

Desempenho	c	P_i
Ótimo	0,00	0,00
Muito Bom	7,90	0,00
Bom	84,10	0,00
Mediano	7,60	0,10
Sufrível	0,40	9,60
Mau	0,00	44,00
Péssimo	0,00	46,30
Total	100,00	100,00

Figura 32 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita), para a simulação 109 do caso especial - Cenário 2

3.3 Cenário 3

No terceiro cenário foram simulados dados da distribuição uniforme de modo a obter uma correlação positiva e próxima ou superior a 0,8 entre as variáveis X e Y para um tamanho amostral $n = 10$.

O coeficiente de correlação, r , entre as variáveis X e Y para os mil casos simulados assumiu valores entre 0,7462 e 0,9942. Apenas 0,1% destes valores foram inferiores a 0,8; 3,4% estavam entre 0,8 e 0,9; e 96,5% dos valores foram superiores a 0,9 (Figura 33).

Dos 1.000 casos simulados para valores preditos (Y), 48,5% atenderam às hipóteses $H_{011} : \beta_0 = 0$ e $H_{012} : \beta_1 = 1$ simultaneamente, 25,3% casos atenderam à hipótese $H_{02} : \beta_{1_s} = 1$ e 47,8% atenderam à hipótese $H_{03} : \mu_D = 0$.

Têm-se que d assumiu valores entre 0,5962 e 0,9954, sendo que 4,4% destes valores foram inferiores a 0,8; 16,2% estavam entre 0,8 e 0,9; e 79,4% foram maiores que 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,2708 e 0,9269, em que 59,7% destes valores foram menores que 0,8; e 38,8% estavam entre 0,8 e 0,9; e 1,5% foram maiores que 0,9. A Figura 34 apresenta o histograma com os valores dos índices d e d_r de Willmott, das simulações deste Cenário 3.

O índice c assumiu valores entre 0,5131 e 0,9891 e P_i assumiu valores entre 0,2327 e 0,9211. A Figura 35 mostra o histograma e classificação dos índices c e P_i dos casos simulados no Cenário 3.

Tem-se que 75,6% dos casos simulados foram classificados pelo índice c óti-

mos, porém com a utilização do índice P_i , esta classificação correspondeu a 46,1%, como pode ser visto na Tabela 17 .

Figura 33 - Histograma do coeficiente de correlação, r - Cenário 3

Figura 34 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) dos casos simulados - Cenário 3

Figura 35- Histograma e classificação dos índices c (à esquerda) e P_i (à direita) dos casos simulados - Cenário 3

Tabela 17- Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i para os casos simulados - Cenário 3

Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	46,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	46,10
Muito bom	29,50	10,20	0,10	0,00	0,00	0,00	0,00	39,80
Bom	0,00	8,90	2,70	0,10	0,00	0,00	0,00	11,70
Mediano	0,00	0,00	1,50	0,50	0,20	0,00	0,00	2,20
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,20	0,00	0,00	0,20
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	75,60	19,10	4,30	0,60	0,40	0,00	0,00	100,00

3.3.1 Regressão Linear Simples com intercepto

Na análise de RLS com intercepto apenas 48,5% das simulações não rejeitaram, simultaneamente, as hipóteses $H_{0_{11}} : \beta_0 = 0$ e $H_{0_{12}} : \beta_1 = 1$. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,8640 e 0,9937, sendo que 2,27% dos valores estavam entre 0,8 e 0,9; e 97,73% foram maiores que 0,9 (Figura 36 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,8620 e 0,9954, sendo que 2,47% destes valores estavam entre 0,8 e 0,9; 97,53% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,5811 e 0,9269, sendo que 43,09% dos valores foram inferiores a 0,8; 54,02% estavam entre 0,8 e 0,9; e 2,89% foram maiores que 0,9 (Figura 37(a)). O índice c assumiu valores entre 0,7738 e 0,9891 e índice P_i assumiu valores entre 0,5292 e 0,9211 (Figura 38(a)).

Nos casos que rejeitaram pelo menos uma das hipóteses $H_{0_{11}}$ ou $H_{0_{12}}$, o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7462 e 0,9942, sendo que 95,34% foram superiores a 0,9 (Figura 36 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,5962 e 0,9879, sendo que 8,54% dos valores foram inferiores a 0,8; 29,13% estavam entre 0,8 e 0,9 e 62,33% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,2708 e 0,9012, sendo que 75,34% dos valores foram inferiores a 0,8; 24,47% estavam entre 0,8 e 0,9 e 0,19% foram superiores a 0,9 (Figura 37(b)). O índice c assumiu valores entre 0,5131 e 0,9798 e o índice P_i assumiu valores entre 0,2327 e 0,8887 (Figura 38(b)).

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i dos casos que, simultaneamente, não rejeitaram $H_{0_{11}}$ e $H_{0_{12}}$ e dos casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses é apresentada na Tabela 18.

Figura 36 - Histograma do coeficiente de correlação, r , para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram as hipóteses H_{011} e H_{012} (à esquerda), e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses (à direita) - Cenário 3

Tabela 18 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que não rejeitaram, simultaneamente, H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 3

Hipóteses não rejeitadas								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sofrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	60,41	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	60,41
Muito bom	30,10	7,63	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	37,73
Bom	0,00	1,86	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,86
Mediano	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Sofrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	90,52	9,48	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	100,00
Pelo menos uma hipóteses rejeitadas								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sofrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	32,62	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	32,62
Muito bom	28,93	12,62	0,19	0,00	0,00	0,00	0,00	41,75
Bom	0,00	15,53	5,24	0,19	0,00	0,00	0,00	20,97
Mediano	0,00	0,00	2,91	0,97	0,39	0,00	0,00	4,27
Sofrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,39	0,00	0,00	0,39
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	61,55	28,16	8,35	1,17	0,78	0,00	0,00	100,00

(a) Hipóteses não rejeitadas

(b) Pelo menos uma hipótese rejeitada

Figura 37 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 3

(a) Hipóteses não rejeitadas

(b) Pelo menos uma hipóteses rejeitada

Figura 38 - Histograma e classificação do índice c (à esquerda) e P_i (à direita) para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e dos os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 3

3.3.2 Regressão Linear Simples sem intercepto

A análise de regressão linear simples sem o intercepto indicou que 25,3% das simulações não rejeitaram a hipótese $H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,8640 e 0,9925, sendo que 2,37% dos valores estavam entre 0,8 e 0,9; e 97,63% foram maiores que 0,9 (Figura 39 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,6749 e 0,9943, sendo que 0,79% destes valores foram menores que 0,8; 6,32% estavam entre 0,8 e 0,9; e 92,89% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,5213 e 0,9193, sendo que 34,39% dos valores foram inferiores a 0,8; 62,45% estavam entre 0,8 e 0,9; e 3,16% foram superiores a 0,9 (Figura 40 (a)). O índice c assumiu valores entre 0,6424 e 0,9868 e índice P_i assumiu valores entre 0,4962 a 0,9123 (Figura 41 (a)).

Nos casos que rejeitaram a hipótese H_{0_2} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7462 e 0,9942, sendo que apenas 0,13% dos valores foram inferiores a 0,8; 3,75% estavam entre 0,8 e 0,9; e 96,12% foram superiores a 0,9 (Figura 39 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,5962 e 0,9954, sendo que 5,62% dos valores foram inferiores a 0,8; 19,54% estavam entre 0,8 e 0,9 e 74,83% foram superiores a 0,9. O índice d_r assumiu valores entre 0,2708 e 0,9269, sendo que 68,27% dos valores foram inferiores a 0,8; e 30,79% estavam entre 0,8 e 0,9; e apenas 0,94% foram superiores a 0,9 (Figura 40(b)). O índice c assumiu valores entre 0,5131 e 0,9891 e o índice P_i assumiu valores entre 0,2327 e 0,9211 (Figura 41(b)).

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que rejeitaram ou não H_{0_2} é apresentada na Tabela 19.

Figura 39 - Histograma do coeficiente r para os casos de rejeição ou não a hipótese H_{0_2} - Cenário 3

Tabela 19 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que rejeitaram ou não H_{0_2} - Cenário 3

Hipótese não rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	67,98	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	67,98
Muito bom	21,74	7,91	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	29,64
Bom	0,00	1,58	0,40	0,40	0,00	0,00	0,00	2,37
Mediano	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	89,72	9,49	0,40	0,40	0,00	0,00	0,00	100,00
Hipótese rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	38,69	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	38,69
Muito bom	32,13	10,98	0,13	0,00	0,00	0,00	0,00	43,24
Bom	0,00	11,38	3,48	0,00	0,00	0,00	0,00	14,86
Mediano	0,00	0,00	2,01	0,67	0,27	0,00	0,00	2,95
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,27	0,00	0,00	0,27
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	70,82	22,36	5,62	0,67	0,54	0,00	0,00	100,00

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 40 - Histograma do índice d (à esquerda) e d_r (à direita), para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_2} - Cenário 3

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 41 - Histograma e classificação do índice c (à esquerda) e P_i (à direita), para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_2} - Cenário 3

3.3.3 Teste t Pareado

O uso do teste t pareado indicou que a hipótese $H_{0_3} : \mu_D = 0$ não foi rejeitada em 47,8% dos casos simulados. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,8640 e 0,9937, sendo que apenas 2,3% dos valores estavam entre 0,8 e 0,9; e 97,7% foram maiores que 0,9 (Figura 42 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,8066 e 0,9954, sendo que 3,14% destes valores estavam entre 0,8 e 0,9; e 96,86% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,6184 e 0,9269, sendo que 32,85% dos valores foram inferiores a 0,8 e 64,23% estavam entre 0,8 e 0,9; e 2,93 foram superiores a 0,9 (Figura 43 (a)). O índice c assumiu valores entre 0,7555 e 0,9891 e índice P_i assumiu valores entre 0,5397 a 0,9211 (Figura 44 (a)).

Nos casos que rejeitaram a hipótese H_{0_3} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7462 e 0,9942, sendo que apenas 0,19% dos valores foram menores que 0,8; 4,41% estavam entre 0,8 e 0,9; e 95,4% foram maiores que 0,9 (Figura 42 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,5962 e 0,9923, sendo que 8,43% dos valores foram inferiores a 0,8; 28,16% estavam entre 0,8 e 0,9 e 63,41% foram superiores a 0,9. O índice d_r assumiu valores entre 0,2708 e 0,9077, sendo que 84,29% dos valores foram inferiores a 0,8; e 15,52% estavam entre 0,8 e 0,9; e apenas 0,19% foram superiores a 0,9 (Figura 43(b)). O índice c assumiu valores entre 0,2327 e 0,9010 e o índice P_i assumiu valores entre 0,5131 a 0,9850 (Figura 44(b)).

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que rejeitaram ou não H_{0_3} é apresentada na Tabela 20.

Figura 42 - Histograma dos valores de r para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_3} - Cenário 3

Tabela 20 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que rejeitaram ou não H_{0_2} - Cenário 3

Hipótese não rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sofrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	69,46	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	69,46
Muito bom	22,80	7,11	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	29,92
Bom	0,00	0,63	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,63
Mediano	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Sofrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	92,26	7,74	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	100,00
Hipótese rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sofrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	24,71	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	24,71
Muito bom	35,63	13,03	0,19	0,00	0,00	0,00	0,00	48,85
Bom	0,00	16,48	5,17	0,19	0,00	0,00	0,00	21,84
Mediano	0,00	0,00	2,87	0,96	0,38	0,00	0,00	4,21
Sofrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,38	0,00	0,00	0,38
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	60,34	29,50	8,24	1,15	0,77	0,00	0,00	100,00

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 43 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_3} - Cenário 3

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 44 - Histograma dos índices de c (à esquerda) e P_i (à direita) para os casos de rejeição ou não da hipótese H_{0_3} - Cenário 3

3.3.4 Considerações sobre o Cenário 3

A Tabela 21 apresenta as estimativas dos parâmetros das retas de regressão, a média das diferenças entre os valores observados e preditos, $\overline{D}$, e os diversos índices estudados (o coeficiente de correlação r , o índice d de Willmott, d_r refinado de Willmott, índices c e P_i de desempenho, e as raízes quadradas dos erros quadrático médio: total, sistemático e não sistemático), para alguns casos simulados com resultados extremos.

No Apêndice C são apresentados os gráficos e modelos ajustados, o intervalo de confiança para o modelo com intercepto e o gráfico de Bland-Altman para os casos do Cenário 1 apresentados na Tabela 21.

As simulações 285, 363 e 932 atenderam as quatro hipóteses estudadas, H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} . A simulação 959 apresenta o menor EQM e os maiores índices d , c , d_r e P_i , dentre todas as simulações apresentadas. As simulações 691 e 260 são classificadas como tendo um ótimo desempenho por c e por P_i , indicando uma melhor concordância com o método padrão do que as simulações 285 e 932, que atendem as hipóteses testadas.

Na simulação 607 os valores preditos superestimaram os valores observados apresentando um viés significativo. Os índices calculados foram: de $\overline{D} = -1,96$, $d = 0,862$, $c = 0,785$ (muito bom), $d_r = 0,581$, $P_i = 0,529$ (bom), $r = 0,911$ e $r^2 = 0,829$. Assim como no Cenário 1, uma correção na variável Y foi efetuada, neste caso foi subtrair uma constante $k = 1,96$, e obteve-se como resultados: $d = 0,951$, $c = 0,866$ (ótimo), $d_r = 0,7428$ e $P_i = 0,676$ (muito bom), $r = 0,911$ e $r^2 = 0,829$. O gráfico das duas situações é apresentado na Figura 45. Essa situação indicou que uma correção no modelo ou método, quando possível, pode melhorar a concordância entre os valores observados e preditos.

Simulação 607

Simulação 607 corrigida

Figura 45 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita), para o caso simulado 607 e para o caso 607 corrigido no cenário 3

Tabela 21 - Alguns casos simulados (sim) do Cenário 3 com as estimativas dos parâmetros de regressão, $\bar{D}$, e os diversos índices estudados no estudo de concordância

sim	$\hat{\beta}_0^{[1]}$	$\hat{\beta}_1^{[2]}$	$\hat{\beta}_{1_s}^{[3]}$	$\bar{D}^{[4]}$	r	d	c	d_r	P_i	$REQM$	$REQM_s$	$REQM_n$
59	-0,154	0,348*	0,324*	3,054*	0,938	0,596	0,559	0,352	0,331	3,609	3,590	1,803
93	2,103*	0,854*	1,186*	-1,453*	0,994	0,924	0,919	0,692	0,688	1,537	1,514	4,338
213	-0,970	0,852	0,698*	1,630*	0,891	0,869	0,774	0,654	0,582	2,103	1,685	4,498
260	0,575*	0,987	1,077*	-0,515*	0,992	0,988	0,980	0,891	0,883	0,636	0,517	5,017
285	-1,302	1,247	1,042	0,202	0,873	0,901	0,787	0,618	0,540	2,153	0,744	6,641
302	5,902*	0,446*	1,378*	-3,439*	0,859	0,608	0,522	0,271	0,233	3,871	3,794	2,389
363	-0,429	1,056	0,988	0,180	0,992	0,994	0,987	0,919	0,912	0,449	0,242	5,368
384	4,513*	0,69	1,403*	-3,134*	0,746	0,688	0,513	0,333	0,249	3,715	3,260	3,926
416	0,809*	0,895	1,022	-0,340	0,986	0,987	0,973	0,901	0,889	0,631	0,457	4,557
445	3,005*	0,468*	0,942	-0,638	0,904	0,835	0,756	0,675	0,611	1,786	1,668	2,456
522	1,968*	0,678*	0,989	-0,535	0,992	0,949	0,942	0,795	0,789	1,102	1,075	3,446
607	1,930	1,006	1,311*	-1,958*	0,911	0,862	0,785	0,581	0,529	2,362	1,958	5,271
649	1,578*	0,436*	0,685*	0,930	0,983	0,807	0,792	0,674	0,663	1,894	1,879	2,224
691	0,401	0,992	1,055*	-0,366*	0,993	0,992	0,985	0,908	0,901	0,508	0,366	5,043
771	4,903*	0,329*	1,104	-1,921*	0,952	0,675	0,642	0,521	0,496	2,749	2,731	1,699
932	0,661	0,831	0,935	0,091*	0,864	0,927	0,801	0,728	0,629	1,488	0,499	4,44
959	0,348	0,920	0,975*	0,006	0,994	0,995	0,989	0,927	0,921	0,379	0,230	4,678
* significativo a 5%		$^{[1]}H_{0_{11}} : \beta_0 = 0$		$^{[2]}H_{0_{12}} : \beta_1 = 1$		$^{[3]}H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$		$^{[4]}H_{0_3} : \mu_D = 0$				

3.4 Cenário 4

No quarto cenário os dados foram simulados da distribuição uniforme, de modo a obter diferentes correlações positivas entre as variáveis X e Y e diferentes dispersões em relação a reta de concordância para um tamanho amostral $n = 100$.

O coeficiente de correlação, r , entre as variáveis X e Y para os mil casos simulados assumiu valores entre 0,2933 e 0,9796, sendo que 30,9% destes valores foram inferiores a 0,8; 19,1% estavam entre 0,8 e 0,9; e 50,0% dos valores foram superiores a 0,9 (Figura 46).

Dos 1.000 casos simulados para valores preditos (Y), 93,1% atenderam às hipóteses $H_{011} : \beta_0 = 0$ e $H_{012} : \beta_1 = 1$ simultaneamente, 18,0% casos atenderam à hipótese $H_{02} : \beta_{1s} = 1$ e 96,1% atenderam à hipótese $H_{03} : \mu_D = 0$.

Têm-se que d assumiu valores entre 0,7223 e 0,9947, sendo que 14,0% destes valores foram inferiores a 0,8; 28,5% estavam entre 0,8 e 0,9; e 57,5% foram maiores que 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,4003 e 0,9327, em que 50,0% destes valores foram menores que 0,8; 25,0% estavam entre 0,8 e 0,9; e 25% foram maiores que 0,9. A Figura 47 apresenta o histograma com os valores dos índices d e d_r de Willmott, das simulações deste Cenário 1.

O índice c assumiu valores entre 0,3912 e 0,9845 e P_i assumiu valores entre 0,2395 e 0,9227. A Figura 48 mostra o histograma e classificação dos índices c e P_i dos casos simulados no Cenário 4. A Tabela 22 apresenta a classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos simulados neste cenário.

Figura 46 - Histograma do coeficiente de correlação, r - Cenário 4

Figura 47 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) dos casos simulados - Cenário 4

Figura 48 - Histograma e classificação dos índices c (à esquerda) e P_i (à direita) dos casos simulados - Cenário 4

Tabela 22 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i para os casos simulados - Cenário 4

Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	49,90	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	49,90
Muito bom	0,10	2,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,20
Bom	0,00	6,00	16,80	0,50	0,00	0,00	0,00	23,30
Mediano	0,00	0,00	0,00	4,10	14,70	3,90	0,00	22,70
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	1,60	0,20	1,90
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	50,00	8,10	16,80	4,60	14,80	5,50	0,20	100,00

3.4.1 Regressão Linear Simples com intercepto

Na análise de regressão linear simples com intercepto 93,1% das simulações não rejeitaram, simultaneamente, as hipóteses $H_{011} : \beta_0 = 0$ e $H_{012} : \beta_1 = 1$. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,5462 e 0,9897, sendo que 31,04% dos valores foram menores que 0,8; 19,55% estavam entre 0,8 e 0,9; e 49,41% foram maiores que 0,9 (Figura 49 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,7246 e 0,9947, sendo que 14,29% destes valores foram menores que 0,8; 28,68% estavam entre 0,8 e 0,9; 57,04% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,4003 e 0,9327, sendo que 50,6% dos valores foram inferiores a 0,8; 24,7% estavam entre 0,8 e 0,9; e 24,7% foram superiores a 0,9 (Figura 50(a)). O índice c assumiu valores entre 0,3958 e 0,9845 e índice P_i assumiu valores entre 0,2395 e 0,9227 (Figura 51(a)).

Nos casos que rejeitaram pelo menos uma das hipóteses H_{011} ou H_{012} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,5416 e 0,9885, sendo que 28,99% dos valores foram menores que 0,8; 13,04% estavam entre 0,8 e 0,9; e 57,97% foram maiores que 0,9 (Figura 49 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,7223 e 0,9939, sendo que 10,14% dos valores foram inferiores a 0,8; 26,09% estavam entre 0,8 e 0,9 e 63,77% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,4637 e 0,9287, sendo que 42,02% dos valores foram inferiores a 0,8; 28,99% estavam entre 0,8 e 0,9; e 28,99% foram superiores a 0,9 (Figura 50(b)). O índice c assumiu valores entre 0,3912 e 0,9823 e o índice P_i assumiu valores entre 0,2511 e 0,9174 (Figura 51(b)).

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011}

e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses é apresentada na Tabela 23.

Figura 49 - Histograma do coeficiente de correlação, r , para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram as hipóteses H_{011} e H_{012} (à esquerda), e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses (à direita) - Cenário 4

Tabela 23 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que não rejeitaram, simultaneamente, H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma hipótese - Cenário 4

Hipóteses não rejeitadas								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	49,30	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	49,30
Muito bom	0,11	2,26	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,36
Bom	0,00	5,80	16,86	0,43	0,00	0,00	0,00	23,09
Mediano	0,00	0,00	0,00	3,97	15,47	4,08	0,00	23,52
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,11	1,50	0,11	1,72
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	49,41	8,06	16,86	4,40	15,57	5,59	0,11	100,00
Pelo menos uma hipótese rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	57,97	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	57,97
Muito bom	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Bom	0,00	8,70	15,94	1,45	0,00	0,00	0,00	26,09
Mediano	0,00	0,00	0,00	5,80	4,35	1,45	0,00	11,59
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,90	1,45	4,35
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	57,97	8,70	15,94	7,25	4,35	4,35	1,45	100,00

(a) Hipóteses não rejeitadas

(b) Pelo menos uma hipótese rejeitada

Figura 50 - Histograma dos índices d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 4

(a) Hipóteses não rejeitadas

(b) Pelo menos uma hipóteses rejeitada

Figura 51 - Histograma e classificação do índice c (à esquerda) e P_i (à direita) para os casos que, simultaneamente, não rejeitaram H_{011} e H_{012} e para os casos que rejeitaram pelo menos uma dessas hipóteses - Cenário 4

3.4.2 Regressão Linear Simples sem intercepto

A análise de regressão linear simples sem o intercepto indicou que 18,0% das simulações não rejeitaram a hipótese $H_{0_2} : \beta_{1_s} = 1$. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,6172 a 0,9881, sendo que 36,12% destes valores foram menores que 0,8; 19,44% estavam entre 0,8 e 0,9; e 44,44% foram maiores que 0,9. (Figura 52 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,7397 e 0,9939, sendo que 16,11% destes valores foram menores que 0,8; 33,33% estavam entre 0,8 e 0,9; e 50,56% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,4442 e 0,9292, sendo que 55,56% dos valores foram inferiores a 0,8; 46,00% estavam entre 0,8 e 0,9; e 18,88% foram superiores a 0,9 (Figura 53 (a)). O índice c assumiu valores entre 0,6424 e 0,9868 e índice P_i assumiu valores entre 0,4962 a 0,9123 (Figura 54 (a)).

Nos casos que rejeitaram a hipótese H_{0_2} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,7462 e 0,9942, sendo que 0,5416 e 0,9897, sendo que 29,76% destes valores foram menores que 0,8; 19,02% estavam entre 0,8 e 0,9; e 51,22% foram maiores que 0,9. (Figura 52 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,7223 e 0,9947, sendo que 13,54% dos valores foram inferiores a 0,8; 27,44% estavam entre 0,8 e 0,9 e 59,02% foram superiores a 0,9. O índice d_r assumiu valores entre 0,4003 e 0,9327, sendo que 48,78% dos valores foram inferiores a 0,8; e 24,88% estavam entre 0,8 e 0,9; e apenas 26,34% foram superiores a 0,9 (Figura 53(b)). O índice c assumiu valores entre 0,5131 e 0,9891 e o índice P_i assumiu valores entre 0,2327 e 0,9211 (Figura 54(b)).

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que rejeitaram ou não H_{0_2} é apresentada na Tabela 24.

Figura 52 - Histograma do coeficiente r para os casos de rejeição ou não a hipótese H_{0_2} - Cenário 4

Tabela 24 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que rejeitaram ou não H_{0_2} - Cenário 4

Hipótese não rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	43,89	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	43,89
Muito bom	0,56	1,11	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,67
Bom	0,00	4,44	21,67	1,11	0,00	0,00	0,00	27,22
Mediano	0,00	0,00	0,00	5,56	14,44	5,00	0,00	25,00
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,22	0,00	2,22
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	44,44	5,56	21,67	6,67	14,44	7,22	0,00	100,00
Hipótese rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	51,22	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	51,22
Muito bom	0,00	2,32	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,32
Bom	0,00	6,34	15,73	0,37	0,00	0,00	0,00	22,44
Mediano	0,00	0,00	0,00	3,78	14,76	3,66	0,00	22,20
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,12	1,46	0,24	1,83
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	51,22	8,66	15,73	4,15	14,88	5,12	0,24	100,00

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 53 - Histograma dos índices de d (à esquerda) e d_r (à direita), para os casos de rejeição ou não a hipótese H_{0_2} - Cenário 4

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 54 - Histograma dos índices de c (à esquerda) e $c_r = P_i$ (à direita), para os casos de rejeição ou não a hipótese H_{0_2} - Cenário 4

3.4.3 Teste t Pareado

O uso do teste t pareado indicou que a hipótese $H_{0_3} : \mu_D = 0$ não foi rejeitada em 96,1% dos casos simulados. Para estes casos o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,5416 e 0,9897, sendo que 31,53% dos valores foram menores que 0,8; 18,94% estavam entre 0,8 e 0,9; e 49,53% foram maiores que 0,9 (Figura 55 (a)). O índice d assumiu valores entre 0,7223 e 0,9947, sendo que 14,46% destes valores forma inferiores a 0,8; 28,62% estavam entre 0,8 e 0,9; e 56,92% foram superiores a 0,9. Já o índice d_r assumiu valores entre 0,4003 e 0,9327, sendo que 50,47% dos valores foram inferiores a 0,8 e 24,35% estavam entre 0,8 e 0,9; e 25,18% foram superiores a 0,9 (Figura 56 (a)). O índice c assumiu valores entre 0,3912 e 0,9845 e índice P_i assumiu valores entre 0,2395 e 0,9227 (Figura 57 (a)).

Nos casos que rejeitaram a hipótese H_{0_3} , o coeficiente de correlação assumiu valores entre 0,6725 e 0,9870, sendo que 15,38% dos valores foram menores que 0,8; 23,08% estavam entre 0,8 e 0,9; e 61,54% foram maiores que 0,9 (Figura 55 (b)). O índice d assumiu valores entre 0,7697 e 0,9927, sendo que 2,56% dos valores foram inferiores a 0,8; 25,64% estavam entre 0,8 e 0,9 e 71,79% foram superiores a 0,9. O índice d_r assumiu valores entre 0,4868 a 0,9228, sendo que 34,46% dos valores foram inferiores a 0,8; e 41,03% estavam entre 0,8 e 0,9; e apenas 20,51% foram superiores a 0,9 (Figura 56(b)). O índice c assumiu valores entre 0,5176 e 0,9798 e o índice P_i assumiu valores entre 0,3295 e 0,9103 (Figura 57(b)).

A classificação percentual conjunta dos casos simulados em cada nível de desempenho dos índices c e P_i para os casos que rejeitaram ou não H_{0_3} é apresentada na Tabela 25.

Figura 55 - Histograma do coeficiente r para os casos de rejeição ou não a hipótese H_{03} - Cenário 4

Tabela 25 - Classificação percentual conjunta dos índices c e P_i dos casos que rejeitaram ou não H_{03} - Cenário 4

Hipótese não rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	49,43	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	49,43
Muito bom	0,10	1,98	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,08
Bom	0,00	5,93	16,96	0,52	0,00	0,00	0,00	23,41
Mediano	0,00	0,00	0,00	4,06	14,98	4,06	0,00	23,10
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	1,66	0,21	1,98
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	49,53	7,91	16,96	4,58	15,09	5,72	0,21	100,00
Hipótese rejeitada								
Índice P_i	Índice c							Total
	Ótimo	Muito bom	Bom	Mediano	Sufrível	Mau	Péssimo	
Ótimo	61,54	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	61,54
Muito bom	0,00	5,13	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	5,13
Bom	0,00	7,69	12,82	0,00	0,00	0,00	0,00	20,51
Mediano	0,00	0,00	0,00	5,13	7,69	0,00	0,00	12,82
Sufrível	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Mau	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Péssimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	61,54	12,82	12,82	5,13	7,69	0,00	0,00	100,00

(a) Hipótese não rejeitada

(b) Hipótese rejeitada

Figura 56 - Histograma dos índices de d (à esquerda) e d_r (à direita) para os casos de rejeição ou não a hipótese H_{0_3} - Cenário 4

Figura 57 - Histograma dos índices de c (à esquerda) e P_i (à direita) para os casos de rejeição ou não a hipótese H_{0_3} - Cenário 4

3.4.4 Considerações sobre o Cenário 4

A Tabela 26 apresenta as estimativas dos parâmetros das retas de regressão, a média das diferenças entre os valores observados e preditos, $\overline{D}$, e os diversos índices estudados (o coeficiente de correlação r , o índice d de Willmott, d_r refinado de Willmott, índices c e P_i de desempenho, e as raízes quadradas dos erros quadrático médio: total, sistemático e não sistemático), para alguns casos simulados com resultados extremos.

No Apêndice D são apresentados os gráficos e modelos ajustados, o intervalo

de confiança para o modelo com intercepto e o gráfico de Bland-Altman para os casos do Cenário 4 apresentados na Tabela 26.

As simulações 241, 573 e 690 atenderam as quatro hipóteses estudadas, $H_{0_{11}}$, $H_{0_{12}}$, H_{0_2} e H_{0_3} , mas a simulação que apresentou o menor EQM e os maiores valores para os índices d , c e P_i , dentre todas as simulações apresentadas foi a simulação 301. A simulação 1.000 apresentou o maior índice d_r .

As simulações 241 e 573 apresentaram um ajuste entre valores observados e preditos próximos a reta de concordância mas houve uma dispersão considerável dos dados, e o desempenho destas simulações foi considerado mau por c e sofrível por P_i , com os maiores valores para o EQM . As simulações 529 e 1.000 apresentaram concordâncias melhores do que as simulações 241 e 573, quando comparadas ao valor de referência.

Nas simulações 529 e 1.000 o teste t para a hipótese H_{0_2} detectou diferenças muito pequenas como significativas.

Em todos os cenários simulados, a não rejeição das hipóteses, nas três situações estudadas (regressão linear com ou sem o intercepto e teste para diferença da média) não foi garantia de uma boa concordância entre os valores preditos e observados, indicando a necessidade do uso de outras metodologias no estudo da concordância.

De modo geral os valores dos índices d e c foram maiores e menos dispersos do que os índices d_r e P_i quando as variáveis X e Y estavam altamente correlacionadas e apresentavam um viés, $\overline{D}$, pequeno (Cenários 1 e 3), independente da reta de regressão ajustada entre X e Y ser ou não próxima a reta identidade. Neste caso o índice c classificou o desempenho do método ou modelo melhor do que o índice P_i na maioria das simulações. No entanto quando houve uma maior dispersão dos valores em relação a reta de concordância e correlações menores (Cenários 2 e 4) os índices d e c foram mais penalizados, apresentando resultados piores do que os índices d_r e P_i . O percentual classificado como ótimo em c é maior do que o percentual classificado como ótimo por P_i em quase todas as situações abordadas.

Tabela 26 - Alguns casos simulados (sim) do Cenário 4 com as estimativas dos parâmetros de regressão, $\overline{D}$, e os diversos índices estudados no estudo de concordância

sim	$\widehat{\beta}_0^{[1]}$	$\widehat{\beta}_1^{[2]}$	$\widehat{\beta}_{1_s}^{[3]}$	$\overline{D}^{[4]}$	r	d	c	d_r	P_i	EQM	EQM_s	EQM_n
50	-0,462	1,237*	1,164*	-0,623*	0,765	0,816	0,624	0,487	0,373	3,074	0,913	8,006
76	0,993	0,767*	0,924	0,075	0,546	0,725	0,396	0,439	0,240	3,383	0,662	5,685
241	0,267	0,944	0,986	-0,01	0,618	0,740	0,457	0,458	0,283	3,391	0,158	6,617
252	0,153	0,953*	0,977*	0,062	0,988	0,994	0,982	0,927	0,916	0,437	0,146	5,754
278	0,709	1,004	1,116*	-0,726*	0,673	0,770	0,518	0,49	0,329	3,200	0,726	6,801
301	-0,06	1,007	0,998*	0,027	0,990	0,995	0,984	0,932	0,923	0,412	0,034	6,079
424	-0,942	1,170	1,021*	0,163	0,678	0,755	0,512	0,400	0,272	3,611	0,507	7,901
469	1,387*	0,718*	0,937*	-0,094	0,542	0,722	0,391	0,464	0,251	3,243	0,802	5,344
519	0,066	1,008	1,019*	-0,105*	0,986	0,993	0,979	0,923	0,910	0,485	0,108	6,091
529	-0,058	1,015	1,006*	-0,01	0,99	0,995	0,984	0,932	0,923	0,416	0,043	6,125
537	0,195*	0,958*	0,989*	-0,002	0,988	0,994	0,982	0,929	0,917	0,442	0,119	5,783
554	0,025	1,022	1,025*	-0,123*	0,987	0,993	0,980	0,922	0,91	0,488	0,137	6,169
573	0,396	0,943	1,005	-0,133	0,617	0,746	0,461	0,444	0,274	3,396	0,210	6,611
651	-0,269*	1,043*	1,000	0,073	0,988	0,993	0,981	0,921	0,910	0,479	0,141	6,296
690	0,039	0,993	0,999	-0,005	0,988	0,994	0,982	0,929	0,918	0,440	0,022	5,993
857	0,164*	0,969*	0,995*	-0,022	0,988	0,994	0,982	0,928	0,917	0,436	0,090	5,851
1000	0,047	0,984	0,992*	0,025	0,989	0,994	0,983	0,933	0,922	0,424	0,051	5,942

* significativo a 5% ^[1] $H_{0,1} : \beta_0 = 0$ ^[2] $H_{0,2} : \beta_1 = 1$ ^[3] $H_{0,3} : \beta_{1_s} = 1$ ^[4] $H_{0,3} : \mu_D = 0$

4 APLICAÇÃO A DADOS DE EVAPOTRANSPIRAÇÃO

O presente estudo foi conduzido numa área experimental da Universidade Federal do Tocantins (UFT) no Campus Universitário de Gurupi, TO, com coordenadas geográficas: latitude de 11° 45' S; longitude de 49° 03' W e altitude de 287 m. Nessa área foram instalados 21 Irrigâmetros (Figura 58), espaçados de 3,0 em 3,0 m, com braços voltados para a direção norte a fim de evitar que a sombra da haste de sustentação incida sobre o evaporatório.

O experimento foi montado num delineamento inteiramente casualizado, com sete alturas da água no evaporatório (1, 2, 3, 4, 5, 6 e 7 cm, correspondentes aos níveis N1, N2, N3, N4, N5, N6 e N7 respectivamente) e três repetições. Essas alturas foram tomados a partir de um nível de referência, numa escala ascendente, existente no interior do evaporatório do aparelho (Figura 59). O formato cônico do evaporatório permite que, à medida que a altura da água seja elevada, a superfície exposta à atmosfera (Figura 60) aumente.

Fonte: GIOVANELLI, 2012

Figura 58 - Vista dos Irrigâmetros instalados na área experimental

A estação meteorológica instalada na área experimental é da marca DAVIS, modelo Vantage Pro II, programada para coleta de dados a cada 30 minutos. Foram considerados, nas análises, apenas os dados horários de radiação solar global, umidade relativa média do ar, velocidade do vento média e temperaturas máxima e mínima do ar, necessários para obter a estimativa da evapotranspiração de referência (ET_0) pelo método de Penman Monteith FAO 56 (PM56), utilizando o programa computacional REF-ET (ALLEN, 2000). A evapotranspiração diária foi obtida por integralização dos valores

Figura 59 - Vista superior mostrando o formato cônico do evaporatório e detalhe da escala no seu interior, usada para ajuste do nível de água

Figura 60 - Água exposta à atmosfera no interior do evaporatório

horários.

Os dias chuvosos foram excluídos para manter a integridade dos dados, haja vista que a chuva altera a altura da água no evaporatório do aparelho e a restituição da altura original nem sempre ocorre logo após o término da precipitação. O período de coleta de dados teve início em setembro de 2008 e foi finalizado em setembro de 2011, resultando, assim, em três anos de observações. A coleta de dados para o tratamento cuja altura da água dentro do evaporatório foi de 1 cm começou em setembro de 2010 e foi finalizada junto às demais, originando um período de um ano de dados.

As leituras nos Irrigômetros foram realizadas diariamente às 9 horas, na escala graduada em décimos de milímetro existente no tubo de alimentação do aparelho. O valor diário da estimativa da evapotranspiração foi obtido pela diferença entre duas leituras diárias consecutivas.

Na Tabela 27 encontram-se as medidas descritivas, média, desvio padrão, mínimo e máximo, para os dados de evapotranspiração obtidos em cada nível do Irrigômetro e por PM56 separadas pela estação do ano e total. Nota-se que os níveis N3 e N4 apresentaram as médias mais próximas a média obtida pelo método PM56 (valor de refe-

rência), os níveis N1 e N2 apresentaram médias menores e os níveis N5, N6 e N7 médias maiores do o valor de referência. Na maioria dos níveis o desvio padrão obtido pela ET_I é superior à ET_0 .

Tabela 27 - Medidas descritivas para os valores da evapotranspiração (mm/dia) obtidos em cada nível do Irrigâmetro e pelo método PM56 por estação do ano e total

		ET_I N1	ET_I N2	ET_I N3	ET_I N4	ET_I N5	ET_I N6	ET_I N7	ET_0 PM56
Média	Primavera	1,56	2,99	3,94	4,64	5,64	6,95	7,72	4,31
	Verão	1,56	2,48	3,29	4,05	4,91	5,95	6,72	3,97
	Outono	1,80	2,30	2,91	3,67	4,57	5,77	6,46	3,40
	Inverno	3,19	3,73	4,58	5,88	7,16	8,68	9,53	4,14
	Total	2,36	2,94	3,72	4,65	5,70	7,00	7,77	3,90
DP	Primavera	0,78	1,53	1,90	2,14	2,44	3,05	3,25	1,43
	Verão	0,69	0,80	1,06	1,24	1,35	1,69	1,85	0,93
	Outono	0,94	0,91	1,02	1,35	1,66	1,96	2,20	0,62
	Inverno	0,76	0,88	0,98	1,33	1,44	1,75	1,84	0,58
	Total	1,10	1,19	1,40	1,76	2,04	2,44	2,62	0,92
Min	Primavera	0,50	0,47	0,40	0,77	0,87	0,83	1,20	1,34
	Verão	0,47	0,85	1,15	1,17	1,43	1,30	1,43	1,52
	Outono	0,10	0,23	0,33	0,03	0,17	0,53	0,23	0,68
	Inverno	0,80	1,27	1,53	1,27	1,67	2,90	3,07	2,47
	Total	0,10	0,23	0,33	0,03	0,17	0,53	0,23	0,68
Max	Primavera	3,03	6,83	9,00	10,33	12,10	14,47	15,33	7,16
	Verão	2,70	4,87	6,20	7,03	8,03	9,50	10,83	5,84
	Outono	4,30	4,75	5,35	6,75	8,10	9,30	13,15	4,71
	Inverno	4,80	6,85	6,87	8,43	10,70	12,15	16,90	5,76
	Total	4,80	6,85	9,00	10,33	12,10	14,47	16,90	7,16

DP:Desvio Padrão, Min:Mínimo e Max:Máximo

Na Tabela 28 são apresentadas as estimativas dos parâmetros das equações de regressão linear simples com e sem o intercepto, assim como a média das diferenças, $\overline{D}$, considerando o total dos dados obtidos nos três anos de estudo, entre a ET_0 calculada com cada nível do Irrigâmetro e pelo método padrão PM56, com seus respectivos intervalos de confiança.

Considerando $D_j = ET_{I_j} - ET_0$ a diferença entre os valores medidos pelo Irrigâmetro no nível $j = N1, N2, N3, N4, N5, N6$ e $N7$ e pelos valores medidos pelo método PM56, concluiu-se que D_j seguiu a distribuição normal somente para os níveis N3 e N4 do evaporatório, na análise considerando o total dos dados. No estudo dos níveis por estação do ano, na primavera, D_j não seguiu a distribuição normal para os níveis N2 e N3; no verão D_j seguiu distribuição normal para todos os níveis de água no evaporatório;

no outono só não seguiu distribuição normal para os níveis N5 e N6; e no inverno seguiu a distribuição normal só para o nível N1. Tais resultados mostraram que as interpretações para os intervalos de confiança do gráfico de Bland-Altman ficaram prejudicadas, uma vez que partem da pressuposição de normalidade da diferença entre estes valores.

As hipóteses H_{011} e H_{012} foram atendidas, simultaneamente, apenas para a altura de 3 cm no evaporatório. As hipóteses $H_{02} : \beta_{1s} = 1$ e $H_{03} : \mu_D = 0$ foram rejeitadas para todas os níveis de alturas estudados considerando uma significância de 5%.

Tabela 28 - Parâmetros da equação de RLS com e sem o intercepto e $\bar{D}$, com seus respectivos intervalos de confiança

N	$\hat{\beta}_0$	$IC[\beta_0]_{95\%}$		$\hat{\beta}_1$	$IC[\beta_1]_{95\%}$		$\hat{\beta}_{1s}$	$IC[\beta_{1s}]_{95\%}$		$\bar{D}$	$IC[\mu_D]_{95\%}$	
		LI	LS		LI	LS		LI	LS		LI	LS
1	-0,22	-0,87	0,43	0,70*	0,53	0,88	0,64*	0,61	0,68	1,31*	1,17	1,46
2	0,11	-0,23	0,45	0,73*	0,64	0,81	0,75*	0,73	0,77	0,96*	0,88	1,04
3	0,10	-0,28	0,49	0,93	0,83	1,02	0,95*	0,93	0,98	0,18*	0,09	0,26
4	0,25	-0,25	0,74	1,13*	1,01	1,25	1,19*	1,16	1,22	-0,76*	-0,87	-0,64
5	0,68*	0,11	1,26	1,29*	1,14	1,43	1,45*	1,42	1,49	-1,80*	-1,94	-1,67
6	0,79*	0,11	1,47	1,59*	1,42	1,76	1,79*	1,75	1,83	-3,10*	-3,27	-2,94
7	1,23*	0,49	1,96	1,68*	1,50	1,86	1,98*	1,93	2,02	-3,87*	-4,05	-3,69

N: nível de altura de água no evaporatório (cm)

LI: limite inferior e LS: limite superior do intervalo de confiança (IC)

* significativo à 5 % ^[1] $H_{011} : \beta_0 = 0$ ^[2] $H_{012} : \beta_1 = 1$ ^[3] $H_{02} : \beta_{1s} = 1$ ^[4] $H_{03} : \mu_D = 0$

Na Tabela 29 são apresentados os índices usados para auxiliar na tomada de decisão com relação à concordância entre os valores obtidos pelo Irrigâmetro e pelo método PM56.

Tabela 29 - Índices de correlação, determinação, concordância, desempenho e raiz do erro quadrático médio (total, sistemático e não sistemático) para os 7 níveis de água no evaporatório do Irrigâmetro

N	r	r^2	d	c	d_r	P_i	$REQM$	$REQM_s$	$REQM_n$	$\frac{EQM_s}{EQM}(\%)$	$\frac{EQM_n}{EQM}(\%)$
1	0,52	0,27	0,53	0,27	-0,05	-0,02	1,63	1,34	0,94	67	33
2	0,56	0,32	0,62	0,35	0,18	0,10	1,39	0,99	0,98	51	49
3	0,61	0,38	0,74	0,46	0,34	0,21	1,12	0,19	1,10	3	97
4	0,59	0,35	0,63	0,38	0,03	0,02	1,61	0,77	1,42	23	77
5	0,58	0,34	0,48	0,28	-0,34	-0,20	2,46	1,82	1,65	55	45
6	0,60	0,36	0,36	0,22	-0,58	-0,35	3,70	3,15	1,94	73	27
7	0,59	0,35	0,30	0,18	-0,66	-0,39	4,45	3,92	2,10	78	22

N: nível de altura de água no evaporatório (cm)

Considerando o índice d de Willmott pode-se dizer que o nível de altura de água no evaporatório do Irrigâmetro que melhor concordou com os valores de referência (PM56) foi 3 cm ($d = 0,74$) seguido da altura 4 cm ($d = 0,63$). No entanto o índice de

desempenho c classificou o nível N3 como tendo um mau desempenho e todos os demais como péssimos. Ao considerar o índice d_r , 3 cm ($d_r = 0,34$) também foi a altura que melhor concordou com os valores de referência, seguido da altura 2 cm ($d_r = 0,10$), porém estes valores, distantes de 1, indicaram uma concordância "fraca" entre os métodos. O índice P_i classificou N3 como tendo um desempenho sofrível ou pobre ($P_i = 0,21$) e N4 como tendo um mau desempenho. O nível N3, correspondente à altura 3 cm apresentou o menor EQM , sendo que houve uma predominância do erro não sistemático (97%) sobre o erro sistemático, confirmando ser esta a altura de água no evaporatório que melhor estima a ET_0 . No nível N4 também houve predominância do erro não sistemático (77%) sobre o erro sistemático. Já nos níveis N1, N2, N5, N6 e N7 a predominância foi do erro sistemático (67%, 51%, 55%, 73% e 78% respectivamente) sobre o erro não sistemático (Tabela 29).

As Figuras 61, 62 e 63 apresentam os gráficos de ajustes dos modelos de regressão e o gráfico de Bland-Altman na análise comparativa entre ET_I e ET_0 . Note que as alturas 1 e 2 cm tendem a subestimar a ET_0 , as alturas 3 e 4 cm apresentam valores mais próximos a ET_0 padrão e as alturas 5, 6 e 7 cm tendem a superestimar a ET_0 .

As alturas 1 e 2 cm de água dentro do evaporatório no Irrigâmetro apresentaram as menores estimativas dos valores para a ET_0 de todo o período experimental. De acordo com Giovanelli (2012) à medida que a altura da água diminui (é evaporada), permanecendo mais distante da borda do evaporatório, ocorre uma diminuição da área exposta à atmosfera e, conseqüentemente, maior sombreamento da água em seu interior, o que pode diminuir o efeito da radiação solar e da velocidade do vento sobre a água.

As maiores alturas de água dentro do evaporatório, 5, 6 e 7 cm, apresentaram as maiores estimativas dos valores para a ET_0 . Nestes níveis há uma maior interferência dos elementos meteorológicos inerentes a cada estação do ano, maior superfície de água exposta a atmosfera, e conseqüentemente, ocorre uma maior interceptação da radiação solar, elemento que exerce grande influência no processo da evaporação (CHANG, 1971), ao mesmo tempo que favorece a ação do vento, atuando na remoção do ar saturado sobre a superfície evaporante (GIOVANELLI, 2012).

Figura 61 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para as alturas 1 e 2 cm

As alturas 3 e 4 cm de água dentro do evaporatório, apresentaram os valores mais próximos para à ET_0 calculada pelo método de PM56. Entretanto os seus valores estão bem dispersos em relação à reta de concordância, fazendo com que os índices calculados indiquem uma fraca concordância entre os métodos.

Figura 62- Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para as alturas 3 e 4 cm

A Tabela 30 apresenta as estimativas dos parâmetros de regressão e seus respectivos intervalos de confiança para a análise considerando, separadamente, as quatro estações do ano: primavera (P), verão (V), outono (O) e inverno (I). Já a Tabela 31 apresenta os índices estudados para auxiliar na tomada de decisão com relação à concordância entre os valores obtidos pelo Irrigâmetro e pelo método PM56 em cada estação do ano.

As Figuras de 64 a 70 apresentam os modelos de regressão ajustados e o gráfico de Bland-Altman para cada estação do ano.

Nível 5

Nível 6

Nível 7

Figura 63 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para as alturas 5, 6 e 7 cm

De acordo com Giovanelli (2012) no inverno ocorreram os maiores valores de temperatura máxima, combinados com os menores valores de umidade relativa e os maiores valores de radiação solar no período analisado. Já no verão houve uma elevada

Tabela 30 - Estimativas dos parâmetros da regressão e $\bar{D}$, com seus respectivos intervalos de confiança, por estação do ano

E	N	$\hat{\beta}_0^{[1]}$	$IC[\beta_0]_{95\%}$		$\hat{\beta}_1^{[2]}$	$IC[\beta_1]_{95\%}$		$\hat{\beta}_{1_s}^{[3]}$	$IC[\beta_{1_s}]_{95\%}$		$\bar{D}^{[4]}$	$IC[\mu_D]_{95\%}$	
			LI	LS		LI	LS		LI	LS		LI	LS
P	1	0,33	-0,80	1,46	0,36*	0,04	0,68	0,45*	0,37	0,54	1,84*	1,45	2,23
	2	-0,32	-0,99	0,35	0,77*	0,62	0,92	0,70*	0,66	0,75	1,32*	1,10	1,54
	3	-0,53	-1,29	0,23	1,04	0,87	1,20	0,92	0,87	0,98	0,38*	0,15	0,62
	4	-0,47	-1,29	0,36	1,19*	1,00	1,37	1,09	1,03	1,15	-0,33*	-0,60	-0,07
	5	0,05	-0,95	1,05	1,30*	1,08	1,52	1,31*	1,24	1,38	-1,34*	-1,66	-1,01
	6	-0,22	-1,42	0,98	1,67*	1,40	1,93	1,62*	1,54	1,70	-2,65*	-3,07	-2,23
	7	0,15	-1,14	1,45	1,76*	1,47	2,04	1,79*	1,70	1,88	-3,41*	-3,87	-2,95
V	1	1,78*	0,59	2,97	-0,06*	-0,38	0,26	0,39*	0,28	0,51	2,03*	1,37	2,68
	2	1,71*	1,01	2,41	0,19*	0,02	0,37	0,60*	0,56	0,65	1,49*	1,27	1,71
	3	2,30*	1,37	3,22	0,25*	0,02	0,48	0,80	0,74	0,86	0,68*	0,43	0,93
	4	2,59*	1,52	3,66	0,37*	0,11	0,63	0,99	0,92	1,05	-0,08	-0,35	0,19
	5	3,05*	1,90	4,20	0,47*	0,19	0,75	1,20	1,12	1,27	-0,93*	-1,21	-0,66
	6	3,60*	2,17	5,04	0,59*	0,24	0,94	1,45*	1,36	1,54	-1,97*	-2,31	-1,64
	7	4,71*	3,10	6,32	0,51*	0,11	0,90	1,63*	1,53	1,73	-2,75*	-3,12	-2,37
O	1	0,64	-0,51	1,79	0,35*	0,01	0,69	0,53*	0,46	0,61	1,53*	1,25	1,81
	2	0,56	-0,11	1,23	0,51*	0,32	0,71	0,67*	0,64	0,71	1,10*	0,97	1,22
	3	0,63	-0,09	1,36	0,67*	0,46	0,88	0,85	0,81	0,89	0,48*	0,35	0,62
	4	0,56	-0,40	1,52	0,91	0,64	1,19	1,07	1,02	1,12	-0,27*	-0,44	-0,10
	5	0,46	-0,70	1,61	1,21	0,88	1,55	1,34*	1,28	1,40	-1,18*	-1,39	-0,97
	6	1,15	-0,24	2,53	1,36	0,96	1,76	1,69*	1,62	1,76	-2,38*	-2,63	-2,13
	7	0,90	-0,62	2,42	1,64*	1,20	2,08	1,89*	1,81	1,97	-3,06*	-3,34	-2,78
I	1	-0,83*	-1,62	-0,03	1,00	0,80	1,19	0,80*	0,77	0,83	0,83*	0,72	0,94
	2	0,29	-0,44	1,01	0,83	0,66	1,01	0,90	0,88	0,92	0,41*	0,31	0,51
	3	0,76	-0,05	1,58	0,92	0,73	1,12	1,10	1,08	1,13	-0,45*	-0,56	-0,34
	4	0,95	-0,17	2,07	1,19	0,92	1,46	1,42*	1,38	1,45	-1,74*	-1,90	-1,58
	5	2,08*	0,84	3,32	1,23	0,93	1,53	1,72*	1,68	1,76	-3,03*	-3,20	-2,85
	6	1,10	-0,27	2,47	1,83*	1,50	2,16	2,09*	2,05	2,14	-4,54*	-4,74	-4,34
	7	2,03*	0,54	3,52	1,81*	1,46	2,17	2,29*	2,24	2,34	-5,39*	-5,61	-5,18

* significativo à 5 % ^[1] $H_{011} : \beta_0 = 0$ ^[2] $H_{012} : \beta_1 = 1$ ^[3] $H_{02} : \beta_{1_s} = 1$ ^[4] $H_{03} : \mu_D = 0$

E: estações do ano; P: primavera; V: verão; O: outono; e I: inverno

LI: limite inferior e LS: limite superior do intervalo de confiança (IC)

umidade relativa do ar combinada com os maiores valores de nebulosidade (céu coberto por nuvens), consequência da ocorrência de constantes precipitações nesta época do ano, o que fez com que muitas medidas da ET_I fossem descartadas nesta estação.

Tal fato pode justificar a grande dispersão dos dados no verão, em relação a reta de concordância, o que levou esta estação a obter os menores índices, e consequentemente as piores concordâncias dentre todas as estações do ano quando comparados com o método padrão. Note que as correlações entre as ET_0 's obtidas entre o Irrigâmetro e o método PM56 são todas inferiores a 0,32 sendo a correlação da altura 1 cm no Irrigâmetro negativa ($r = -0,10$), indicando enorme discordância entre os métodos.

Na primavera os índices calculados apresentaram os maiores valores, sendo a estação em que a ET_0 estimada pelo Irrigâmetro mais se aproximou do método padrão. Nesta estação as alturas 3 e 4 apresentaram um bom desempenho de concordância pelo

Tabela 31 - Índices calculados para os 7 níveis de água no evaporatório do Irrigâmetro nas quatro estações do ano

E	N	r	r^2	d	c	d_r	P_i	$REQM$	$REQM_s$	$REQM_n$	$\frac{EQM_s}{EQM}(\%)$	$\frac{EQM_n}{EQM}(\%)$
P	1	0,45	0,20	0,44	0,20	-0,17	-0,08	2,05	1,93	0,68	89	11
	2	0,72	0,52	0,71	0,51	0,36	0,26	1,72	1,36	1,05	62	38
	3	0,78	0,61	0,85	0,66	0,55	0,43	1,25	0,39	1,18	10	90
	4	0,79	0,63	0,84	0,67	0,54	0,43	1,36	0,42	1,29	10	90
	5	0,76	0,59	0,72	0,55	0,30	0,23	2,10	1,40	1,57	45	55
	6	0,78	0,61	0,58	0,45	-0,17	-0,13	3,39	2,81	1,89	69	31
	7	0,78	0,60	0,51	0,39	-0,34	-0,26	4,12	3,58	2,03	76	24
V	1	-0,10	0,01	0,39	-0,04	-0,08	0,01	2,42	2,32	0,67	92	8
	2	0,23	0,05	0,43	0,10	-0,05	-0,01	1,84	1,67	0,77	82	18
	3	0,22	0,05	0,50	0,11	0,26	0,06	1,41	0,97	1,03	47	53
	4	0,28	0,08	0,57	0,16	0,31	0,09	1,32	0,59	1,18	20	80
	5	0,32	0,10	0,53	0,17	0,12	0,04	1,65	1,05	1,27	41	59
	6	0,32	0,11	0,41	0,13	-0,31	-0,10	2,56	2,01	1,59	61	39
	7	0,25	0,06	0,33	0,08	-0,47	-0,12	3,30	2,78	1,78	71	29
O	1	0,28	0,08	0,41	0,11	-0,27	-0,07	1,83	1,60	0,89	76	24
	2	0,35	0,12	0,45	0,16	-0,25	-0,09	1,42	1,14	0,85	64	36
	3	0,41	0,17	0,57	0,24	0,06	0,02	1,06	0,52	0,92	24	36
	4	0,42	0,18	0,54	0,23	-0,10	-0,04	1,26	0,28	1,23	5	95
	5	0,45	0,21	0,41	0,18	-0,41	-0,19	1,89	1,19	1,48	39	61
	6	0,43	0,19	0,27	0,12	-0,64	-0,27	2,97	2,39	1,77	65	35
	7	0,46	0,22	0,23	0,11	-0,71	-0,33	3,65	3,09	1,94	72	28
I	1	0,76	0,58	0,63	0,48	0,07	0,06	0,96	0,83	0,49	74	26
	2	0,55	0,30	0,66	0,36	0,30	0,16	0,85	0,42	0,73	25	75
	3	0,55	0,30	0,63	0,34	0,17	0,09	0,93	0,45	0,82	23	77
	4	0,52	0,27	0,37	0,19	-0,51	-0,27	2,08	1,74	1,13	70	30
	5	0,50	0,25	0,25	0,13	-0,70	-0,35	3,28	3,03	1,25	86	14
	6	0,61	0,37	0,19	0,12	-0,80	-0,49	4,77	4,57	1,38	92	8
	7	0,57	0,33	0,16	0,09	-0,83	-0,48	5,62	5,41	1,50	93	7

E: estações do ano; P: primavera; V: verão; O: outono; e I: inverno

N: nível de altura de água no evaporatório (cm)

índice c , e mediano pelo índice P_i . Nestas alturas, 3 e 4 cm, há uma predominância do erro não sistemático (90%) sobre o erro sistemático.

A melhor altura de água no evaporatório para que o Irrigâmetro estime bem a evapotranspiração de referência, está entre 3 e 4 cm na primavera, verão ou outono e entre 2 e 3 cm, no inverno.

Para as alturas 1, 6 e 7 cm em todas as estações do ano houve uma predominância do erro sistemático sobre o erro não sistemático. Para a altura de 2 cm esta predominância do erro não sistemático foi constatada na primavera, verão e outono. Em trabalhos futuros com o Irrigâmetro os pesquisadores devem identificar as causas sistêmicas que ocasionaram tal erro e eliminá-las, caso possível. Uma atenção maior deve ser dada à coleta dos dados, principalmente no período do verão.

Baseado nos resultados apresentados anteriormente, para que o Irrigâmetro

seja utilizado como uma alternativa confiável para a estimação da ET_0 na região de Tocantins, onde o experimento foi conduzido, uma vez que o equipamento é de fácil manuseio, viável financeiramente e não há necessidade de obtenção de elementos meteorológicos ou cálculos para informar quando e quanto irrigar, são necessários estudos complementares para a sua calibração, podendo considerar não somente o nível de água no evaporatório, mas por exemplo, a área de água na superfície e consequentemente o volume de água no evaporatório, a espessura e o tipo de material do evaporatório. Também é necessário controlar, se possível, de forma mais rigorosa as possíveis fontes de erros sistemáticos.

Figura 64 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para o nível 1 (N1) em todas as estações

Figura 65 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para o nível 2 (N2) em todas as estações

Figura 66 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para o nível 3 (N3) em todas as estações

Figura 67 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para o nível 4 (N4) em todas as estações

Figura 68 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para o nível 5 (N5) em todas as estações

Figura 69 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para o nível 6 (N6) em todas as estações

Figura 70 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), intervalo de confiança (centro) e gráfico de Bland-Altman (à direita) para o nível 7 (N7) em todas as estações

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo de concordância entre métodos é amplo e abrange diversos índices e análises distintas havendo divergências nas escolhas das técnicas pelos pesquisadores que trabalham com ajustes de métodos para a estimativa da evapotranspiração. As análises costumam ser simples, deixando muitas vezes de explorar aspectos importantes dos dados coletados.

O estudo de simulação evidenciou que nenhuma das técnicas e/ou índices apresentados foi eficiente para indicar, sozinhos, a concordância dos dados simulados. Os resultados obtidos pelos índices d e d_r e consequentemente entre c e P_i , podem levar a conclusões distintas sobre a concordância de dois modelos/métodos, sendo que d_r e P_i se mostraram mais eficientes no estudo de concordância por serem menos influenciados por uma alta correlação dos dados quando os mesmos se encontram distantes da reta de concordância e com um viés pequeno.

Testes sobre os parâmetros da regressão linear simples, com ou sem o intercepto, e testes sobre a média das diferenças dos resultados obtidos pelos dois métodos, $\overline{D}$, podem auxiliar o pesquisador sugerindo uma correção do viés para melhorar as estimativas obtidas pelo método ou modelo proposto. No entanto, o teste t para os parâmetros da reta de concordância é bastante sensível ao tamanho da amostra e à pequena dispersão dos dados em torno da reta de regressão.

A análise gráfica do método de Bland-Altman é uma importante ferramenta auxiliar na análise de concordância, principalmente porque permite determinar a priori intervalos de concordância que podem ser comparados com os valores estimados pelo método, mas deve ser usado com cautela, pois pode levar a conclusões errôneas quando os dados apresentam alta correlação e um pequeno viés, mas estão distantes da reta de concordância.

O estudo de simulação do presente trabalho permitiu construir o seguinte esquema para a análise de concordância entre dois métodos a serem comparados, o novo (Y) e o padrão (X):

1. Calcular o coeficiente de correlação linear de Pearson entre X e Y , $r_{(X,Y)}$. Valores de $r_{(X,Y)}$ superiores a 0,8 indicam uma alta correlação entre os resultados dos dois métodos.
2. Plotar o diagrama de dispersão entre X e Y . Pontos com baixa variabilidade em

relação à reta de concordância, $y = x$, indicam uma alta concordância entre os resultados.

3. Ajustar retas de regressão linear simples com e sem intercepto entre os valores de X e Y . A não rejeição das hipóteses $H_{011} : \beta_0 = 0$ e $H_{012} : \beta_1 = 1$ no modelo com intercepto ou a não rejeição da hipótese $H_{02} : \beta_{1s} = 1$ no modelo sem intercepto podem indicar uma boa concordância dos dois modelos/métodos.
4. Calcular o coeficiente de determinação, r^2 ou $r_{ajustado}^2$ para as duas retas de regressão. Valores de r^2 ou $r_{ajustado}^2$ próximos a unidade podem indicar uma boa concordância entre os dois modelos/métodos.
5. Calcular o viés, ou diferença média ($\bar{D}$), entre os valores de X e Y e verificar se $\bar{D}$ segue distribuição normal. Em caso positivo, definir, a priori, os limites de concordância aceitáveis (limites de concordância esperados), baseados no conhecimento dos pesquisadores da área de estudo. Plotar o gráfico de Bland-Altman, obter as estatísticas do método e verificar se elas estão dentro dos limites de concordância esperados, definidos a priori. Se isto ocorrer tem-se mais um indicativo de boa concordância dos dois modelos/métodos.
6. Se os dados (X, Y) apresentarem alta correlação e um pequeno viés, calcular o índice refinado de concordância de Willmott (d_r) e o índice refinado de desempenho (P_i). Caso os dados apresentem correlação mediana e/ou um viés mediano calcular o índice de concordância de Willmott (d) e o índice de desempenho (c). Valores de d e d_r próximos a unidade indicam uma boa concordância entre os métodos. Para a interpretação dos índices c e P_i utilizar as tabelas disponíveis em Camargo e Sentelhas (1997) e Alvares et al. (2013), respectivamente.
7. Analisar criticamente todos os resultados apresentados anteriormente e concluir sobre a concordância ou discordância entre os dois métodos/modelos estudados.

Vale lembrar que, de modo geral, os valores dos índices d e c são maiores que os respectivos índices refinados d_r e P_i , e classificam como boa a concordância existente entre X e Y mais frequentemente que os índices d_r e P_i que são mais rigorosos e menos influenciados pela alta correlação dos dados.

Apesar das características interessantes do Irrigâmetro, o presente estudo possibilitou concluir que os níveis de altura da água de 1 e 2 cm do seu evaporatório tendem

a subestimar a estimativa da ET_0 enquanto os níveis 5, 6 e 7 cm tendem a superestimá-la quando comparadas com os valores de referência. Os níveis 3 e 4 cm apresentam os valores mais próximos da ET_0 de referência, sendo a altura de 3 cm, a que produz estimativas mais concordantes com os valores obtidos pelo método de referência Penman Montheith FAO 56. As estimativas da evapotranspiração obtidas com o uso do Irrigâmetro apresentaram fraca concordância com os valores da ET_0 determinados pelo método padrão. Tal fato pode ter ocorrido devido a grande predominância do erro sistemático sobre o erro não sistemático na maioria dos níveis estudados em todas as estações do ano.

Para que o equipamento seja utilizado como uma alternativa confiável para estimar a ET_0 na região sul de Tocantins, são necessários outros estudos para calibração do equipamento, que devem considerar não somente o nível de água no evaporatório, mas também a área de água na superfície e consequentemente o volume de água no evaporatório, a espessura e o tipo de material do evaporatório. Além disso, deve-se tentar identificar e eliminar as possíveis fontes de erros sistemáticos no manuseio do equipamento ou na coleta dos dados.

Como pesquisas futuras sobre a concordância entre dois modelos ou métodos usados para determinar a mesma grandeza podem-se citar: o estudo de pontos influentes no resultado dos índices e testes abordados neste trabalho e a elaboração de um índice de concordância que leve em conta os resultados obtidos no presente estudo de simulação. Será muito útil desenvolver uma metodologia que seja conclusiva no estudo da concordância entre dois métodos/modelos, sem a necessidade de calcular vários índices ou realizar vários testes estatísticos.

REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS (BRASIL). **Conjuntura dos recursos hídricos no Brasil**: Informe 2014, Brasília: ANA. 2015. 103 p.

ALENCAR, L. D., SEDIYAMA, G. C., WANDERLEY, H. S., ALMEIDA, T. S., DELGADO, R. C. Avaliação de métodos de estimativa da evapotranspiração de referência para três localidades no norte de Minas Gerais. **Revista Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v. 19, n. 5, p. 437-449, 2011.

ALLEN, R. G., PEREIRA, L. S., RAES, D., SMITH, M. Crop evapotranspiration-Guidelines for computing crop water requirements-FAO Irrigation and drainage paper 56. **FAO**, Rome, v. 300, n. 9, p. 1-297, 1998.

ALLEN, R. G. **REF-ET:reference evapotranspiration calculator version windows 2.0**. Users Manual. Univ. of Idaho Research and Ext. Center, Kimberly,Id. Idaho: Idaho University, 2000. 82 p.

ALTMAN, D. G., BLAND, J. M. Measurement in medicine: the analysis of method comparison studies. **The statistician**, London, v.32, n. 3, p. 307-317, 1983.

ALVARES, C. A., STAPE, J. L., SENTELHAS, P. C., DE MORAES GONÇALVES, J. L. Modeling monthly mean air temperature for Brazil. **Theoretical and applied climatology**, Vienna, v. 113 n. 3-4, p. 407-427, 2013.

ANDRADE JUNIOR, A. D., BASTOS, E. A., SENTELHAS, P. C., SILVA, A. D. Métodos de estimativa da evapotranspiração de referência diária para Parnaíba e Teresina, Piauí. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 63-68, 2003.

BERNARDO, S.; SOARES, A.A.; MANTOVANI, E.C. **Manual de irrigação**. 8.ed. Viçosa, MG: UFV, 2006. 625 p.

BLAND, J. M., ALTMAN, D. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. **Lancet**, London, v. 327, n. 8476, p. 307-310, 1986.

BUSSAB, W. D. O. **Análise de variância e de regressão**. São Paulo: Atual, 1986. 147 p.

BUSSAB, W. D. O., MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. São Paulo: Saraiva, 2010. 540p.

CAMARGO, A. P., SENTELHAS, P. C. Avaliação do desempenho de diferentes métodos de estimativa da evapotranspiração potencial no Estado de São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de agrometeorologia**, Campina Grande, v. 5, n. 1, p. 89-97, 1997.

CAMARGO, A. P., CAMARGO, M. B. P. Uma revisão analítica da evapotranspiração potencial. **Bragantia**, Campinas, v. 59, n. 2, p. 125-137, 2000.

CARVALHO, D. D., OLIVEIRA, L. D. **Planejamento e manejo da água na agricultura irrigada**. Viçosa: Ed. UFV, 2012. 240 p.

CARVALHO, D. D., SILVA, L. D., FOLEGATTI, M. V., COSTA, J. R., CRUZ, F. A. Campina Grande, P.B.: Avaliação da evapotranspiração de referência na região de Seropédica-RJ, utilizando lisímetro de pesagem. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Pernambuco, v. 14, n. 2, p. 108-116, 2006.

CARVALHO, L. G., EVANGELISTA, A. W. P., OLIVEIRA, K. M. G., SILVA, B. M., CARVALHO ALVES, M., DE SÁ JÚNIOR, A., MIRANDA, W. L. FAO Penman-Monteith equation for reference evapotranspiration from missing data. **IDESIA**, Arica, v. 31, n. 3, p. 39-47, 2013.

CECON, P. R., SILVA, A. R., NASCIMENTO, M., FERREIRA, A. **Métodos Estatísticos - Série Didática**. Viçosa: Editora UFV, 2012. 229p.

CHANG, J. **Climate and agriculture**. Chicago: Aldine Publishing, 1971. 296p.

CONTIN, F. S. **Tecnologia do irrigâmetro aplicada no manejo da irrigação do feijoeiro**. 2008. 62 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.

CUNHA, F., SILVA, T. R., XIMENES, A. R., BATISTA, R. O. Comparative Study of Methods for Estimating Evapotranspiration Reference in Paranaíba City, Brazil. **Global Journal of Human-Social Science Research**, Virginia, v. 15, n. 1, p. 17-25, 2015.

CUNHA, P. C. R., NASCIMENTO, J. L., SILVEIRA, P. M., JÚNIOR, J. A. Eficiência de métodos para o cálculo de coeficientes do tanque classe A na estimativa da evapotranspiração de referência1. **Pesquisa Agropecuária Tropical (Agricultural Research in the Tropics)**, Goiânia, v. 43, n. 2, p. 114-122, 2013 .

DRAPER, N. R., SMITH, H., POWNELL, E. **Applied regression analysis**. New York: Wiley, 1966. v. 3, 671 p.

DEMÉTRIO, C. G. B., ZOCCHI, S. S. **Modelos de regressão**. Piracicaba, 2010. 220p.

DOORENBOS, J., PRUITT, W. O. Crop water requirements. FAO irrigation and drainage paper 24. **Land and Water Development Division, FAO**, Rome, p. 144, 1977.

EKSBOG, S. Evaluation of method-comparison data. **Clinical chemistry**, Washington, v. 27, n. 7, p. 1311-1312, 1981.

EL MASRI, B., SHU, S., JAIN, A. K. Implementation of a dynamic rooting depth and phenology into a land surface model: Evaluation of carbon, water, and energy fluxes in the high latitude ecosystems. **Agricultural and Forest Meteorology**, New Haven, v. 211, p. 85-99, 2015.

FENG, Z., RENIERS, A., HAUS, B. K., SOLO GABRIELE, H. M. Modeling sediment-related enterococci loading, transport, and inactivation at an embayed nonpoint source beach. **Water Resources Research**, Washington, v. 49, n. 2, p. 693-712, 2013.

FERNANDES, A. L., FRAGA JÚNIOR, E. F., TAKAY, B. Y. Avaliação do método Penman-Piche para a estimativa da evapotranspiração de referência em Uberaba-MG. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, PB, v. 15, n. 3, p. 270-276, 2011.

FLEXAS, J., MEDRANO, H. Drought-inhibition of photosynthesis in C3 plants: stomatal and non-stomatal limitations revisited. **Annals of botany**, Oxford, UK, v. 89, n. 2, p. 183-189, 2002.

GAITAN, C. F., HSIEH, W. W., CANNON, A. J., GACHON, P. Evaluation of linear and non-linear downscaling methods in terms of daily variability and climate indices: surface temperature in southern Ontario and Quebec, Canada. **Atmosphere-Ocean**, Canadá, v. 52, n. 3, p. 211-221, 2014.

GIAVARINA, D. Understanding Bland Altman analysis. **Biochemia Medica**, Croatia, v. 25, n. 2, p. 141-151, 2015.

GIONGO, P. R., GIONGO, L., MOURA, G. B. A. Comparativo da estimativa da evapotranspiração de referência por diferentes métodos. **Revista Científica Eletrônica de Agronomia**, Garça, v. 23, n. 1, p. 11-25, 2013.

GIOVANELLI, L. B. **Estimativa da evapotranspiração de referência pelo Irrigâmetro nas condições climáticas do sul do estado do Tocantins**. 2012. 57p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012.

HALLOCK, J. L., WU, W., HALL, C. A., JEFFERSON, M. Forecasting the limits to the availability and diversity of global conventional oil supply: Validation. **Energy**, New York, v. 64, p. 130-153, 2014.

HIRAKATA, V. N., CAMEY, S. A. Análise de concordância entre métodos de Bland-Altman. **Revista HCPA**. Porto Alegre. v. 29, n. 3, p. 261-268, 2009.

MAÑAS, F. M., J. A. VALERO. **Agronomía del riego**. Madrid: Mundi-Prensa, 1993. 732 p.

MATERÁN, F. J. V. **Tecnologia do Irrigâmetro® aplicada em minilísímetro e lisímetro com lençol freático constante para determinação da evapotranspiração de referência**. 2006. 96p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

MENGUE, V. P., FONTANA, D. C. Avaliação da dinâmica espectro-temporal visando o mapeamento dos principais cultivos de verão no Rio Grande do Sul. **Bragantia**, Campinas, v. 74, n. 3, p. 331-340, 2015.

MIRANDA, A. C. R., PRUSKI, F., MARTINEZ, M. A., CECON, P. R. Métodos de Separação dos Escoamentos Superficial Direto e Subterrâneo: Estudo de Caso para a Bacia do Rio das Velhas. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v. 19, n. 2, p. 169-181, 2014.

MYLES, P. S., & CUI, J. I. Using the Bland-Altman method to measure agreement with repeated measures. **British journal of anaesthesia**, Oxford, UK, v. 99, n. 3, p. 309-311, 2007.

NETER, J., KUTNER, M., NACHTSHEIM, C., AND WASSERMAN, W. **Applied Linear Statistical Models**. Chicago, IRWIN, 1996. v. 3, 318 p.

OLIVEIRA, L. M. M., MONTENEGRO, S. M., AZEVEDO, J. R. G., DOS SANTOS, F. X. Evapotranspiração de referência na bacia experimental do riacho Gameleira-PE, utilizando-se lisímetro e métodos indiretos. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias (Agrária) Brazilian Journal of Agricultural Sciences**, Pernambuco, v. 3, n. 1, p. 58-67, 2008a. Disponível em: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa-id=119017261010>>. Acesso em: 10 out. 2015.

OLIVEIRA, R. A., RAMOS, M. M. **Manual do Irrigâmetro**. Viçosa, MG: UFV, 2008b. 144 p.

OLIVEIRA, R. A., TAGLIAFERRE, C. Irrigâmetro: Nova Tecnologia para Manejo da água de Irrigação. In: BARBOSA, T. C. **Ambiente Protegido: Olericultura, Citricultura e Floricultura**. Viçosa: Empresa Júnior de Agronomia (UFV), 2006. Cap. 3, p 39-64.

OLIVEIRA, R. A., TAGLIAFERRE, C., SEDIYAMA, G. C., MATERAN, F. J. V., CECON, P. R. Desempenho do Irrigâmetro na estimativa da evapotranspiração de referência. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, PB, v. 12, n. 2, p. 166-173, 2008.

OLIVEIRA, E. M. et al. Ajuste do Irrigâmetro para estimar a evapotranspiração da cultura nos seus diversos estádios de desenvolvimento. In: CONGRESSO NACIONAL DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 36., Bonito, MS, 2007. **Anais...** Bonito, MS: SBEA, 2007b. 1 CD-ROM.

OLIVEIRA, E. M. **Desempenho do Irrigâmetro na estimativa da evapotranspiração de referência na região do Alto Paranaíba - MG**. 2009. 63p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2009.

OLIVEIRA, E. M. OLIVEIRA, R. A., BAPTESTINI, J. C. M. Ajuste do Irrigâmetro para estimar a evapotranspiração da cultura por meio da variação da área do evaporatório. In: SIMPÓSIO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA, 12, 2007, Viçosa, MG. **Anais...** Viçosa, MG: UFV, 2007a. 1 CD-ROM.

PENA, R. F. A. **Escassez de água no Brasil**; Brasil Escola. Disponível em <<http://www.brasilecola.com/geografia/escassez-agua-no-brasil.htm>>. Acesso em: 17 set. 2015.

PENMAN, H. L. Vegetation and hydrology. **Soil Science**, Philadelphia, v. 96, n. 5, p. 357, 1963.

PEREIRA, A., FRIZZONE, J., CAMARGO, M. Análise de modelos de distribuição de frequências e valores probabilísticos de evapotranspiração potencial para Nova Odessa, SP. **Engenharia Rural**, Piracicaba, v. 16, n.1, p. 9-15, 2005.

PEREIRA, A.R.; VILLA NOVA, N.A.; SEDIYAMA, G.C. **Evapo(transpi)ração**. Piracicaba, SP: FEALQ, 1997. 183 p.

PEREIRA, D. D. R., YANAGI, S. D. N. M., MELLO, C. R. D., SILVA, A. M. D., SILVA, L. A. D. Desempenho de métodos de estimativa da evapotranspiração de referência para a região da Serra da Mantiqueira, MG. **Ciência rural**, Santa Maria, v. 39, n. 9, p. 2488-2493, 2009.

PEREIRA, A. R.; SANTIAGO, A. S.; MAGGIOTO, S. R.; FOLEGATTI, M. V. Problemas operacionais com lisímetro de pesagem durante a estação chuvosa e em dias secos com rajadas de vento. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Sete Lagoas, v.10, p.51-56, 2002.

PICOLI, M. C. A., RUDORFF, B. F. T., RIZZI, R., GIAROLLA, A. Índice de vegetação do sensor MODIS na estimativa da produtividade agrícola da cana-de-açúcar. **Bragantia**, Campinas, v. 68, n. 3, p. 789-795, 2009.

RAMOS, F. T., PIVETTA, F., DE MATOS, V. A. T., DE BARROS SEIXAS, G., JÚNIOR, J. H. C. Acurácia e calibração de uma sonda de capacitância em um neossolo quartzarênico cultivado com caju. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 30, n. 6, p. 1631-1641, 2014a.

RAMOS, F. T., RAMOS, D. T., AZEVEDO, E. C., MAIA, J. C. S., MÁRCIO WILLIAM ROQUE, M. W. Agregados de um latossolo vermelho-amarelo avaliados por meio de método seco e úmido. **ENCICLOPÉDIA BIOSFERA, Centro Científico Conhecer**, Goiânia, v. 10, n. 19, p. 2935-2950, 2014b.

RIBEIRO, R.V.; MACHADO, E.C.; OLIVEIRA, R.F. Growth- and leaf-temperature effects on photosynthesis of sweet orange seedlings infected with *Xylella fastidiosa*. **Plant Pathology**, Oxford, v.53, p. 334-340, 2004.

SAAD, J.C.C. **Estudo das distribuições de frequência da evapotranspiração de referência e da precipitação pluvial para fins de dimensionamento de sistemas de irrigação**. 1990. 124p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1990.

SAIDI, D., HAMEL Z., ABABOU A. Using Pedotransfer Functions to Assess Aggregate Stability: Application to the Lower Cheliff Soils, Algeria. **International Journal of Plant & Soil Science**, Hooghly, v. 8, n. 2, p. 1-10, 2015.

SEDIYAMA, G. C. **Necessidade de água para os cultivos**. ABEAS, Brasília, 1987. 148 p.

SILVA, A. O., CORREIA, J. S., BASSOI, L. H., TEIXEIRA, A. D. C. Evapotranspiração de referência para dimensionamento de sistemas de irrigação em Petrolina, PE. **Revista Brasileira de Engenharia de Biosistemas**, Tupã, SP, v. 9, n. 1, p. 30-38, 2014.

SILVA, F. C., FIETZ, C. R., FOLEGATTI, M. V., PEREIRA, F. A. C. Distribuição e frequência da evapotranspiração de referência de Cruz das Almas, BA **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, PB, DEAg/UFPB, v. 2, n. 3, p. 284-286, 1998.

SONG, Y., JAIN, A. K., MCISAAC, G. F. Implementation of dynamic crop growth processes into a land surface model: evaluation of energy, water and carbon fluxes under corn and soybean rotation. **Biogeosciences**, Göttingen, v. 10, n. 12, p. 8039-8066, 2013.

SOUZA, J. M., PEREIRA, L. R., DA MATTA RAFAEL, A., DA SILVA, L. D., DOS REIS, E. F., BONOMO, R. Comparison of methods for estimating reference evapotranspiration in two locations of Espírito Santo. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, Ceará, v. 8, n. 2, p. 114, 2014.

TAGLIAFERRE, C. **Desempenho do Irrigâmetro e de dois minievaporímetros para estimativa da evapotranspiração de referência**. 2006. 99p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2006.

TAGLIAFERRE, C., DE PAULA, A., ROCHA, F. A., CAMPOS, W. V., GUIMARÃES, D. U. Influência dos elementos meteorológicos na evapotranspiração de referência estimada utilizando-se o Irrigâmetro no município de Guanambi-BA, **Engenharia na agricultura**, Viçosa - MG, v. 23, n.3, p. 251-260, 2015.

TAGLIAFERRE, C.; SANTOS, L. da C.; SANTOS NETO, I.J. dos; SANTOS, T.J.; ROCHA, F.A.; GUIMARÃES, D.U. Estimativa da evapotranspiração de referência com uso do Irrigâmetro em Vitória da Conquista-BA. **Revista Irriga**, Botucatu, v. 17, p. 28-38, 2012.

TAGLIAFERRE, C.; SANTOS, L. da C.; SANTOS NETO, I.J. dos ; SANTOS, T.J.; ROCHA, F.A.; SILVA, C.S. Ajuste e aplicação do Irrigâmetro no manejo da água de irrigação. **Revista Irriga**, Botucatu, v. 19, p. 61-72, 2014.

USOWICZ, B., MARCZEWSKI, W., USOWICZ, J. B., LUKOWSKI, M. I., LIPIEC, J. Comparison of surface soil moisture from SMOS satellite and ground measurements. **International Agrophysics**, Poland, v. 28, n. 3, p. 359-369, 2014.

WEISBERG, S. **Applied linear regression**. John Wiley & Sons, 2005. 336 p.

WILLMOTT, C. J.; ACKLESON, S. G.; DAVIS, R. E.; FEDDEMA, J. J.; KLINK, K. M.; LEGATES, D.R.; O'DONNELL, J.; ROWE, C.M. Statistics for the evaluation of model performance. **Journal of Geophysical Research**, Washington, v. 90, n. C5, p. 8995-9005, 1985.

WILLMOTT, C. J. On the evaluation of model performance in physical geography. In: GAILE, G. L.; WILLMOTT, C. **Spatial Statistics and Models**. Springer Netherlands. 1984, p. 443-460.

WILLMOTT, C. J. On the validation of models. **Physical Geography**, Boston, v. 2, p. 184 - 194, 1981.

WILLMOTT, C. J., ROBESON, S. M., MATSUURA, K. Short Communication: A Refined Index of Model Performance. **Intl. Journal of Climate**, Malden, v. 32, p. 2088-2094, 2012.

WILLMOTT, C. J. Some comments on the evaluation of model performance. **Bulletin of the American Meteorological Society**, Boston, v. 63, p. 1309-1313, 1982.

WILLMOTT, C.J., WICKS, D.E. An empirical method for the spatial interpolation of monthly precipitation within California. **Physical Geography**, Boston v. 1, p. 59-73, 1980.

XIMENES, A. R., SANCHES, F. M., CASTRO, M. A. Performance of different methods for estimating reference evapotranspiration on the distinct annual seasons in Minas Gerais State. **Brazilian Geographical Journal: Geosciences and Humanities research medium**, Ituiutaba, v. 5, n. 2, p. 630-643, 2014.

APÊNDICES

APÊNDICE A - Cenário 1

Nesta seção são apresentados os gráficos e modelos ajustados para a regressão linear simples, com e sem o intercepto, intervalo de confiança (IC) para o modelo de regressão com intercepto e o gráfico de Bland-Altman (B-A) para todos os casos do Cenário 1 apresentados na Tabela 10.

Simulação 75

Simulação 161

Simulação 402

Figura 71 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 1

Simulação 103

Figura 72 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para o caso simulado que rejeita as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 1

Simulação 262

Figura 73 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para o caso simulado que rejeita a hipótese H_{02} mas não rejeita as hipóteses H_{011} , H_{012} e H_{03} - Cenário 1

Simulação 200

Simulação 381

Simulação 72

Figura 74- Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} e H_{03} , mas não rejeitaram H_{02} - Cenário 1

Simulação 569

Simulação 935

Simulação 858

Simulação 198

Figura 75 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} e H_{02} , mas rejeitaram H_{03} - Cenário 1

Simulação 171

Simulação 756

Simulação 276

Simulação 546

Figura 76 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{02} e H_{03} , mas rejeitaram H_{011} e H_{012} - Cenário 1

Figura 77 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{02} e H_{03} , mas rejeitaram H_{011} e H_{012} - Cenário 1 (continuação).

APÊNDICE B - Cenário 2

Nesta seção são apresentados os gráficos e modelos ajustados para a regressão linear simples, com e sem o intercepto, intervalo de confiança (IC) para o modelo de regressão com intercepto e o gráfico de Bland-Altman (B-A) para todos os casos do Cenário 2 apresentados na Tabela 15.

Simulação 76

Simulação 321

Simulação 469

Figura 78 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 2

Figura 79 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 2 (continuação).

Simulação 353

Simulação 519

Figura 80 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 2

Simulação 50

Simulação 278

Simulação 554

Figura 81 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram a hipótese H_{011} , H_{012} mas rejeitaram H_{02} e H_{03} - Cenário 2

Simulação 424

Simulação 529

Simulação 857

Simulação 1000

Figura 82- Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram a hipótese H_{011} , H_{012} e H_{03} mas rejeitaram H_{02} - Cenário 2

Simulação 277

Simulação 376

Figura 83 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram H_{011} , H_{012} mas não rejeitaram H_{02} e H_{03} - Cenário 2

Simulação 261

Simulação 267

Simulação 627

Figura 84 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram H_{011} , H_{012} e H_{02} mas não rejeitaram H_{03} - Cenário 2

APÊNDICE C - Cenário 3

Nesta seção são apresentados os gráficos e modelos ajustados para a regressão linear simples, com e sem o intercepto, intervalo de confiança (IC) para o modelo de regressão com intercepto e o gráfico de Bland-Altman (B-A) para todos os casos do Cenário 3 apresentados na Tabela 21.

Simulação 285

Simulação 363

Simulação 932

Figura 85 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 3

Simulação 59

Simulação 93

Simulação 260

Figura 86 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 3

Simulação 302

Simulação 384

Figura 87 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 3 (continuação).

Simulação 649

Figura 88 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para o caso simulado que rejeita as hipóteses H_{011} , H_{012} e H_{02} mas não rejeita H_{03} - Cenário 3

Simulação 416

Simulação 445

Simulação 522

Figura 89 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram a hipótese H_{011} , H_{012} , mas não rejeitaram H_{02} e H_{03} - Cenário 3

Simulação 213

Simulação 607

Simulação 691

Figura 90 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram a hipótese H_{011} , H_{012} , mas rejeitaram H_{02} e H_{03} - Cenário 3

Simulação 771

Figura 91 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram a hipótese H_{011} , H_{012} e H_{03} mas não rejeitaram H_{02} - Cenário 3

Simulação 959

Figura 92 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram a hipótese H_{011} , H_{012} e H_{03} mas rejeitaram H_{02} - Cenário 3

APÊNDICE D - Cenário 4

Nesta seção são apresentados os gráficos e modelos ajustados para a regressão linear simples, com e sem o intercepto, intervalo de confiança (IC) para o modelo de regressão com intercepto e o gráfico de Bland-Altman (B-A) para todos os casos do Cenário 4 apresentados na Tabela 26.

Simulação 50

Figura 93 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 4

Simulação 651

Figura 94 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para o caso simulado que rejeita a hipótese H_{011} , H_{012} mas não rejeitaram H_{02} e H_{03} - Cenário 4

Simulação 241

Simulação 573

Simulação 690

Figura 95- Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} , H_{02} e H_{03} - Cenário 4

Simulação 278

Simulação 519

Simulação 554

Figura 96 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram a hipótese H_{011} , H_{012} mas rejeitaram H_{02} e H_{03} - Cenário 4

Simulação 252

Simulação 469

Simulação 537

Figura 97- Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} e H_{02} mas não rejeitaram H_{03} - Cenário 4

Figura 98 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} e H_{02} mas não rejeitaram H_{03} - Cenário 4 (continuação).

Figura 99 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} e H_{03} mas rejeitaram H_{02} - Cenário 4

Simulação 424

Simulação 529

Simulação 1000

Figura 100 - Gráficos e modelos ajustados (à esquerda), IC (centro) e gráfico de B-A (à direita), para os casos simulados que não rejeitaram as hipóteses H_{011} , H_{012} e H_{03} mas rejeitaram H_{02} - Cenário 4 (continuação).

APÊNDICE E - Rotina utilizada no software R para análise.

```
# x e y vetores
# alpha nível de significância do teste
# número de casas decimais na resposta

options(OutDec=","")

ac <- function(x,y,alpha,dec) {
#res=list()
m=length(x)
ttab=qt(alpha/2,m-2,lower.tail=FALSE)
ttabs=qt(alpha/2,m-1,lower.tail=FALSE)
r=round(cor(x,y),dec)
mod=lm(y~x)      # modelo sem intercepto
a=round(lm(y~x)[[1]][[1]],dec)
ta=round(summary(lm(y~x))$coefficients[[5]][[1]],dec)
sig.a.0 = if(abs(ta)>=ttab){print("*")}else{print("ns")}
b=round(lm(y~x)[[1]][[2]],dec)
tb=round(summary(lm(y~x))$coefficients[[6]][[1]],dec)
sig.b.0= if(abs(tb)>=ttab){print("*")}else{print("ns")}
QMRes=anova(lm(y~x))[[3]][[2]]
SQDx=sum(x^2)-(sum(x)^2)/m
v.b=QMRes/SQDx
tb1=round((b-1)/sqrt(v.b),dec)
sig.b.1= if(abs(tb1)>=ttab){print("*")}else{print("ns")}
ica=round(confint(mod),dec)
mods=lm(y~x-1)   # modelo sem intercepto
bs=as.numeric(round(lm(y~x-1)$coefficients,dec))
tbs=round(summary(lm(y~x-1))[[4]][[3]],dec)
pbs=round(summary(lm(y~x-1))[[4]][[4]],dec)
sig.bs.0= if(abs(tbs)>=ttabs){print("*")}else{print("ns")}
QMRes=anova(lm(y~x-1))[[3]][[2]]
v.bs=QMRes/SQDx
ts1=round(((bs)-1)/sqrt(v.bs),dec)
sig.bs.1= if(abs(ts1)>=ttabs){print("*")}else{print("ns")}
ic=round(confint(mods),dec)
testet= t.test(x,y,paired=TRUE) # teste t pareado
td=round(t.test(x,y,paired=TRUE,conf.level = 1-alpha)[[1]], dec)
ptd=round(t.test(x,y,paired=TRUE)[[3]],dec)
vies=as.numeric(round(t.test(x,y,paired=TRUE)[[5]],dec))
sig.D.0= if(abs(td)>=ttabs){print("*")}else{print("ns")}
shapiro.test(D)
# indice d de willmott
d=round(1-(sum((y-x)^2))/(sum((abs(y-mean(x))+abs(x-mean(x)))^2)),dec)
j=sum(abs(y-x))
k=2*sum(abs(x-mean(x)))
dr=round(if(j>k){(k/j)-1} else{1-j/k},dec)
# índice de confiança
c=round(r*d,dec)
cr=round(dr*r,dec)
# índices de erro
```

```

RMSE=round(sqrt(sum((y-x)^2)/m),dec)
aj=lm(y~x)$fitted.values
RMSEs=round(sqrt(sum((aj-x)^2)/m),dec)
MSE=RMSE^2
MSEs=RMSEs^2
MSEu=MSE-MSEs
MSEu+MSEs
RMSEu=round(sqrt(MSEu),dec)
Ps=round(MSEs/MSE,dec)
Pu=round(MSEu/MSE,dec)
#
RLSci=c(a,ica[1],ica[3],siga.0,b,ica[2],ica[4],sigb.0,sigb.1)
res1=matrix(RLSci,ncol=9)
colnames(res1)=c("a","LIa","LSa","a=0","b","Lib","LSb","b=0","b=1")

RLSsi=c(bs,ic[1],ic[2],sigbs.0,sigbs.1)
res2=matrix(RLSsi,ncol=5)
colnames(res2)=c("bs","Libs","LSbs","bs=0","bs=1")

Dif=c(vies,round(testet[[4]][[1]],dec),round(testet[[4]][[2]],dec), sigD.0)
res3=matrix(Dif,ncol=4)
colnames(res3)=c("D","LID", "LSD", "D=0")

resultado=list(res1=res1,res2=res2,res3=res3,NormalD=shapiro.test(D),mod=summary(mod),
mods=summary(mods),testetD=testet)
return(resultado)
}

# [3] teste de normalidade para diferena D=Vis
# [4] coeficientes modelo com intercepto e teste t
# [5] coeficientes modelo sem intercepto e teste t
# [6] teste t pareado

P1=ac(X,Y,alpha,dec)

P1[1] # estimativas dos parmetros, intervalo de confinaa e significncia
# Modelo "Y = a + bX + e"
P1[2] # estimativa dos parmetro, intervalo de confinaa e significncia
# Modelo "Y = bsX + e"
P1[3] # Mdia da diferena entre x e y, "D"
P1[4] # Teste de normalidade para "D"
P1[5] # funo lm do R para o modelo "Y = a + bX + e"
P1[6] # funo lm do R para o modelo "Y = bsX + e"
P1[7] # funo t.test do R pra o teste t pareado

```


ANEXOS

ANEXO A - Função para fazer o gráfico de Bland-Altman no R.

```

B_A<-function(x,y){
  x.name<-x
  y.name<-y
  x <- eval(parse(text=x))
  y <- eval(parse(text=y))
  xy<-na.omit(cbind(x,y))
  n<-length(xy[,1])
  mean.xy <- (xy[,1]+xy[,2])/2
  dif.xy <- xy[,1]-xy[,2]
  dif.mean <- mean(dif.xy,na.rm=T)
  dif.sd <- sqrt(var(dif.xy,,na.rm=T))
  LIC <- dif.mean - (2 * dif.sd)
  LSC <- dif.mean + (2 * dif.sd)
  Amplitude <- LSC-LIC
  ttest<-t.test(x, y, paired = T)
  limite.y <- max(abs(min(dif.xy,LIC)),abs(max(dif.xy,LSC)))

  plot(mean.xy, dif.xy, pch = 16,
  xlab = paste("Média entre ",x.name," e ",y.name,sep=""),
  ylab = paste("Diferença entre ",x.name," e ",y.name,sep=""),
  ylim = c(ifelse(min(dif.xy,LIC)<0,-limite.y,limite.y)-.1*limite.y,limite.y+.1*limite.y))
  abline(h = 0, lty = 1)
  abline(h = dif.mean, lty = 1,col=3)
  abline(h = LIC, lty = 2,col=3)
  abline(h = LSC, lty = 2,col=3)
  text(max(mean.xy,na.rm=T),ifelse(dif.mean>0,max(dif.mean,0)+0.02*Amplitude,
  min(dif.mean,0)+0.02*Amplitude),pos=2,paste("Viés = ",round(dif.mean,2),
  ifelse(ttest$p.value<0.05,"*","")),col=2)
  text(max(mean.xy,na.rm=T),LIC+.02*Amplitude,pos=2,paste("LIC=",round(LIC,2)),
  col=2)
  text(max(mean.xy,na.rm=T),LSC+.02*Amplitude,pos=2,paste("LSC=",round(LSC,2)),
  col=2)
}

# fim da função

```

Disponível em:

http://www.mat.ufrgs.br/~camey/HCPA/Bland_Altman/bland_altman.r
 consulta em 01/09/2015.