

---

***TELMA DE OLIVEIRA PITTA***

**ESTUDO DE MÉTODOS DIRETOS E INDIRETOS DE  
ESTIMATIVA DE IRRADIAÇÃO SOLAR GLOBAL DIÁRIA  
HORIZONTAL A PARTIR DE OBSERVAÇÕES SUPERFICIAIS  
DE COBERTURA TOTAL DE NUVENS EM FLORIANÓPOLIS, SC.**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação  
em Engenharia Civil da Universidade Federal de  
Santa Catarina, como parte dos requisitos para a  
obtenção do título de Mestre em Engenharia Civil.

**Florianópolis  
2001**

---

---

***ESTUDO DE MÉTODOS DIRETOS E INDIRETOS DE ESTIMATIVA  
DE IRRADIAÇÃO SOLAR GLOBAL DIÁRIA HORIZONTAL A  
PARTIR DE OBSERVAÇÕES SUPERFICIAIS DE COBERTURA  
TOTAL DE NUVENS EM FLORIANÓPOLIS, SC.***

***TELMA DE OLIVEIRA PITTA***

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Civil da Universidade Federal de Santa Catarina, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Engenharia Civil.

**Área de Concentração: Construção Civil**

**Sub-área: Conforto Ambiental**

**Orientador: Prof. Ph. D. Roberto Lamberts**

**Florianópolis**

**2001**

---

---

## FOLHA DE APROVAÇÃO

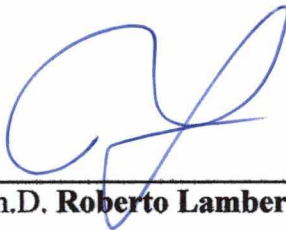
*Dissertação defendida e aprovada em 23/02/2001 pela banca examinadora.*



---

Prof. Dr. **Jucilei Cordini** - Coordenador do CPGEC

**Banca Examinadora:**



---

Prof. Ph.D. **Roberto Lamberts** –Orientador



---

Prof. Ph. D. **Ricardo Rüther** – Eng. Mecânica / UFSC - Presidente



---

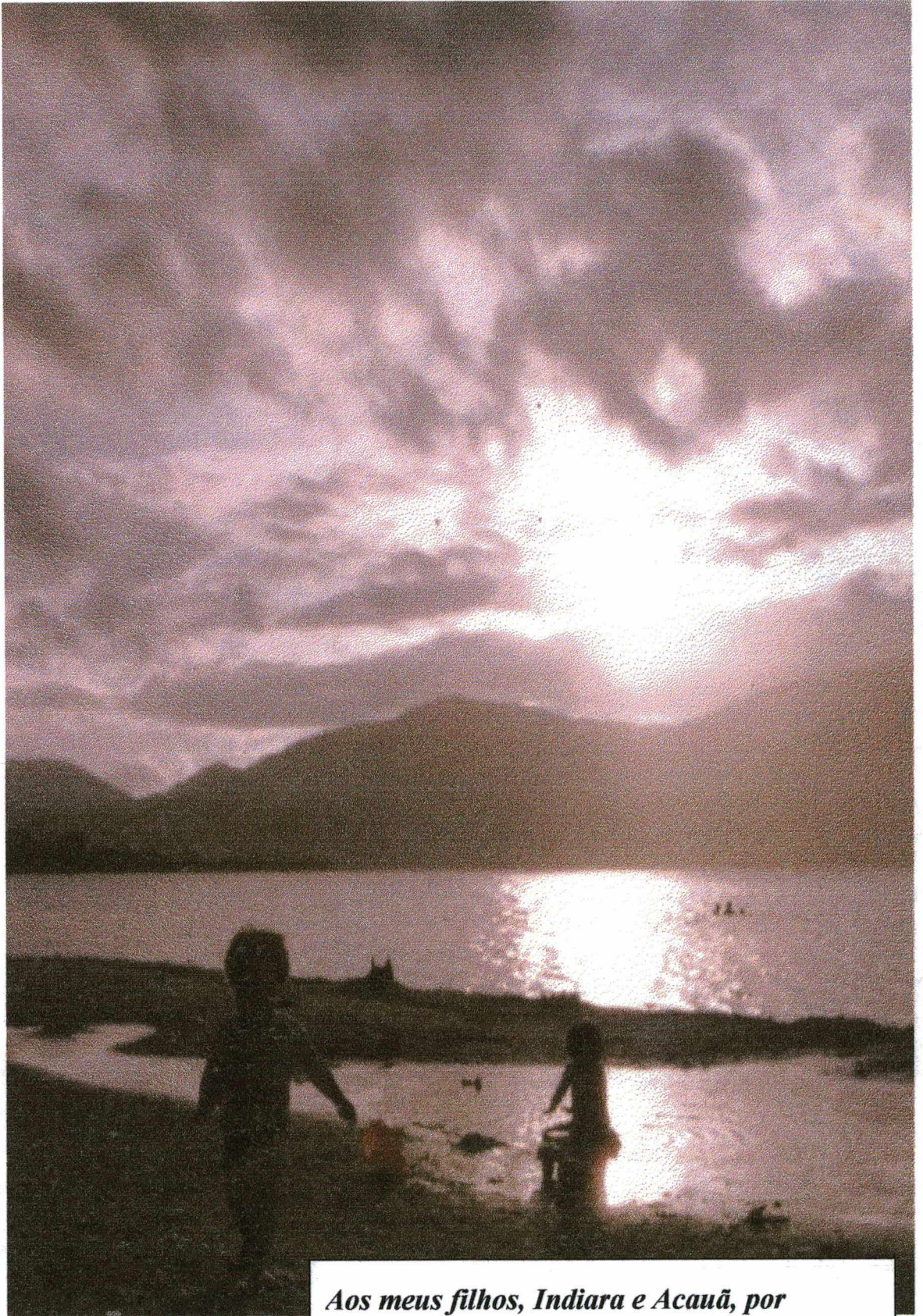
Prof. D. Sc. **Sérgio Colle** – Eng. Mecânica / UFSC



---

Prof. Dr. **Miguel Verdinelli** – Eng. Produção / UFSC

---



*Aos meus filhos, Indiara e Acauã, por tornarem essa vitória muito mais saborosa ...*

---

## AGRADECIMENTOS

Ao *Pai*, ao *Filho* e ao *Espírito Santo* por terem me carregado em seus braços nos momentos mais difíceis desta longa caminhada.

Aos meus pais, **Walter e Vilma**, por me terem dado a vida e desenvolvido tamanho apreço pelos estudos. Aos meus irmãos **Fábia e Fábio**, pelo constante apoio, incansáveis orações e inabalável fé.

Ao amigo e companheiro **Zébio**, por sua coragem e perseverança. Sem sua contagiante certeza de que tudo terminaria bem eu não teria tido êxito. Aos nossos benditos frutos **Indiara e Acauã**, que alegraram este tumultuado período de nossa vida.

Aos professores Dr. **Maurício Roriz** (UFSCar) e Dra. **Miriam G. Barbosa** (UEL) pelo despertar da consciência da importância do Conforto Ambiental. Ao M. Sc. **Adauto P. Cardoso** (UEL) pelo encorajamento aos estudos avançados e pela profunda amizade desenvolvida desde os tempos de Graduação.

Ao **Programa de Pós Graduação em Engenharia Civil da UFSC**, por proporcionar as condições e instalações necessárias ao desenvolvimento do trabalho.

Ao **Laboratório de Energia Solar (LABSOLAR) da UFSC**, em especial a **Samuel Luna de Abreu**, pelo fornecimento de dados coletados de irradiação solar.

À **Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina S. A. (EPAGRI)** e ao **Centro Integrado de Meteorologia e Recursos Hídricos de Santa Catarina (CLIMERH)**, onde se obteve dados de cobertura de nuvens e duração de brilho do sol.

Ao **Conselho Nacional de Pesquisa Tecnológica (CNPQ)** que viabilizou, através de seu programa de financiamento, parte do desenvolvimento das pesquisas.

À **Construtora Iguatemy** por contribuir desde o início, através dos queridos tios **Jamile e Álvaro Pitta**, para a concretização da dissertação.

A todos os amigos e parentes, que tantas vezes souberam relevar ausências e implicâncias. Aos antigos e atuais companheiros de estudo, colegas de vários locais conquistados na "Ilha da Magia".

Ao professor e orientador Ph. D. **Roberto Lamberts**, por quem adquiri mais respeito e admiração. Aprendi que não basta termos descoberto a existência de uma verdade, ou constatado a beleza de um ensinamento para nos julgarmos aptos a tirar proveito dos mesmos. Todo ensinamento que não tiver sido aprofundado, aprendido e reaprendido, perdido e reencontrado, não poderá imprimir-se em nossa memória, nem se impor de maneira definitiva em nosso espírito. Obrigada por esperar meu tempo!

---

---

## SUMÁRIO

<b>Dedicatória</b> .....	<b>iii</b>
<b>Agradecimentos</b> .....	<b>iv</b>
<b>Sumário Geral</b> .....	<b>v</b>
<b>Lista de Figuras</b> .....	<b>vii</b>
<b>Lista de Tabelas</b> .....	<b>x</b>
<b>Lista de Abreviaturas e Siglas</b> .....	<b>xii</b>
<b>Lista de Símbolos</b> .....	<b>xiii</b>
<b>Resumo</b> .....	<b>xiv</b>
<b>Abstract</b> .....	<b>xv</b>
<b>Capítulo 1. Introdução</b> .....	<b>1</b>
1.1. CONSIDERAÇÕES INICIAIS E POSIÇÃO DO PROBLEMA.....	1
1.2. OBJETIVOS .....	5
1.3. HIPÓTESES E PREMISSAS BÁSICAS .....	5
1.4. FONTE DE DADOS E EQUIPAMENTOS UTILIZADOS .....	6
1.5. ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO .....	7
<b>Capítulo 2. Revisão Bibliográfica</b> .....	<b>10</b>
2.1. INTRODUÇÃO.....	10
2.2. A ESTIMATIVA DOS DADOS DE IRRADIAÇÃO SOLAR .....	11
2.3. MÉTODOS DE ESTIMATIVA DE IRRADIAÇÃO SOLAR A PARTIR DE OBSERVAÇÕES DE NUVENS.....	18
2.3.1. <i>A estimativa direta</i> .....	18
2.3.2. <i>A estimativa indireta</i> .....	24
2.3.2.1. Estimativa da duração de brilho do sol a partir da cobertura de nuvens .....	24
2.3.2.2. Estimativa da irradiação solar global a partir da duração de brilho do sol .....	30
2.4. CONCLUSÃO .....	36
<b>Capítulo 3. Metodologia</b> .....	<b>37</b>
3.1. INTRODUÇÃO.....	37
3.2. DESENVOLVIMENTO DA METODOLOGIA .....	37
3.2.1. <i>Coleta de dados</i> .....	37
3.2.2. <i>Pré-qualificação dos dados coletados</i> .....	38
3.2.2.1. Dados de irradiação solar global.....	38
3.2.2.1.1. Os dados horários .....	38

3.2.2.1.2. Os dados diários .....	41
3.2.2.1.3. As médias mensais.....	41
3.2.2.2. <i>Dados de duração de brilho do sol</i> .....	43
3.2.2.3. <i>Dados de cobertura total de nuvens</i> .....	44
3.2.2.4. <i>Exame da existência simultânea dos registros de H, n e C</i> .....	45
3.2.2.5. <i>Estudo complementar da existência de valores espúrios</i> .....	45
3.2.2.6. <i>Estudo complementar devido às falhas de medições nas amostras</i> .....	46
3.2.3. <i>Análise Descritiva das Amostras Pré-qualificadas</i> .....	48
3.2.4. <i>Aplicação dos modelos selecionados aos dados disponíveis</i> .....	49
3.2.5. <i>Análise dos resultados</i> .....	49
3.3. CONCLUSÃO .....	50
<b>Capítulo 4: Apresentação das amostras.....</b>	<b>51</b>
4.1. CONSIDERAÇÕES INICIAIS.....	51
4.2. DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DAS AMOSTRAS .....	51
4.3. CARACTERIZAÇÃO DAS AMOSTRAS .....	54
4.3.1. <i>Evolução dos dados no tempo</i> .....	54
4.3.2. <i>Histograma de frequências</i> .....	56
4.4. CONCLUSÃO.....	61
<b>Capítulo 5: Apresentação e discussão dos resultados.....</b>	<b>62</b>
5.1. INTRODUÇÃO.....	62
5.2. APLICAÇÃO DOS MODELOS DO MÉTODO DIRETO.....	64
5.2.1. <i>Estimativa dos coeficientes dos modelos diretos</i> .....	66
5.2.2. <i>Adequação dos modelos diretos às estimativas de <math>K_T</math></i> .....	77
5.3. APLICAÇÃO DOS MODELOS DO MÉTODO INDIRETO.....	80
5.3.1. <i>Estimativa dos coeficientes dos modelos da primeira fase</i> .....	80
5.3.2. <i>Adequação dos modelos da primeira fase do método indireto às estimativas de complemento de brilho do sol</i> .....	87
5.3.3. <i>Estimativa dos coeficientes dos modelos da segunda fase</i> .....	90
5.3.4. <i>Adequação dos modelos da segunda fase do método indireto às estimativas de <math>K_T</math></i> .....	94
5.4. OS ERROS NA ESTIMATIVA DA IRRADIAÇÃO SOLAR GLOBAL HORIZONTAL EM FLORIANÓPOLIS .....	97
<b>Capítulo 6: Conclusão e Considerações Finais.....</b>	<b>103</b>
6.1. CONCLUSÕES.....	103
6.2. SUGESTÕES PARA TRABALHOS FUTUROS.....	107
<b>Referências Bibliográficas.....</b>	<b>108</b>

---

## LISTA DE FIGURAS

### *Capítulo 3: Análise preliminar dos dados*

- Figura 3.1:* Evolução dos dados de  $H$  e  $H_o$  no tempo..... 46

### *Capítulo 4: Apresentação das amostras*

- Figura 4.1:* Ilustração da planilha de dados diários pré-qualificados (Julho de 1994 a Junho de 1997)..... 52
- Figura 4.2:* Evolução dos valores médios diários da cobertura de nuvens  $C$  no período estudado (Julho de 1994 a Junho de 1997)..... 54
- Figura 4.3:* Evolução dos valores diários de duração de brilho do sol  $n$  e comprimento do dia  $N$  no período estudado (Julho de 1994 a Junho de 1997)..... 55
- Figura 4.4:* Evolução dos valores diários pré-qualificados de duração de brilho do sol  $n$  e comprimento do dia modificado  $N'$  no período estudado (Julho de 1994 a Junho de 1997)..... 56
- Figura 4.5:* Exemplo da evolução dos valores diários pré-qualificados do  $K_T$ , de  $n/N'$  e do índice médio diário da cobertura total de nuvens  $C/10$  no tempo..... 57
- Figura 4.6:* Histogramas de frequência de variáveis medidas. (a) Irradiação solar global  $H$ ; (b) Radiação solar extraterrestre  $H_o$ ; (c) Duração de brilho do Sol  $n$ ; (d) Comprimento do dia  $N$ ..... 58
- Figura 4.7:* Histogramas de frequência de variáveis utilizadas na estimativa pelo método direto. (a)  $K_T$  e (b)  $C/10$ ..... 59
- Figura 4.8:* Histogramas de frequência de variáveis utilizadas na estimativa pelo método indireto. (a)  $n/N$ ; (b)  $1-n/N$ ; (c)  $n/N'$  e (d)  $1-n/N'$ ..... 60

### *Capítulo 5: Apresentação e discussão dos resultados*

- Figura 5.1:* Gráfico de dispersão dos dados diários observados de  $K_T$  e  $C/10$  em Florianópolis (julho de 1994 a junho de 1997)..... 64
- Figura 5.2:* Valores de  $K_T$  medidos e estimados a partir de  $C/10$  em Florianópolis conforme modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário..... 66



<b>Figura 5.3:</b> Ilustração da planilha de aplicação mensal do Modelo Direto Linear ajustado pelo Método dos Mínimos Quadrados em Florianópolis..	67
<b>Figura 5.4:</b> Médias mensais observadas de $K_T$ e estimadas a partir de $C/10$ em Florianópolis conforme modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário.....	70
<b>Figura 5.5:</b> Gráfico de dispersão entre $K_T$ estimado e resíduo $e_i$ na estimativa de todos os dados diários segundo três modelos diretos: (a) <i>Linear</i> , (b) <i>Quadrático</i> e (c) <i>Cúbico</i> .....	73
<b>Figura 5.6:</b> Gráfico de dispersão entre $C/10$ e resíduo $e_i$ na estimativa de todos os dados diários segundo três modelos diretos: (a) <i>Linear</i> , (b) <i>Quadrático</i> e (c) <i>Cúbico</i> .....	74
<b>Figura 5.7:</b> Gráfico de evolução no tempo: (a) $r^2$ e $Se$ de três modelos do método direto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário/Ponderado; (b) Médias mensais observadas de $C/10$ e $K_T$ .....	77
<b>Figura 5.8:</b> Plotagem de dados medidos e calculados de $K_T$ através de modelos diretos (a) <i>Quadrático Geral</i> ; (b) <i>Quadrático Mensal</i> ; (c) <i>Cúbico Geral</i> ; (d) <i>Cúbico Mensal</i> .....	78
<b>Figura 5.9:</b> Valores medidos de duração relativa de brilho do sol e estimados a partir da cobertura de nuvens conforme dois métodos: (a) PENMAN (1948) e (b) REDDY (1974).....	80
<b>Figura 5.10</b> Gráfico de evolução no tempo: (a) $r^2$ e $Se$ de cinco modelos da primeira fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário; (b) Médias mensais observadas.....	87
<b>Figura 5.11:</b> Plotagem de dados medidos e calculados do complemento do brilho do sol através de sete modelos da primeira fase (a) <i>Linear 1</i> (b) <i>Quadráticos</i> e (c) <i>Cúbicos</i> .....	88
<b>Figura 5.12:</b> Valores de $K_T$ medidos e estimados a partir de $n/N$ em Florianópolis conforme três modelos indiretos (segunda fase) com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário.....	91
<b>Figura 5.13:</b> Gráfico de dispersão entre $C/10$ e resíduo $e_i$ na estimativa de todos os dados diários conforme três modelos do método indireto (segunda fase): (a) <i>Linear</i> , (b) <i>Quadrático</i> e (c) <i>Cúbico</i> .....	93
<b>Figura 5.14:</b> Gráfico de evolução no tempo: (a) $r^2$ e $Se$ de três modelos da segunda fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário; (b) Médias mensais observadas.....	94
<b>Figura 5.15:</b> Plotagem de dados de $K_T$ medidos e estimados pelos modelos da segunda fase do método indireto (a) <i>Linear 2</i> (b) <i>Quadrático 2</i> e (c) <i>Cúbico 2</i> .....	95
<b>Figura 5.16:</b> Plotagem de dados $H$ observados e estimados pelo método <i>Direto e Indireto</i> .....	97

---

<i>Figura 5.17:</i> Histograma de frequências dos desvios entre valores observados de <i>H</i> e estimados pelos métodos <i>Direto</i> e <i>Indireto</i> no período três anos em Florianópolis.....	<b>100</b>
<i>Figura 5.18:</i> Histograma de frequências da irradiação solar diária observada em Florianópolis no período de três anos.....	<b>101</b>
<i>Figura 5.19:</i> Diferença percentual relativa média dos desvios dos modelos <i>Direto</i> e <i>Indireto</i> nas classes de irradiação <i>H</i> observadas em Florianópolis no período de três anos.....	<b>101</b>

---

## **LISTA DE TABELAS**

### **Capítulo 2: Revisão Bibliográfica**

- Tabela 2.1:** Coeficientes empíricos da relação cúbica sem intercepto entre  $I-n/N'$  e  $C/10$  na Índia conforme a eq. (2.12)..... 29
- Tabela 2.2:** Coeficientes empíricos da relação cúbica sem intercepto entre  $I-n/N'$  e  $C/10$  em Florianópolis, SC, conforme a eq. (2.12)..... 30
- Tabela 2.3:** Coeficientes empíricos da relação linear entre  $n/N$  e  $K_T$  em Mount Weather Va (EUA) e Mount Stromlo (AU) conforme a eq. (2.17).. 32

### **Capítulo 3: Metodologia**

- Tabela 3.1:** Exame mensal dos dados diários pré-qualificados..... 42
- Tabela 3.2:** Teste-z para comparação de médias entre as amostras completa e truncada..... 47

### **Capítulo 4: Apresentação das amostras**

- Tabela 4.1:** Análise descritiva das amostras diárias pré-qualificadas no período de três anos (Julho de 1994 a Junho de 1997)..... 53

### **Capítulo 5: Apresentação e discussão dos resultados**

- Tabela 5.1:** Coeficientes dos modelos diretos estimados pelo MMQ Ordinário.... 68
- Tabela 5.2:** Valores de  $r^2$  e  $Se$  obtidos na aplicação dos modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário..... 69
- Tabela 5.3:** Coeficientes dos modelos diretos estimados pelo MMQ Ponderado.. 76
- Tabela 5.4:** Valores de  $r^2$  e  $Se$  obtidos na aplicação dos modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ponderado..... 76
- Tabela 5.5:** Estatística dos resíduos absolutos dos modelos diretos..... 79
- Tabela 5.6:** Coeficientes do modelo direto Quadrático estimados pelo MMQ Ordinário..... 79
- Tabela 5.7:** Coeficientes de três modelos indiretos estimados pelo MMQ Ordinário (primeira fase)..... 83
- Tabela 5.8:** Valores de  $r^2$  e  $Se$  obtidos na aplicação de três modelos da primeira fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário..... 83

---

<b>Tabela 5.9:</b> Coeficientes de dois modelos indiretos estimados pelo MMQ Ordinário (primeira fase).....	<b>84</b>
<b>Tabela 5.10:</b> Valores de $r^2$ e $Se$ obtidos na aplicação de dois modelos da primeira fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário.....	<b>85</b>
<b>Tabela 5.11:</b> Coeficientes de quatro modelos indiretos estimados pelo MMQ Ponderado (primeira fase).....	<b>87</b>
<b>Tabela 5.12:</b> Estatística de resíduos absolutos dos modelos da primeira fase do método indireto.....	<b>89</b>
<b>Tabela 5.13:</b> Coeficientes de três modelos indiretos estimados pelo MMQ Ordinário (segunda fase).....	<b>92</b>
<b>Tabela 5.14:</b> Valores de $r^2$ e $Se$ obtidos na aplicação de três modelos da segunda fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário.....	<b>92</b>
<b>Tabela 5.15:</b> Estatística de resíduos absolutos dos modelos da segunda fase do método indireto.....	<b>96</b>
<b>Tabela 5.16:</b> Estatística dos desvios entre os métodos <i>Direto</i> e <i>Indireto</i> e dados de irradiação $H$ observados em Florianópolis por três anos.....	<b>98</b>
<b>Tabela 5.17:</b> Testes estatísticos de erro para dados diários estimados pelo modelo <i>Direto</i> e <i>Indireto</i> em três anos.....	<b>99</b>

---

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

<b><i>ALTAVISTA</i></b>	- Ferramenta de busca na WEB
<b><i>BSRN</i></b>	- Baseline Surface Radiation Network
<b><i>CELESC</i></b>	- Centrais Elétricas de Santa Catarina S. A.
<b><i>CLIMERH</i></b>	- Centro Integrado de Meteorologia e Recursos Hídricos de Santa Catarina
<b><i>DWD</i></b>	- Deutscher Wetterdienst
<b><i>EPAGRI</i></b>	- Empresa de Pesquisa Agropecuária e extensão Rural de Santa Catarina S. A.
<b><i>EXCEL</i></b> <sup>®</sup>	- Software: planilha eletrônica. Microsoft Co.
<b><i>GMT</i></b>	- Greenwich Mean Time
<b><i>INEMET</i></b>	- Instituto Nacional de Meteorologia
<b><i>INPE</i></b>	- Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais
<b><i>K-S</i></b>	- Teste de normalidade Kolmogorov-Smirnov
<b><i>LABSOLAR</i></b>	- Laboratório de Energia Solar
<b><i>LRL</i></b>	- Laengley Research Laboratory
<b><i>MMQ</i></b>	- Método dos Mínimos Quadrados
<b><i>NASA</i></b>	- National Aeronautics and Space Administration
<b><i>NOAA</i></b>	- National Oceanic and Atmospheric Administration
<b><i>NPC</i></b>	- Núcleo de Pesquisa em Construção
<b><i>OLADE</i></b>	- Organização Latino-Americana de Energia
<b><i>PRISMA</i></b> <sup>®</sup>	- Software estatístico. Graphpad.com
<b><i>SAS</i></b>	- Sistema de Aquisição de Sinais
<b><i>TMY</i></b>	- Typical Meteorological Year
<b><i>TRY</i></b>	- Test Reference Year
<b><i>UFSC</i></b>	- Universidade Federal de Santa Catarina
<b><i>WMO</i></b>	- World Meteorological Organization
	-
	-

---

## LISTA DE SÍMBOLOS

- $G$**  - Irradiação solar global instantânea em superfície horizontal ( $W/m^2$ )
- $H$**  - Irradiação solar global diária em superfície horizontal ( $KJ/m^2$ )
- $H_o$**  - Irradiação solar extraterrestre diária na horizontal ( $KJ/m^2$ )
- $I$**  - Irradiação solar global horária em superfície horizontal ( $KJ/m^2$ )
- $I_o$**  - Irradiação solar extraterrestre horária na horizontal ( $KJ/m^2$ )
- $K_T$**  - Índice de claridade diário, também chamado índice de insolação ou “*clearness index*” (0-1, adim.)
- $C_i$**  - Observação instantânea de cobertura total de nuvens realizada na hora  $i$ , em décimos de céu encoberto por todos os tipo de nuvens (0-10).
- $C$**  - Média diária da cobertura total de nuvens de todos os tipos (0-10).
- $C/10$**  - Índice fracional da média diária de cobertura total de nuvens (0-1).
- $n$**  - Duração absoluta de brilho do sol, também chamada horas de brilho do sol diárias ou insolação (h).
- $N$**  - Comprimento do dia ou tempo máximo diário de horas de sol(h).
- $N'$**  - Comprimento do dia modificado, calculado excluindo-se ... (h)
- $n/N$**  - Duração relativa de brilho do sol (0 a 1, adim.).
- $N/N'$**  - Duração relativa de brilho do sol modificada (0 a 1, adim.)
- $1-n/N$**  - Complemento da duração relativa de brilho do sol (0 a 1, adim.)
- $1-n/N'$**  - Complemento da duração relativa de brilho do sol modificada (0 a 1, adim.)
- $r$**  - Coeficiente de correlação linear de Pearson (-1 a +1, adim.)
- $r^2$**  - Coeficiente de determinação utilizado para avaliar análises de regressão (0 a 1, adim.)
- $Se$**  - Erro padrão da estimativa utilizado para avaliar análises de regressão e definir intervalos de confiança de valores estimados (unidade da variável  $y$  em questão)
- $(x,y)$**  - Par ordenado genérico. O primeiro é a variável independente e o último, a dependente.

---

## RESUMO

Este trabalho investiga métodos de estimativa de irradiação solar  $H$  a partir de observações superficiais de cobertura de nuvens  $C$  em Florianópolis, SC, Brasil (17,50° S; 48,34° O). Dados medidos de  $H$ ,  $C$  e da duração de brilho do sol  $n$  em três anos (1994-1997) são utilizados para estimar coeficientes de vários modelos empíricos de predição do índice de claridade  $K_T$  através de análise de regressão simples. Os erros da estimativa segundo dois métodos selecionados – um *Direto* (estima  $K_T$  a partir de  $C$ ) e um *Indireto* (corrige dados de  $C$  mediante regressão com  $n$  para, dessa aproximação, prever  $K_T$ ) – são avaliados pela comparação com dados correspondentes de  $H$  observados no período, mostrando uma concordância maior que 82%. Os melhores resultados mostram superestimação média de 0,28% (42,13 kJ/m<sup>2</sup>), erro médio percentual de 11,24% e aleatório de 19,33% (2882,92 kJ/m<sup>2</sup>). Cerca de 77% dos desvios superestima ou subestima até 3300 kJ/m<sup>2</sup>. O estudo dos erros nas várias classes de irradiação solar global medida mostra superestimação para valores menores que 12453 kJ/m<sup>2</sup> e subestimação da estimativa acima desse valor de  $H$ . As maiores diferenças relativas percentuais médias (superestimação acima de 43%) ocorrem quando  $H$  é menor que 6765 kJ/m<sup>2</sup>, onde a frequência é de 14,7%. Na classe de maior ocorrência de irradiação (entre 12453 e 15297 kJ/m<sup>2</sup>, com frequência relativa de 18,9%) a diferença média mostra subestimação menor que 4%. Em 9,6% dos valores medidos de  $H$  (entre 6765 e 9609 kJ/m<sup>2</sup>) a diferença relativa média é próxima de 13%. Observa-se que para valores de  $H$  maiores que 9609 kJ/m<sup>2</sup> (mais de 75% das ocorrências), as diferenças médias são menores que 6%. O desempenho dos métodos é, portanto, satisfatório para  $H \geq 6765$  kJ/m<sup>2</sup> (onde a frequência acumulada soma acima de 85%), mostrando-os úteis à predição de  $H$  em Florianópolis quando outros dados não são disponíveis.

---

## ABSTRACT

This work investigates methods for estimating solar irradiation  $H$  from surface observations of cloud cover  $C$  in Florianópolis, SC, Brazil ( $17,50^\circ$  S;  $48,3^\circ$  W). Measured data of  $H$ ,  $C$  and sunshine duration  $n$  during three years (1994-1997) are used to estimate coefficients of empirical models of prediction of the clearness index  $K_T$  through simple regression analysis. Two methods are selected - a *Direct* (estimating  $K_T$  from  $C$ ) and an *Indirect* one (it corrects  $C$ 's data by means of regression with  $n$  and then predicts  $K_T$ ) - and evaluated by the comparison with corresponding data of  $H$  observed in the period, showing an agreement of 83% and 82% respectively. The best result (*Direct*) shows mean bias error of 0.28% ( $42.13 \text{ kJ/m}^2$ ) - overestimation -, mean percentual error of 11.24% and random mean square error of 19.33% ( $2882.92 \text{ kJ/m}^2$ ). About 77% of cases overestimate or underestimate up to  $3300 \text{ kJ/m}^2$ . The study of the errors in the some classes of measured global solar irradiation presents overestimation for values lower than  $12453 \text{ kJ/m}^2$  and subestimation of the estimates above this value of  $H$ . The highest relative percentual averages differences (superestimation above of 43%) occur when  $H$  is lower than  $6765 \text{ kJ/m}^2$ , where the frequency is 14,7%. In the class of higher occurrence of irradiation (between  $12453$  and  $15297 \text{ kJ/m}^2$ , with relative frequency of 19%) the average difference presents subestimation lower than 4%. In 9,6% of the measured values of  $H$  (between  $6765$  and  $9609 \text{ kJ/m}^2$ ) the average relative difference is next to 13%. It is observed that for  $H$  values higher than  $9609 \text{ kJ/m}^2$  (more than 75% of the occurrences), the average differences are lower than 6%. The performance of the methods is, therefore, satisfactory for  $H \geq 6765 \text{ kJ/m}^2$  (where the cumulative frequency is above of 85%), showing them useful to the prediction of  $H$  in Florianópolis when other data are not available.



## ***Capítulo 1. Introdução***

### ***1.1. Considerações iniciais e posição do problema***

O principal objetivo da Arquitetura e da Engenharia Civil é satisfazer as necessidades físicas, fisiológicas e psicológicas do usuário de um ambiente construído através, principalmente, da funcionalidade, estética e conforto. O último é de grande relevância na relação do homem com seu meio, mas tem sido relegado a um plano secundário, o que se agrava com a inexistência de uma normatização adequada à avaliação do desempenho da edificação.

A crise energética mundial dos anos 70, contudo, trouxe às nações industrializadas a necessidade de repensar as estratégias de crescimento econômico adotando, a partir daí, medidas de conservação de energia que têm como objetivo principal diminuir custos operacionais e de manutenção até mesmo do edifício. Do mesmo modo, a realidade brasileira nos mostra um quadro crítico quanto à disponibilidade energética, principalmente com relação à energia elétrica, cujo consumo aumenta de forma acelerada sem receber investimentos adequados à sua produção.

Pesquisas recentes apontam como única solução para tal problema a adoção de medidas conservativas nos mais variados setores, entre eles o da construção civil. LAMBERTS et al. (1997) alertaram que, atualmente, o produto da Arquitetura deve ser um elemento que tenha, também, eficiência energética, entendida como obtenção de um produto ou serviço com baixo dispêndio de energia. Com isso, o triângulo conceitual clássico de Vitruvius (solidez, utilidade e beleza) pode ser acrescido deste novo vértice, transformando-se no conceito ideal para a arquitetura contemporânea.

Ao mesmo tempo, questionamentos sobre a qualidade do ambiente artificial produzido pelo mito da "energia barata e inesgotável" apontam problemas solucionáveis através de técnicas que incorporam as necessidades humanas e climáticas e as potencialidades do clima ao projeto e à avaliação de desempenho do ambiente construído. Contudo, a otimização do uso de recursos naturais para obtenção de conforto e as relações do homem com seu meio físico são extremamente complexas.

A escolha do ambiente térmico justifica-se por sua importância nas regiões tropicais e subtropicais, classificação em que se encaixa todo o território brasileiro. Devido à complexidade na análise dos parâmetros envolvidos, a utilização de programas

---

---

de simulação na avaliação do desempenho de edificações tem se tornado cada vez mais freqüente. Com o crescente uso dos microcomputadores, programas computacionais desse tipo têm se tornado ferramentas indispensáveis no estudo do desempenho térmico e energético de edificações. Exigem dados detalhados tanto da edificação quanto das condicionantes climáticas. Os mais relevantes são temperatura, umidade relativa do ar e radiação solar. Em países onde predomina o clima quente, como o Brasil, os dados de radiação solar são os que mais influenciam nos resultados de simulações.

O Sol, essa massa flutuante de gases, mistura de hidrogênio e hélio dá vida ao microcosmo humano e é fonte de radiação solar. No centro, a temperatura é de milhões de graus e a pressão é da ordem de bilhões de atmosferas, enquanto em sua superfície a temperatura é de vários milhares de graus. A energia solar é gerada por esse fluxo permanente de calor, o qual provém de uma fusão nuclear que transforma o hidrogênio em hélio. Consumido pelo fogo, o astro perde bilhões de toneladas da sua matéria por segundo e, liberta de suas profundezas, esta energia irradia pelo espaço como radiação eletromagnética, especialmente na forma de luz e calor (AUDIBERT, 1979).

A Terra, como outros planetas, está mergulhada nesta radiação, interceptando apenas uma pequena parte dela, a qual já é o bastante para propiciar e manter a vida, inundando-a de energia. Porém, quantos obstáculos a vencer... Os raios solares precisam atravessar a atmosfera, o obstáculo imposto pelas nuvens e parece desaparecer assim que toca a Terra. Mas aí também se produzem diversos fenômenos. As coisas tornam-se mais complicadas quando se considera o obstáculo interposto ao fluxo solar em seu caminho. As moléculas de ar, as poeiras das camadas altas da atmosfera terrestre e as nuvens nas camadas mais baixas refletem, difratam e absorvem seu fluxo, emitindo calor em todas as direções. Acrescentam-se as interações entre a Terra e as nuvens, constituídas por diversas reflexões e difusões. O homem vive, assim, num emaranhado de irradiações, de fluxos dos quais tem apenas uma vaga imagem.

Em cada parcela da superfície terrestre, a irradiação solar global é a soma de suas parcelas direta e difusa. A última é a única a atuar quando o céu está encoberto, provindo das nuvens e outras superfícies no final de diversas reflexões e não sendo, de forma alguma, insignificante. Quando se torna preciso analisar quantitativamente a energia recebida na superfície, medições são mais confiáveis que predições de modelos analíticos pela extrema complexidade dos fenômenos envolvidos. Contraditoriamente, medições de irradiação solar global normalmente não são disponíveis.

---

---

BENSON et al. (1984) alertaram para a necessidade do conhecimento da radiação solar incidente em superfícies inclinadas com respeito à horizontal nas análises térmicas de conservação de energia ou em aplicações de energia solar. Para HALOUANI et al. (1993), tal conhecimento, embora necessário, esbarra na indisponibilidade freqüente de tais dados. Ambos os autores afirmam que, na ausência de medições de irradiação solar sobre uma superfície apropriadamente inclinada, ela pode ser estimada pelo uso de vários modelos que usualmente requerem valores das componentes direta e difusa na superfície horizontal. Por esse motivo, centraliza-se os esforços no estudo da irradiação solar em planos horizontais.

GOPINATHAN (1988b) afirmaram que médias em longo prazo de medições de radiação solar na horizontal existem para relativamente poucas estações. De fato, estes dados são de difícil obtenção. Poucas estações brasileiras a medem detalhadamente não existindo, conseqüentemente, uma rede adequada de medições. Além disso, como existe uma variabilidade não apenas sazonal, mas também interanual da radiação solar incidente, o monitoramento deve ser contínuo, o que também não ocorre.

Na região em estudo, ABREU (1998) salientou o trabalho do Laboratório de Energia Solar (LABSOLAR), vinculado ao Departamento de Engenharia Mecânica da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC) que controla atualmente uma rede composta por seis estações separadas em dois grupos: as da rede solarimétrica de Santa Catarina e as da *Baseline Surface Radiation Network* (BSRN). A primeira rede objetiva levantar o potencial solar e eólico do estado, mede irradiação global e difusa e é mantida por um convênio entre UFSC, LABSOLAR e as Centrais Elétricas de Santa Catarina S.A. (CELESC). Já a rede BSRN recebe apoio de diversas instituições internacionais no monitoramento da radiação (global, difusa e direta) e outras variáveis meteorológicas capazes de caracterizar as condições climáticas durante as medições e fornecer dados acessórios a serem utilizados em áreas de pesquisa correlatas. Somente duas estações no Brasil -Florianópolis e Balbina (Amazônia)- fazem parte desta rede. Das cinco estações que formam a Rede solarimétrica de Santa Catarina, três (Maracajá, Joinville e Chapecó) operam desde a segunda metade do ano de 1998, uma (Lebon Régis) está em funcionamento desde 1994 e a mais antiga (Florianópolis) funciona desde 1990.

Devido à dificuldade de obtenção de dados de irradiação solar, modelos analíticos ou empíricos têm sido largamente utilizados na predição de valores úteis a várias aplicações científicas ligadas à Arquitetura e Engenharia Civil.

---

Vários autores alertam para a viabilidade de se estimar dados de irradiação solar a partir de variáveis climatológicas mais comumente medidas. A maioria deles obtém resultados mais satisfatórios a partir de dados de duração de brilho do sol.

No Brasil, contudo, tal variável não é medida em um número suficiente de localidades a ponto de se estabelecer uma rede geográfica e histórica confiável de irradiação solar global para utilização em programas de simulação térmica e energética em edificações. A cobertura total de nuvens, ao contrário, é comumente observada em várias Estações Meteorológicas, Aeroportos e Instituições de Pesquisa há vários anos.

Segundo GOULART et al. (1997), alguns programas de simulação de desempenho térmico de edificações como ESP, DOE 2.1 E e COMFIE utilizam os dados climáticos de um ano típico. Segundo eles, duas fontes de ano climático foram desenvolvidas para cálculo de energia utilizados nos Estados Unidos: o Test Reference Year (TRY), que foi preparado pelo National Climatic Center e o Typical Meteorological Year (TMY) preparado pelo Sandia Laboratories em Albuquerque. Nenhum dos arquivos climáticos TRY contém dados medidos de radiação solar.

Devido à falta de radiação solar no TRY para seu uso no DOE 2, compila-se o TRY com incorporação da radiação no arquivo. O algoritmo foi desenvolvido por Kimura-Stephenson pela correlação entre dados solares medidos e de cobertura de nuvens em localização próxima a Ottawa, Canadá. As constantes da equação resultantes são, então, derivadas de valores de índice de claridade e cobertura de nuvens dessa localidade. Tal opção, portanto, só deveria ser usada para climas similares ao de Ottawa. De fato, KRÜEGER e LAMBERTS (1999) apontam que a correlação entre dados horários medidos em Florianópolis (1996) e estimados por esse método tem  $r=0,76$  e que, apesar da validade da regressão, valores medidos e calculados são estatisticamente diferentes.

Conclui-se, então, que medições de radiação solar no Brasil, embora importantes, não são comuns e contínuas para se caracterizar de forma confiável sua distribuição no espaço e no tempo. Ao contrário, registros de dois parâmetros meteorológicos (duração diária de brilho do sol e cobertura de nuvens) são mais comumente obtidos em inúmeros locais de forma contínua por longa série de anos. Por isso, a importância de transformá-los em dados confiáveis de irradiação solar visando sua utilização em programas de simulação de desempenho térmico e energético de edificações. É indispensável salientar que tal processo envolve muitos erros e incertezas que necessitam ser mais bem estudados e compreendidos. É nesse sentido a maior contribuição dessa dissertação.

Analisa-se, então, a aplicabilidade de modelos simples que utilizam  $C$  na estimativa direta e indireta de dados diários de irradiação solar global na horizontal  $H$  em Florianópolis, capital do Estado de Santa Catarina. Na estimativa indireta, os dados médios diários de  $C$  são inicialmente convertidos em duração de brilho do sol  $n$  para que, com tal variável estimada, se possa prever a irradiação solar global diária  $H$ .

## 1.2. Objetivos

Como objetivo geral propõe-se: investigar a aplicabilidade de modelos que estimam irradiação solar global em superfícies horizontais  $H$  direta e indiretamente a partir de dados diários de cobertura total de nuvens  $C$ .

Como objetivos específicos tem-se:

1. Realizar uma revisão sobre modelos de estimativa de irradiação solar a partir de dados de cobertura de nuvens e duração de brilho do sol e sobre modelos de estimativa de duração de brilho do sol a partir da cobertura de nuvens;
2. Aplicar modelos diretos e indiretos selecionados a 3 (três) anos de dados de Florianópolis, encontrando os coeficientes mais adequados para a estimativa;
3. Analisar os coeficientes de determinação e erros padrão advindos da aplicação dos modelos selecionados aos dados de Florianópolis;
4. Analisar comparativamente as estimativas diretas e indiretas para todo o período em Florianópolis através do exame de validade da predição e avaliação dos erros;
5. Auxiliar na incorporação de dados de irradiação solar global horizontal no banco de dados TRY elaborado em GOULART (1993) através da seleção de métodos adequados para sua estimativa em Florianópolis.

## 1.3. Hipóteses e premissas básicas

A hipótese geral do trabalho é que as relações investigadas entre dados de irradiação solar global  $H$ , duração de brilho do sol  $n$  e cobertura total de nuvens  $C$  podem ser exploradas estatisticamente para predição pela análise de regressão simples.

Alguns pressupostos iniciais norteiam o desenvolvimento do trabalho estabelecendo, de certa forma, simplificações. Assume-se, então, como outros pesquisadores, que usualmente as nuvens são aleatoriamente distribuídas numa grande área; que dados do período diurno são representativos para análise e predição de  $H$  em Florianópolis e que dados de três anos são significativos ao estudo.

---

#### 1.4. Fonte de dados e equipamentos utilizados

Para examinar a aplicabilidade dos métodos de estimativa, foram obtidos dados de cobertura total de nuvens  $C$ , duração de brilho do sol  $n$  e de irradiação solar global.

GOULART (1993) alerta que dados de cobertura total de nuvens, duração de brilho do sol, quantidade, tipo e altura das nuvens nas camadas 1, 2, 3 e 4 (informações por camadas) constam em fitas magnéticas obtidas junto ao Núcleo de Pesquisa em Construção (NPC) da UFSC. Os dados meteorológicos de Florianópolis constantes nesta fita são registrados no Aeroporto Hercílio Luz, dispondo-se de registros horários para um período de 10 (dez) anos (1961-1970). Contudo, não se utilizam tais dados por não se dispor de registros horários de irradiação solar medidos no mesmo período.

Dados de irradiação solar global na horizontal no período de três anos (julho de 1994 a junho de 1997) foram obtidos junto ao LABSOLAR da UFSC, o qual coleta continuamente dados de irradiação global, direta, difusa e de ondas longas na estação BSRN da UFSC desde 1990, totalizando-os a cada dois minutos. Medições de irradiação solar global instantânea na horizontal  $G$  são realizadas por um piranômetro na estação solarimétrica de Florianópolis, a qual localiza-se nas seguintes coordenadas geográficas, segundo COLLE e PEREIRA (1998).

Latitude: 27°36'00" S  
Longitude: 48°30'59" W  
Meridiano padrão: 45°

O funcionamento da estação solarimétrica é descrito em ABREU (1998). Nela valores das variáveis meteorológicas são medidos através do Sistema de Aquisição de Sinais (SAS). Os dados pré-qualificados são regularmente enviados ao World Radiation Monitory Centre (WRMC) da BSRN em Zurique, onde são tratados, qualificados e armazenados. A estação do LABSOLAR em Florianópolis pertence a duas redes de superfície: a Rede Solarimétrica de Santa Catarina (mede radiação solar global e difusa) e o programa BSRN (estações meteorológicas completas), descrito em MÂNTELLI NETO (1998). O piranômetro utilizado nas medições obedece ao padrão da Rede Solarimétrica Mundial, conforme recomenda o programa BSRN.

Os dados de albedo  $\alpha$ , necessários à equação proposta por HAY (1979), também são fornecidos pelo LABSOLAR. Segundo COLLE e PEREIRA (1998), são dados obtidos a partir dos produtos do DAAC - Langley ISCCP, USA, os quais são reduzidos à resolução final em superfície de  $0,5^\circ \times 0,5^\circ$ .

É importante salientar que o LABSOLAR dispõe também de uma base de dados de radiação solar global, totalizada em cada três horas para todo o território nacional, com resolução espacial de 50x50 km. Os dados são computados por modelo físico desenvolvido no Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) / LABSOLAR a partir do modelo IGMK de Möser e Radike (COLLE et al., 1999). Esses dados são regularmente computados com base em dados do satélite GOES 8 desde 1995. A incerteza da média mensal é inferior a 5% (Mean Bias Error, MBE) e o Random Mean Square Error (RMSE) inferior a 7% relativamente a dados coletados em 12 estações qualificadas no território nacional, conforme COLLE e PEREIRA (1998).

A cobertura total de nuvens, também chamada de estado do céu ou nebulosidade, é definida como a porção do céu obstruída por nuvens de todos os tipos. Dados dessa variável são obtidos no Centro Integrado de Meteorologia e Recursos Hídricos de Santa Catarina (CLIMERH-SC) através da Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina S. A. (EPAGRI).

Os dados de duração de brilho do sol, igualmente chamada número diário de horas de sol ou, ainda, insolação, também são obtidos no CLIMERH-SC, através da EPAGRI. Um heliógrafo de Campbell-Stokes mede o número de horas de insolação, o qual é utilizado para determinar a radiação solar através do método de Ångström (ÅNGSTRÖM, 1924), pioneiro e mais utilizado método de estimativa de radiação solar a partir de dados de duração de brilho do sol. Salienta-se que, embora bastante utilizado no passado, esse método simplificado vem sendo atualmente criticado e seu uso vem cada vez mais sendo substituído pela estimativa através de modelos físicos derivados de imagens de satélites, principalmente em estudos e aplicações científicas onde pequenas incertezas são exigidas.

### ***1.5. Estrutura da Dissertação***

Afora este primeiro capítulo, que envolve a introdução, apresentação da relevância do tema, a problemática estudada, os objetivos a atingir, a hipótese admitida do trabalho, os pressupostos iniciais, as fontes de dados utilizadas e informações sobre os equipamentos utilizados nas medições consideradas, a dissertação possui outros cinco capítulos.

O segundo capítulo apresenta a revisão bibliográfica. Relata-se a importância de dados de irradiação solar e a problemática envolvida na sua aquisição. Numa abordagem geral, revisam-se modelos de predição a partir de observações superficiais do clima,

destacando os modelos baseados em variáveis de fácil obtenção, como duração de brilho do sol  $n$  e cobertura total de nuvens  $C$ . Apresentam-se métodos de estimativa de irradiação solar global na horizontal a partir de observações de  $C$ , os quais são divididos em diretos e indiretos. Os primeiros estimam irradiação diretamente de dados médios diários de  $C$ , enquanto os indiretos subdividem-se em duas fases: na primeira estimam  $n$  a partir de dados médios de  $C$  para, em seguida, computar a irradiação com base na duração de brilho do sol  $n$  predita. Revisam-se diversos modelos das estimativas diretas e indiretas, fundamentando a seleção de modelos de estimativa para aplicação e análise.

No terceiro capítulo apresenta-se detalhadamente a metodologia utilizada e a análise preliminar de dados originalmente obtidos de irradiação solar global horizontal,  $n$  e  $C$ . Aborda-se, então, a pré-qualificação horária, diária e mensal dos dados de irradiação solar e, a seguir, a dos dados diários de  $n$  e instantâneos e médios diários da cobertura total de nuvens  $C$ . Por fim, fazem-se dois estudos complementares: o primeiro testa a existência de valores espúrios nas amostras de todos os registros diários das variáveis envolvidas e outro trata da comparação de médias de dois tipos de amostras da irradiação solar global diária (completa e truncada) devido a duas importantes falhas de medição detectadas. Obtêm-se amostras pré-qualificadas representativas das variáveis medidas necessárias ao estudo de aplicabilidade de modelos de estimativa de irradiação solar global diária na horizontal a partir de dados de cobertura total de nuvens.

Tais amostras são apresentadas no quarto capítulo. Os 856 registros diários das variáveis medidas ( $H$ ,  $C$  e  $n$ ) e das necessárias ao estudo ( $K_T$ ,  $C/10$ ,  $n/N$ ,  $n/N'$ ,  $1-n/N$  e  $1-n/N'$ ) são reunidos em planilha eletrônica, das quais extraem-se medidas de distribuição de frequência das amostras de variáveis utilizadas nos modelos testados. A existência de valores espúrios nestas amostras é examinada com nível de significância de 5 %. Ainda caracterizando as amostras, analisa-se a evolução dos dados no tempo e o histograma de frequências das variáveis medidas e necessárias ao estudo.

No quinto capítulo analisa-se a aplicabilidade de modelos selecionados pelo método direto e indireto de estimativa de irradiação solar global diária na horizontal a partir de dados médios diários de cobertura total de nuvens no período de três anos (Julho de 1994 a Junho de 1997) em Florianópolis. Testa-se a aplicação de três modelos diretos, cinco da primeira fase do método indireto e três da segunda fase, todos fundamentados na análise de regressão dos dados. Os coeficientes para a forma de equação proposta pelos modelos são calculados pelo *Método dos Mínimos Quadrados*

---



---

(MMQ) *Ordinário* de duas formas: utilizando amostras de todos os dados diários disponíveis e dos dados agrupados em função do mês. Examinam-se os coeficientes de determinação  $r^2$  e erros padrão da estimativa *Se* resultantes de cada ajuste obtido.

Numa análise preliminar, examina-se a validade das estimativas dos modelos e, também, os pressupostos para validade da análise de regressão, conforme indicado na bibliografia utilizada. Se os pressupostos não são atendidos, testa-se recalcular os coeficientes das equações pelo MMQ *Ponderado*. Reverte-se, então, os valores de  $K_T$  estimados por dois métodos selecionados (*Direto* e *Indireto*) a seus respectivos valores de  $H$  no período completo e os valores diários estimados são comparados aos correspondentes observados. Três testes estatísticos de erro comumente utilizados na avaliação de modelos de estimativa de irradiação solar -*Root Mean Square Error* (RMSE), *Mean Bias Error* (MBE) e *Mean Percentual Error* (MPE)- são também realizados.

No sexto capítulo apresentam-se as conclusões e considerações finais, inclusive sugestões para trabalhos futuros. Por fim, apresentam-se as Referências Bibliográficas.

---

## Capítulo 2. Revisão Bibliográfica

### 2.1. Introdução

Neste capítulo apresenta-se a pesquisa bibliográfica, responsável pela fundamentação teórica, pois detecta o estado da arte da estimativa de irradiação solar. Apresentam-se, ainda, exemplos de modelos de estimativa e selecionam-se os modelos a serem estudados.

Dois métodos foram utilizados: consulta direta a livros e periódicos da área (revistas com publicações específicas relativas à climatologia, agrometeorologia, energia solar e ciências térmicas aplicadas) e pesquisa *on line* aos bancos de dados ICONDA e ALTAVISTA, mas pouca bibliografia é obtida desse modo. A Revista *Solar Energy* merece atenção especial na consulta direta pelo grande volume de artigos referentes ao assunto e pela relevância dos nomes que os assinam. Seus números a partir de 1979 foram pesquisados e os artigos relacionados ao tema foram selecionados e classificados pelo uso de palavras-chave tais como:  $K_T$ ; estudo, estatística e estimativa da radiação solar; superfícies horizontais e inclinadas; estudo da nebulosidade e de horas de sol e avaliação de estimativa. O banco de dados resultante foi a bibliografia inicial da dissertação.

Primeiramente destaca-se a importância de dados de irradiação solar global e a problemática envolvida na sua aquisição; apresentam-se alguns modelos de predição, inicialmente numa abordagem geral de sua estimativa para superfícies horizontais a partir de observações superficiais do clima; e destaca-se a importância de modelos baseados em variáveis climatológicas de fácil obtenção como duração de brilho do sol  $n$  e cobertura de nuvens  $C$ .

Trata-se, então, dos métodos de estimativa de irradiação solar global na horizontal a partir de observações de  $C$ , os quais são divididos em diretos e indiretos. Os primeiros estimam irradiação diretamente de dados médios de  $C$ , enquanto os diretos subdividem-se. Num primeiro momento, estimam  $n$  a partir das médias de  $C$  para, em seguida, computar irradiação solar com base na duração de brilho do sol  $n$  predita anteriormente. Apresenta-se uma revisão de diversos modelos da estimativa em questão, tanto do método direto quanto do indireto em suas duas fases.

---

## 2.2. A estimativa dos dados de irradiação solar

A radiação solar que chega a Terra é a mais fundamental fonte de energia renovável na natureza: comanda o biossistema, oceanos, sistemas de corrente atmosférica e clima. Vários investigadores reconhecem a necessidade do conhecimento da radiação solar recebida no local, seja por seu uso no projeto otimizado e predição de desempenho da maioria dos sistemas e equipamentos usando energia solar [MODI e SUKHATME (1979), ÖGELMAN et al. (1984), GOPINATHAN (1988a, 1992), YEBOAH-AMANKWAH e AGYEMAN (1990), AL-SADAH e RAGAB (1991)], seja na estimativa de recursos solares e estudo de suas aplicações [FEUILLARD et al. (1989), HUSSAIN (1992), HAWAS e MUNER (1983), BENSON et al (1984)], ou ainda pela sua importância na solução de problemas associados à construção [IQBAL (1979a), BENSON et al. (1984)].

CERQUETTI et al. (1984) alertam que a importância do entendimento da radiação cresce a partir da expansão da pesquisa de energia, biometeorologia e agrometeorologia. GOPINATHAN (1988b) afirma que o desenvolvimento de pesquisas de energia solar deve começar pelo estudo de dados de irradiação no local ou região de interesse. De fato, YEBOAH-AMANKWAH e AGYEMAN (1990) afirmam a necessidade de informações confiáveis de radiação para prover dados de entrada na modelagem dos diversos usos da energia solar e análises de desempenho de edificações. Um bom banco de dados é, então, requerido no trabalho de planejadores de energia, engenheiros e cientistas agrícolas.

Segundo ROBINSON (1966), há duas maneiras na qual a distribuição geográfica da radiação solar pode ser estudada: uma envolvendo medições de uma rede de estações próximas e outra baseada no uso de formulações físicas e constantes. Mas na prática, segundo ele, uma combinação de ambos os métodos deve ser usada de modo a se obter uma exatidão suficiente para a maioria das aplicações. Mais recentemente, os modelos físicos derivados de imagens de satélites vêm também sendo utilizados, principalmente em estudos científicos onde pequenas incertezas são exigidas.

HAWAS e MUNER (1983), entre tantos, ressaltam que dados medidos são a melhor fonte de informação de radiação solar. Mas apesar de sua importância, são poucas as estações meteorológicas que os medem em longo prazo. ÖGELMAN et al. (1984) diagnostica que medições com piranômetros confiáveis e calibrados não são disponíveis na maior parte do mundo ou têm sido só recentemente iniciadas. GARG (1982) alega que existem muitas dificuldades em se medir radiação solar. Além dele, vários trabalhos afirmam indisponibilidade freqüente desses dados: ROBINSON (1966), SAYIGH (1977),

---

MUNROE (1980), BENSON et al. (1984), TURTON (1987), GOPINATHAN (1988a,b), HUSSAIN (1992), HALOUANI et al. (1993), CHENDO e MADUEKWE (1994).

YEBOAH-AMANKWAH e AGYEMAN (1990) reconhecem que a aquisição dos dados de energia solar não é prática corrente, apontando como principais causas o fato de que a medição de radiação solar requer o uso de equipamentos caros e que facilidades adequadas para viabilizar programas de monitoração não são geralmente disponíveis em países em desenvolvimento. O alto custo dos equipamentos também é citado por SAYIGH (1977) como um fator limitante à adequada aquisição dos dados. Outro fator citado é a falta de confiabilidade dos antigos equipamentos de medição solar. Como esse autor, YEBOAH-AMANKWAH e AGYEMAN (1990) alegam que, parcialmente por causa do custo do equipamento e também pelo custo da manutenção técnica, várias tentativas têm sido feitas para estimar a radiação solar a partir do uso de diversos parâmetros, evitando o uso das caras redes de instrumentos de medição.

Apesar da importância do conhecimento da irradiação em superfícies inclinadas ser de extremo interesse na Construção Civil, diversas correlações têm mostrado resultados satisfatórios na estimativa a partir de dados medidos ou estimados de irradiação em superfícies horizontais. Mas, como poucas localidades têm tais dados disponíveis e medições em longo prazo de irradiação solar sobre uma superfície horizontal existem para um número relativamente muito pequeno de estações meteorológicas, o estudo da estimativa de dados na horizontal merece, ainda hoje, atenção.

HALOUANI et al. (1993) escrevem que para estimar irradiação solar em superfícies horizontais em um determinado local, um grande número de modelos têm sido apresentados, grande parte deles anteriores a 1984. De fato, vários investigadores ocupam-se desta problemática, poucos de forma analítica, a maioria, de forma empírica.

ROBINSON (1966) atenta para o fato da intensidade de radiação solar incidente num plano receptor ser influenciada, em maior ou menor extensão, por grande número de efeitos, a saber: astronômicos, geográficos, geométricos, físicos e meteorológicos.

Devido à grande quantidade e diversidade de métodos que levam em conta um ou mais desses efeitos, esta pesquisa restringe-se aos métodos que correlacionam radiação solar a parâmetros mensuráveis. CASTRO-DIEZ et al. (1989) citam alguns métodos, de onde se destaca KING e BUCKIUS (1979), IDERIAH (1981) e BARBARO et al. (1981a). Esses métodos são aproximações que usam parâmetros atmosféricos tais como visibilidade, refletividade superficial e quantidade de água precipitável.

---

Contudo, entre todos os parâmetros mensuráveis, os dados meteorológicos assumem relevada importância. MUNROE (1980) alerta para a possibilidade de estabelecer os valores mais prováveis de irradiância a partir de médias em longo prazo de dados meteorológicos. Uma vez que tais dados são mensuráveis e de fácil obtenção, tornam-se vastamente explorados com a finalidade de estimar irradiação solar.

GARG (1982), como o autor anterior, destaca tentativas de cálculo de irradiação solar a partir de parâmetros meteorológicos medidos tais como duração de brilho do sol, nebulosidade, visibilidade, umidade, temperatura ambiente, etc. Segundo ele, há mais de 100 formulações de natureza semi-empírica correlacionando irradiação a elementos meteorológicos medidos em todo o mundo, mas alerta que os valores das constantes são dependentes da estação onde as medições são feitas.

Ainda antes, SAYIGH (1977) alerta que a falta de medições de irradiação solar em muitos países não deveria atuar como empecilho às pesquisas de energia solar, pois é possível usar dados meteorológicos, latitude e topografia do local para sua estimativa, além de poder aplicá-las a outros locais com as mesmas características. Complementa que, atentando para a importância do exato conhecimento da irradiação solar e pela indisponibilidade desses dados pelos motivos já explanados, vários autores tentam estimá-los usando dados climatológicos bem estabelecidos, os quais, segundo ele, têm sido medidos em quase todo o mundo desde os anos 20. Diversas dessas equações são apresentadas e levam à conclusão de que parâmetros tais como horas de brilho do sol, latitude, altitude, temperatura e umidade relativa são mais relatados que irradiação solar. Podem, então, ser usados em conjunto ou isoladamente com a finalidade de estimar a irradiação solar com diferentes erros associados a cada opção, o que é ponto extremamente importante, uma vez que para cada aplicação da energia solar admite-se um determinado erro ou incerteza.

MODI e SUKHATME (1979) também citam tentativas de desenvolvimento de relações estatísticas para estimar irradiação de observações climáticas: ÅNGSTRÖM (1924), LUND (1968), NORRIS (1968), BENNETT (1969), REDDY (1971).

GOLDBERG et al. (1979) comparam modelos de predição e calculam irradiação solar para latitudes entre 30° e 50°N. As estimativas são comparadas a valores medidos e o mais significativo resultado é que médias anuais de valores diários da irradiação podem ser razoavelmente bem determinados pelo uso de modelos simples.

Embora LUND (1968) afirme que a transmissão, reflexão e absorção da radiação solar é uma função de muitas variáveis como quantidade e tipo de nuvens, visibilidade, poeira, ozônio, albedo e fumaça, elas não são observadas com suficientes detalhes para estimar a irradiação solar com precisão. Contudo, salienta que relações estatísticas úteis têm sido encontradas a partir de dados de brilho do sol e cobertura de nuvens, citando ÅNGSTRÖM (1924), BLACK et al. (1954), McQUIGG e DECKER (1958). Numa análise dos dados observados em Blue Hill, Massachusetts, EUA, entre janeiro de 1940 e dezembro de 1962, LUND (1968) vê que o erro e a dispersão dos pontos sugerem a irradiação como função não só da duração de brilho do sol ou quantidade de nuvens.

Então, dados medidos de várias variáveis durante nove anos (maio de 1950 a abril de 1959) no local são usados para determinar relações entre irradiação solar e outras observações superficiais rotineiras do clima. Antes, porém, LUND (1968) remove o período anual de alguns parâmetros, os dados são subdivididos de acordo com os meses e algumas variáveis são expressas numa simples dicotomia. As amostras de irradiação solar ( $Y$ ) são transformados em valores normalizados ( $y$ ) por:  $y = (Y - \bar{Y})/\sigma_Y$ , onde  $\bar{Y}$  é a média e  $\sigma_Y$  é o desvio padrão da amostra no mês estudado. Dados básicos de outras observações superficiais do clima são processados, obtendo vinte e dois preditores potenciais de irradiação solar, dos quais se destaca: horas de brilho do sol (do medidor Campbell-Stokes), porcentagem de brilho do sol possível, média da cobertura de nuvens entre 7 h e 20 h, média da cobertura de nuvens ( $\leq 0,5 = 1$ ;  $\geq 0,6 = 0$  ou  $\leq 0,1 = 1$ ;  $\geq 0,2 = 0$ ).

Os preditores são subdivididos em doze faixas, uma para cada mês, antes de serem normalizados através do uso da equação  $x = (X - \bar{X})/\sigma_X$ , onde  $X$  é o valor observado,  $\bar{X}$  é a média e  $\sigma_X$  o desvio padrão das amostras mensais. Como visto, alguns preditores, entre eles a cobertura de nuvens, são considerados dicotômicos (variáveis “dummy”). Esta variável e horas de precipitação também são classificadas de vários modos a fim de determinar se certas porções das distribuições são mais bem relacionadas à irradiação.

As correlações obtidas em LUND (1968), ainda que válidas somente no local em estudo, mostram que medições de brilho do sol são as melhores predictoras de irradiação solar em todos os meses, tendo os mais altos coeficientes de determinação (0,93 em dezembro e 0,96 em abril). As de cobertura de nuvens ficam em segundo lugar em vários meses, exceto abril, maio e junho, quando perdem para as de precipitação. Nos

outros meses, observações de horas de precipitação ocupam o terceiro lugar. Segundo o autor, a cobertura de nuvens é também boa preditora, apesar de pior que a duração de brilho do sol. Valores de irradiação normalizados são, ainda, relacionados às outras observações do clima através do uso de equações de regressão linear múltipla da forma  $y = a_1 \cdot x_1 + a_2 \cdot x_2 + \dots + a_n \cdot x_n$ , onde os  $a$  são determinados pela minimização  $\sum (y - \hat{y})^2$ . Os  $x$  são preditores selecionados através de um procedimento de regressão passo a passo, mas o atendimento dos pressupostos desse tipo de regressão não é verificado. De acordo com o sistema de pontuação utilizado, a melhor combinação linear de preditores é: ( $x_1$ ) horas de sol, ( $x_2$ ) horas de precipitação e ( $x_3$ ) pressão da estação, cuja equação conduz a estimativas cuja variância não explicada pelo modelo é só 9% da variância total. Uma vez que só observações de brilho do sol explicam 89%, constata-se que adicionar outras variáveis na combinação linear da duração de brilho do sol não melhora significativamente as estimativas. O mesmo não ocorre com a cobertura de nuvens: melhorias são evidentes pela adição da duração de precipitação e pressão na combinação linear. O autor revela que esta combinação de preditores explica 82% da variância nas observações de irradiação solar e figura em terceiro lugar. Somente observações de cobertura de nuvens explicam 67% e o modelo obtém quarto lugar em quase todos os meses. Então, a adição de variáveis conduz a uma melhora de 15%. Conclui, por fim, que se observações de brilho do sol não são disponíveis, a irradiação solar pode ser estimada razoavelmente bem de observações de cobertura de nuvens. O próprio autor alerta, contudo, para a validade restrita dos resultados devido ao exame de uma única localização geográfica.

MODI e SUKHATME (1979) investigam irradiação e dados climáticos de doze cidades na Índia visando desenvolver relações preditivas de irradiação solar naquele país. Realizam uma análise de regressão para cada cidade usando 12 pontos (um por mês). As variáveis independentes usadas para predição são horas de brilho do sol, porcentagem de brilho do sol possível, oitavas de todas as nuvens e nuvens baixas, pressão média do local, média aritmética das temperaturas máxima e mínima, diferença entre as temperaturas, umidade relativa média, pressão de vapor média, velocidade do vento e precipitação. Linhas de mínimo quadrado do tipo  $\overline{H}/\overline{H}_o = A + B \cdot X$  são ajustadas para cada cidade e os coeficientes A e B são avaliados. Através do erro real médio, encontra-se a porcentagem de brilho do sol possível como melhor preditor, seguida de horas de brilho do sol, precipitação e oitavas de nuvens como segundo,

terceiro e quarto lugares respectivamente. Reúnem, ainda, as estações e dividem a Índia em duas regiões, segundo monções de inverno, para regressão mensal. Cada região é tratada como um todo e os coeficientes podem ser utilizados para predição em locais onde dados de irradiação não são disponíveis, conduzindo a menores erros que os da predição em estações isoladas. Nessa análise, a porcentagem de horas de brilho do sol, precipitação e oitavas de todas as nuvens são os melhores parâmetros para predição.

NORRIS (1968) também comenta o sucesso de trabalhos sobre a correlação entre irradiação solar e brilho do sol. Poder-se-ia considerá-la a melhor aproximação para a predição, não fosse o fato da rede de medições de horas de sol, apesar de maior que a de irradiação, não abranger várias regiões de grande interesse. Como as correlações são válidas somente no local onde as medições são realizadas, o efeito da variabilidade é fator fundamental no exame da validade desses métodos. É necessário, portanto, pesquisar outros parâmetros meteorológicos que possam auxiliar na predição.

Em contrapartida, BENNETT (1969) alerta para o fato de que a cobertura de nuvens raramente explica mais do que 70% da variância da irradiação solar como determinada pelos valores de  $r^2$  e freqüentemente menos de 50%. Avalia, ao contrário do que acreditamos, que o parâmetro não merece confiança como preditor. Para ele, a maioria dos investigadores trabalhando na climatologia da insolação tem se deparado com o lamentável fato de que, como a irradiação solar, o brilho do sol geralmente é medido em poucas estações para fornecer boa cobertura geográfica. Existem mais estações que medem cobertura do céu, sendo sua distribuição consideravelmente melhor, mas, infelizmente, uma melhor rede de estações de observação de cobertura de nuvens tem sido de valor limitado aos pesquisadores pela pobre relação estatística entre observações superficiais de cobertura de nuvens e irradiação solar, fato investigado para Florianópolis nesta dissertação.

DUFFIE e BECKMAN (1991) também observam que dados de cobertura de nuvens, como os de brilho do sol, são largamente disponíveis. Contudo, acredita-se que os primeiros sejam menos úteis para predição que os últimos devido aos erros inerentes ao processo de coleta. Os dados de cobertura de nuvens são obtidos com base em estimativas visuais e estão geralmente disponíveis em médias mensais de cobertura de nuvens  $\bar{C}$ , expressas em oitavas ou décimos de céu obscurecido por nuvens.

No final da década de 60, apesar disso, NORRIS (1968) cita vários artigos que fazem uso de observações de nuvens com a proposta de predição.

---



---

Nos anos seguintes, vários trabalhos continuaram propondo e examinando correlações entre radiação solar e quantidades de nuvens classificadas pelo tipo e em camadas ou não. De fato, a bibliografia consultada revela estudos que obtêm correlações entre irradiação solar e cobertura de nuvens satisfatórias a algumas aplicações da energia solar. Dados de cobertura de nuvens obtidos de observações superficiais acontecem há tempos e fornecem melhor cobertura geográfica, mas, devido à evolução tecnológica ocorrida nos últimos anos, eles vêm sendo gradativamente substituídos por aqueles derivados da leitura de imagens de satélite, os quais fornecem estimativas mais confiáveis e menores erros.

Apesar de haver argumentações contrárias ao uso dessa variável, MODI e SUKHATME (1979) alertam que a escolha do parâmetro de estimativa a ser utilizado deve ser ditada pela disponibilidade dos dados no local de interesse. Além disso, o grau de incerteza admitido influencia nesta escolha. Daí a importância de se conhecer e aprofundar a investigação da estimativa de irradiação solar a partir de dados de cobertura de nuvens no local. Deve-se salientar que apesar da existência de várias correlações propostas a partir desses dados, normalmente ela se atém à predição da irradiação global diária, em especial a média mensal, a qual não é a figura mais apropriada para várias aplicações onde os dados estimados são requeridos.

Conclui-se que, mesmo necessários, dados medidos de irradiação solar não são normalmente disponíveis, quer pelo alto custo dos equipamentos e manutenção, quer pela falta de confiabilidade de antigos equipamentos. Além disso, facilidades para viabilizar programas de monitoração geralmente inexistem em países em desenvolvimento. Então, modelos de estimativa a partir de outras variáveis climatológicas observadas na superfície ou de imagens de satélite vêm sendo pesquisados para suprir essa lacuna em aplicações onde tais dados são imprescindíveis, inclusive na construção civil.

Os modelos podem ser analíticos ou empíricos, sendo os últimos de grande valia, apesar das restrições, pela complexidade dos fenômenos envolvidos. Grande parte dos modelos empíricos encontra resultados satisfatórios quando relaciona irradiação solar a dados de duração de brilho do sol e/ou cobertura de nuvens.

---

### 2.3. Métodos de estimativa de irradiação solar a partir de observações de nuvens

A revisão dos métodos existentes divide-se, então, em duas fases: estimativa direta e indireta de irradiação solar global diária na horizontal a partir de dados de cobertura de nuvens.

#### 2.3.1. A estimativa direta

A cobertura de nuvens é definida como a porção coberta do céu obstruída por nuvens de todos os tipos. Conforme salientam KASTEN e CZEPLAK (1980), o conhecimento da influência das nuvens sobre o regime de radiação é útil para estimativas quantitativas do balanço de energia da superfície da Terra e suas aplicações ao uso da energia solar. Dificuldades devido à grande variedade e variabilidade da nebulosidade por um lado e, por outro, à falta de métodos para sua medição quantitativa explicam os muitos estudos que vêm sendo feitos na tentativa de parametrizar a dependência dos fluxos de radiação à quantidade e tipo de nuvens. A revisão de métodos que se dispõem a estimar irradiação solar global diretamente de dados de quantidade da cobertura de nuvens é apresentada neste item.

NORRIS (1968) revisa algumas tentativas de desenvolvimento desta relação. Mais recentemente, KASTEN e CZEPLAK (1980) citam Schieldrup e Paulse, Benner e Wörner que em 1949, 1963 e 1967, respectivamente, revelam interesse na dependência da irradiação à quantidade de nuvens, sempre classificadas em baixas, médias e altas.

Segundo KASTEN e CZEPLAK (1980) e GÜL et al. (1998), entre outros, Haurwitz é responsável pela mais completa investigação sobre irradiação calculada da quantidade e tipo de nuvens. Assinou três artigos publicados em 1945, 1946 e 1948, onde avalia 11 anos de medições de irradiação global (soma horária) e observações correspondentes de nuvens em Blue Hill, Massachusetts, EUA e apresenta radiação global *versus* massa de ar ótica relativa  $m = 1/\sin \gamma$  ( $\gamma$  é elevação solar) para diferentes quantidades, densidades ou tipos de nuvens respectivamente. Propõe-se uma dependência exponencial sobre  $m$ .

Budiko et al. (1954) apud NORRIS (1968) propõem uma fórmula que relaciona a irradiação global em dia nublado à do dia claro pela expressão linear em 2.1:

$$(H_b + H_d)_C = (H_b + H_d)_o \cdot [1 - (1 - K)C] \quad \dots (2.1)$$

Na eq. 2.1,  $H_b$  e  $H_d$  são, respectivamente, radiação diária direta e difusa;  $[1 - (1 - K)C]$  é coeficiente dependente de  $K$  (transmitância de nuvens em céu encoberto) e  $C$  é a quantidade média diária de nuvens em décimos. Afirma-se que os valores de  $K$

dependem da altitude solar e das propriedades das nuvens sendo, então, dependentes da latitude. Contudo, se tal afirmação fosse verdadeira a radiação solar instantânea  $G$  seria função da latitude, o que não se verifica. Na aplicação desta fórmula aos valores medidos de dias nublados e claros, os autores encontram médias mensais que indicam um erro de cerca de 10%, enquanto médias anuais dão erros menores que 5%.

A equação (2.1) é conhecida por fórmula de *Ångström-Savinov* e é apresentada por *Kondratyev* em 1973, conforme relata *SAYIGH* (1977), através da equação. 2.2.

$$H = H_c \cdot [1 - (1 - K) \cdot C] \quad \dots (2.2)$$

Na equação acima (2.2),  $H$  e  $H_c$  são, respectivamente, a irradiação global diária medida e estimada para céu sem nuvens e  $K$  é uma constante definindo a transmissão da radiação solar dentro das nuvens (0,55 a 0,33 conforme a latitude seja alta ou baixa).

Segundo *RANGARAJAN et al.* (1984), a eq. 2.2 foi usada em 1967 por *Mani et al.* num extensivo estudo de irradiação solar global no Oceano Índico e continentes adjacentes, mas sua aplicação é dificultada pela necessidade do conhecimento da radiação para céu claro em cada localização e estação do ano. Além disso, a constante de transmissão de radiação solar nas nuvens deve ser exatamente conhecida.

*LUMB* (1964) analisa observações horárias de irradiação  $I$  e cobertura de nuvens  $C$  feitas a bordo de dois navios climáticos no Oceano Pacífico Norte entre 1958 a 1961. Deriva linhas de regressão da relação entre índice de claridade  $K_t$  e elevação solar  $\alpha$  para nove categorias arbitrárias  $C$  definidas por diversas combinações de quantidade total; de nuvens baixas, médias e altas; presença, persistência e grau de precipitação.

*Parker* (1971) apud *KASTEN e CZEPLAK* (1980) aplica as equações obtidas por *LUMB* a observações na Ilha Gab (Oceano Índico Equatorial) entre 1967 e 1969. Não satisfeito com os pobres resultados, propõe outra faixa com doze categorias de nuvens apropriadas a condições tropicais. Observações diárias de satélites também são analisadas e categorizadas. O autor modifica a regressão linear proposta para céu claro incluindo três fatores lineares relativos à quantidade de nuvens baixas, médias e altas respectivamente.

*BENNETT* (1964) ajusta as equações linear e parabólica, eq. 2.3a e 2.3b, nas análises de regressão em artigo que trata da preparação de mapas de irradiação global  $H$ .

$$H/H_o = a + b \cdot C \quad \dots (2.3a)$$

$$H/H_o = a + b \cdot C + c \cdot C^2 \quad \dots (2.3b)$$

Nas equações 2.3  $a$  e  $b$  observa-se que  $H/H_o$  é a razão da irradiação global pela extraterrestre diárias ( $K_T$ ),  $C$  é a média diária da cobertura de nuvens e  $a$ ,  $b$  e  $c$  são coeficientes adimensionais ajustados pelo método dos mínimos quadrados. Os coeficientes das linhas de regressão linear e parabólica são, respectivamente:  $a = 775$  e  $b = -28,97$ ; e  $a = 751$ ,  $b = 0,845$  e  $c = -3,56$ . Os coeficientes de determinação  $r^2$  obtidos são 0,646 para o ajuste linear e 0,708 para o quadrático. O erro padrão da estimativa em ambos os casos é de aproximadamente 10%.

NORRIS (1968) examina alguns modelos usando medições de 1964 em Melbourne, Austrália. Utiliza a classificação de nuvens proposta por LUMB (1964) e a varia, mas obtém coeficientes de correlação baixos em todos os casos. Utiliza somas horárias de irradiação e cobertura de nuvens observadas para testar a regressão linear obtendo  $r^2 = 0,2$ . Analisa que os modelos não fornecem a exatidão desejada para predição. Alertando para o fato de se encontrar boa correlação entre cobertura de nuvens e irradiação solar com base em valores médios mensais, o autor estuda as quantidades diárias em décimos e ly/dia respectivamente. Extrai média de três observações de  $C$  (9, 12 e 15 h), atribuindo um número a cada dia e associando-o à  $H/H_o$ . A mesma regressão linear proposta em BENNETT (1964) é cumprida (eq. 2.3), ajustando-se  $a$  e  $b$  pelo método dos mínimos quadrados. A análise aplicada à média de vários dias conclui que nenhum número de dias menor que 30 (trinta) resulta no valor de  $r^2$  desejado pelo autor ( $\geq 0,85$ ).

Conduzindo uma discussão sobre a tentativa de se agrupar medições de nuvens em classes de transmissividade, o autor conclui que é provavelmente impossível usar medições de nuvens para predizer a irradiação solar devido à duvidosa extensão da redução da intensidade de radiação transmitida e do possível aumento de quantidade total que alcança a superfície pela reflexão. Como alternativa, sugere modelos usando horas de brilho do sol ou, ainda, o proposto por Bennett em 1965, baseado em uma análise multivariada da quantidade de nuvens e horas de sol.

Acreditando ser a cobertura de nuvens  $C$  um preditor não confiável da irradiação solar devido às pobres correlações comumente obtidas, BENNETT (1969) propõe basear a predição num tipo de observação feita na maioria das estações americanas: a cobertura opaca do céu  $C_o$ , que difere de  $C$  por incluir somente a parcela de céu visualmente obstruída por nuvens de opacidade suficiente. Investiga os méritos relativos de  $C_o$ , usando cinco anos de dados de cinco estações no oeste dos EUA. Amostras da média diária da irradiação horária do 1º e 15º dia de cada mês de  $C_o$ ,  $C$  e da duração

relativa de brilho do sol  $n/N$  no período são sujeitas à correlação e análise de regressão linear simples com dados de irradiação expressos pela média do índice de claridade horário ( $\bar{I}/\bar{I}_o$ ). O autor conclui que  $\bar{C}_o$  é melhor relacionada ao  $\bar{K}_t$  que  $\bar{C}$ , sendo tão relacionada quanto  $\bar{n}/\bar{N}$ . Na amostra com todos os dados, a primeira e última variáveis explicam respectivamente 72% e 76% da variância e  $C$  explica só 55%. As mesmas relações se verificam em cada estação:  $\bar{n}/\bar{N}$  tem correlação mais alta com  $\bar{K}_t$ , seguida de  $\bar{C}_o$ , enquanto  $\bar{C}$  produz a pior correlação.

PALTRIDGE e PROCTOR (1976) usam dados de nuvens observadas em vários níveis para modificar dados de céu claro na Austrália. Usam quantidades de nuvens medidas a cada três horas em quatro níveis da atmosfera em quarenta e três estações meteorológicas do país e derivam médias mensais  $\bar{H}$  que concordam bem com dados medidos: média anual das diferenças mensais entre valores medidos e preditos em 12 principais estações entre -0,5% e +5,9%. Já NYBERG (1977) formula uma técnica para estimar a média mensal da irradiação solar global horária a partir de valores observados de nuvens baixas e todas as nuvens na Suécia. O desvio padrão entre valores calculados e medidos de  $\bar{I}$  é cerca de 3,7%. Esses dois trabalhos salientam que os modelos só fornecem bons resultados se as quantidades de nuvens são conhecidas com confiabilidade e alertam para a necessidade de se determinar sua aplicabilidade em outras localidades.

BIGA e ROSA (1980) apresentam fundamentos de um modelo que estima somas horárias e diárias de irradiação solar através de suas frações em céu claro e observações de cobertura de nuvens horárias para Lisboa. Define-se fração de irradiação e cobertura de nuvens diárias efetivas ponderando diferentemente as contribuições de brilho do sol e nebulosidade das diferentes horas do dia, de acordo com a altitude solar. Em boa parte dos modelos de análise multivariada com brilho do sol e quantidade de nuvens utiliza-se a duração relativa de brilho do sol, mas neste estudo o autor opta pela fração diária efetiva de irradiação devido a uma maior contribuição do brilho do sol às somas de irradiação solar diária de fluxo direto no período próximo ao meio dia.

Conforme DUFFIE e BECKMAN (1991), as relações entre irradiação solar global e observações da quantidade total de nuvens propostas são usualmente da forma

$$\boxed{\frac{\bar{H}}{\bar{H}_o} = a + b \cdot \bar{C}} \quad \dots (2.4)$$

Na equação 2.4,  $\overline{H}/\overline{H}_0$  é a razão entre média mensal da radiação global e da extraterrestre diárias ( $\overline{K_T}$ ),  $\overline{C}$  é a média mensal das observações diárias de cobertura total de nuvens e  $a$  e  $b$  são coeficientes constantes dependentes do local e obtidos por análise de regressão dos dados disponíveis.

Mais tarde, estudando características da irradiação global a partir de dados de nuvens, OLSETH e SKARTVEIT (1993) usam observações horárias de cobertura de nuvens para definir grupos em função da quantidade total e tipo ou nível, de maneira que o modelo possa ser ajustado de acordo com informações disponíveis. Dados de  $C$ , em octas, são subdivididos em nove grupos e a irradiação global horária medida  $I$  é normalizada dividindo-a pela máxima admitida  $I_c$ , correspondente a céu claro ( $K_h = I/I_c$ ).

As relações entre  $K_h$  e  $C$  são inicialmente examinadas sem recorrer ao tipo e/ou nível das nuvens. Pela análise dos mínimos quadrados ajusta-se curvas às médias e desvios padrão de  $K_h$  dentro de grupos de quantidades de nuvens da largura de um octa. As relações empíricas derivadas são mostradas nas eqs. 2.5a a 2.5c, onde:  $y_d$  e  $y_m$  são os valores de  $K_h$  diários e médios mensais, respectivamente,  $\sigma$  é o desvio padrão de  $K_h$ ,  $x$  é a quantidade de nuvens fracional ou  $C/10$  ( $0 \leq x \leq 1$ ) e  $a, b, \dots, j$  são constantes determinadas pela análise de regressão.

$$\text{Equações diárias:} \quad y_d = a + b.x + c.x^2 + d.\sqrt{1-x} \quad \dots (2.5a)$$

$$\sigma_d = a' + b'.x^{2,5}.(c'-x) \quad \dots (2.5b)$$

$$\text{Equação mensal:} \quad y_m = a'' + b''.x + c''.x^2 \quad \dots (2.5c)$$

As formas são escolhidas a partir de considerações puramente do ajuste das curvas. Percebe-se que as curvas horárias, diárias e mensais diferem significativamente para quantidades de nuvens intermediárias e se tornam mais lineares com o aumento do tempo adotado. Os coeficientes empíricos obtidos no estudo são os seguintes:

- $a = 0,691$ ,  $b = 0,123$ ,  $c = -0,657$  e  $d = 0,189$  para a equação diária;
- $a' = 0,055$ ,  $b' = 0,792$  e  $c' = 1,0375$  para a equação do desvio padrão diário e
- $a'' = 0,880$ ,  $b'' = -0,147$  e  $c'' = -0,566$  para a equação mensal.

Segundo DUFFIE e BECKMAN (1991), não há necessariamente uma relação direta entre a presença de cobertura parcial de nuvens (dados estimados visualmente) e a irradiação em qualquer tempo particular. Por isso, afirmam que não deve haver tão boa relação estatística entre  $\overline{H}/\overline{H}_0$  e  $\overline{C}$  quanto há entre  $\overline{H}/\overline{H}_0$  e  $\overline{n}/\overline{N}$ .

Embora dados de cobertura total de nuvens observada no solo possam resolver o problema da predição da irradiação solar com certo grau de incerteza, tem havido nos últimos anos inúmeros avanços no processamento de dados de cobertura de nuvens estimados de imagens de satélites, os quais são capazes de predizer a irradiação global, difusa e direta na superfície terrestre com menores erros. Isso pode ser comprovado por vários estudos recentes como NOIA (1993a), NOIA (1993b), CEBALLOS et al. (1997), PEREZ et al. (1997), MAXWELL (1998), MOSALAM-SHALTOUT e HASSEN (1990). Os modelos físicos derivados de estudos dessa natureza National Aeronautics and Space Administration (NASA)/ Laengley Research Laboratory (LRL) – National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA); Deutscher Wetterdienst (DWD) representam uma nova geração que mudou o paradigma de Ångström, Bennett e outros.

O LABSOLAR da Engenharia Mecânica da UFSC vem desenvolvendo métodos computacionais para estimar a radiação solar global, difusa e direta na superfície, utilizando dados de radiômetro de satélites geoestacionários. Também mantém atividades de pesquisa e desenvolve trabalhos experimentais de coleta, qualificação e arquivamento de dados solarimétricos para comparação com valores teoricamente estimados. Partes desse importante trabalho constam em ABREU et al. (1995), PEREIRA et al. (1996a) e PEREIRA et al (1996b). Um modelo físico (IGMK) é utilizado através de algoritmo (BRAZILSR), o qual calcula dados de boa confiabilidade na base de três horas (horários sinóticos), diária e mensal ( $MBE < 5\%$  e  $RMSE < 7\%$ ), assim como dados de irradiação difusa. COLLE e PEREIRA (1998) utilizam-no para estimar irradiação solar no Brasil a partir de dados de cobertura efetiva de nuvens obtidos através do satélite geoestacionário GOES-8 e transmitâncias em duas condições extremas: céu claro e encoberto. Apresentam mapas mensais de irradiação e variabilidade diária no mês, onde as imagens são construídas (base de dados de 3 x 3 horas, 50 x 50 km) utilizando dados de 1995 a 1998 agrupados por mês e interpolação a partir de matriz de estimativas geradas pelo modelo. Os resultados concordam com dados coletados, mas é imperativa a comparação com dados de mais estações de superfície qualificadas, pois os modelos de cálculo a partir de imagens de satélite só recentemente têm sido validados (IGMK desde 1985).

Conclui-se nesta revisão que melhores resultados na predição de irradiação solar diretamente de dados de cobertura de nuvens são obtidos com modelos desenvolvidos a partir da quantidade de vários tipos de nuvens e/ou observações em níveis, camadas ou alturas da atmosfera. Estudos com base em dados horários também são realizados onde

tais medições são efetuadas e fornecem estimativas com menor variância, mas essas observações não são comuns. Dados horários de cobertura de nuvens em vários níveis em Florianópolis (dez anos, 1961-1970) são disponíveis no Núcleo de Pesquisa em Construção (NPC) da UFSC, mas, infelizmente, são inúteis ao estudo, pois medições de irradiação solar desse período não são disponíveis. Conta-se, então, com observações totais diárias de cobertura de nuvens para a estimativa.

Como a maioria dos modelos de estimativa diretos tem sua base fundamental na análise de regressão simples de dados disponíveis correspondentes de irradiação solar e cobertura total de nuvens, cumpre examinar a aplicabilidade de alguns deles a Florianópolis ajustando, se necessário, os coeficientes da equação de ajuste proposta.

### **2.3.2. A estimativa indireta**

Tentando superar deficiências do método direto, vários autores sustentam que uma adequada relação entre  $C$  e  $n/N$  é de maior valia na estimativa da irradiação solar. Investiga-se, então, seu uso, pois encontrada tal relação, a irradiação solar  $H$  pode ser, numa segunda fase, computada a partir dessa predição da duração de brilho do sol.

Vários modelos prestam-se a estimar a irradiação solar dessa maneira indireta, correlacionando a cobertura de nuvens  $C$  à duração de brilho do sol para, por fim, estimar a irradiação solar com base neste último parâmetro estimado. De fato, enquanto muitos estudos na área examinam a relação entre irradiação e quantidade de nuvens, vários estudos dos efeitos de nuvens não tentam calcular irradiação solar, mas limitam-se a estimativas de duração de brilho do sol [REDDY (1974), BARBARO et al. (1981b)].

Para efeito de investigações posteriores, divide-se, então, esse sub-item em:

- (1) relação entre cobertura do céu e duração de brilho do sol;
- (2) estimativa da irradiação solar a partir da duração de brilho do sol.

#### **2.3.2.1. Estimativa da duração de brilho do sol a partir da cobertura de nuvens**

Segundo WOODHEAD (1966), RANGARAJAN et al. (1984), HARRISON e COOMBES (1986) e NARCISO FILHO (1993), os dados de duração de brilho do sol e cobertura de nuvens relacionam-se de forma inversa, o que é facilmente comprovado. Segundo RANGARAJAN et al. (1984), a relação inversa entre duração de brilho do sol e cobertura de nuvens resulta do fato de que as pausas nos medidores de brilho do sol são normalmente causadas pelo sol sendo obstruído por nuvens de opacidade suficiente, o que envolve muitas incertezas.

---



Um dos primeiros autores a propor uma equação para tal relação é Penman. Conforme PENMAN (1948), um modelo para estimar duração de brilho do sol da quantidade total de cobertura de nuvens pode ser descrito pela equação 2.6, onde  $y$  é  $n/N$ , ou seja, a duração relativa de brilho do sol e  $x$  é  $C/10$ , a cobertura de nuvens expressa como uma fração decimal:

$$y = 1 - x \quad \dots (2.6)$$

Rao et al. (1971) apud REDDY (1971) seguem PENMAN (1948) e usam a média das observações de  $C$  às 8:30 e 17:30 ao invés de  $n$  para estimar irradiação solar em estudos de evapotranspiração, mas os resultados não são disponíveis. Esse modelo continua sendo extensivamente utilizado em diversas áreas do conhecimento pela sua extrema simplicidade e facilidade de uso. Porém, REDDY (1971), HOYT (1977) e HARRISON e COOMBES (1986) alertam: a característica superestimação de observações pontuais de  $C$  leva a valores estimados de  $n$  que geralmente não concordam bem com dados medidos. Por isso, vários autores propõem modelos alternativos, dentre os quais destacam-se os que realizam análise de regressão dos dados disponíveis para ajustar coeficientes dependentes da latitude e clima e/ou os que modificam  $N$  para levar em conta somente duração de brilho do sol medida quando o sol está acima de  $5^\circ$  no horizonte.

WOODHEAD (1966) compara médias mensais de duas observações diárias de  $C$  e duração de brilho do sol medida pelo instrumento *Campbell Stokes*. Devido às variações do comprimento do dia ao longo do ano, utiliza-se a razão  $n/N$ , onde  $N$  é o número máximo de horas do dia no mês. Não se apresenta a equação que calcula  $N$ , mas o gráfico de dispersão mostra que  $C$  é medida em oitavas. Ajusta-se uma suave curva (determinada visualmente, mas não matematicamente) às médias mensais de onze cidades no oeste da África a fim de investigar a tendência dos dados. Uma tabela das coordenadas é apresentada e pode ser usada, segundo o autor, para predizer  $n$  a partir de observações de  $C$ . Examinam a confiabilidade e calculam os coeficientes de variação dos valores  $n/N$  associados às quantidades médias de 4, 5 e 6 oitavas. Encontram-se coeficientes de 9, 9 e 21% respectivamente. Contudo, alertam que a confiabilidade e aplicabilidade dos resultados devem ser mais bem investigadas. Além disso, ressalta-se que trabalhos anteriores a 1970 foram desenvolvidos em outra realidade tecnológica.

REDDY (1974) afirma que valores de  $n$  estimados conforme PENMAN (1948) não concordam bem com as observações. Propõe, então, um novo modelo (eq. 2.7):

$$y = 1 - f_1 + f_2 \quad \dots (2.7)$$

Na eq. 2.7 tem-se que:  $y = n/N$ ;  $f_1 = a.e^{-0,25.\sqrt{a}}$ , sendo que  $a = (C_l + C_m + C_h)/8$  são médias de duas observações diárias (8:30 e 17:30) das quantidades de nuvens baixas, médias e altas respectivamente, variando de 0 a 1 conforme as condições do céu mudam de claro (0 octas) a encoberto (8 octas) e  $e$  é a função exponencial ; e  $f_2$  é a correção da latitude, calculada por  $(0,02 + 0,08 \cdot \cos 4\phi)$  abaixo de  $45^\circ$  de latitude e valendo  $-0,06$  nas acima desta, sendo  $\phi$  a latitude do local em  $^\circ$  (graus).

Valores de  $n/N$  são calculados para 21 estações indianas bem distribuídas em latitude e longitude conforme os modelos PENMAN (1948) e proposto utilizando dados normais de 1961. Os dados estimados e observados são comparados mediante exame da média dos desvios entre valores estimados e observados e dos maiores desvios positivo e negativo. Resultam 127 desvios maiores que 0,10 nas estimativas conforme PENMAN (1948), com desvios médios que variam de  $+0,02$  a  $+0,17$ , mas nenhum desvio é maior que 0,10, com desvios médios variam de  $-0,02$  a  $+0,02$  pelo modelo de REDDY (1974). Os resultados sugerem que o último modelo é mais exato que os fundamentados no primeiro. A equação proposta para latitudes abaixo de  $45^\circ$  é mostrada na eq. 2.8. Ela tem o mérito de relacionar as variáveis estudadas à latitude, mas fornece poucas informações sobre a metodologia para determinação dos coeficientes válidos para o local estudado.

$$n/N = 1 - (C/8.e^{-0,25.\sqrt{(C/8)}}) + (0,02 + 0,08.\cos 4.\phi) \quad \dots (2.8)$$

HOYT (1977) faz um estudo detalhado das médias mensais de  $C$  durante as horas diurnas e os valores correspondentes de  $n$  medidos em setenta e duas estações nos EUA. A duração relativa de brilho do sol (ou porcentagem possível de brilho do sol) aproxima-se da porcentagem de céu claro possível quando observado em longos períodos de tempo numa localização, estabelecido que as nuvens estão distribuídas aleatoriamente no céu (não orográficas) e que as nuvens são delgadas se comparadas à extensão lateral, hipóteses verdadeiras na maioria dos casos.

A probabilidade de visualizar o Sol torna-se, então, independente do zênite solar e ângulos azimutais. O valor de  $C$  derivado de medições de brilho do sol é, portanto, 1 (um) menos a fração de brilho do sol possível. A eq. 2.9 mostra o modelo proposto, onde:  $x$  é  $C/10$ , a cobertura fracional de nuvens;  $y$  é o complemento da duração relativa de brilho do sol ( $1-n/N$ ) e  $a$  e  $b$  são coeficientes dependentes da latitude e clima.

$$y = a + b.x \quad \dots (2.9)$$

Plotando  $x$  e  $y$  num gráfico de dispersão, HOYT (1977) encontra que observações pontuais de  $C$  a partir do solo superestimam a quantidade de nuvens devido a problemas de projeção e erros de perspectiva inerentes às estimativas visuais. Essa conclusão deve-se ao fato de que dados de  $C$  derivados de satélites e aviões concordam melhor com os deduzidos da duração de brilho do sol. Os coeficientes  $a$  e  $b$  do modelo são determinados pelo método dos mínimos quadrados e seus valores com incerteza de um desvio padrão são respectivamente  $-0,120 \pm 0,009$  e  $0,965 \pm 0,016$ . O valor de  $r^2$  obtido é 0,892.

Outros autores [REDDY (1971), NYBERG (1977), COURT (1978), HOYT (1977), MANI e RANGARAJAN (1980, 1983), RANGARAJAN et al. (1984) e HARRISON e COOMBES (1986)] também denunciam existência de erro sistemático em observações de  $C$  a partir de um ponto de observação no solo.

BARBARO et al. (1981b) examinam dados climatológicos de 1973 a 1977 em trinta e uma estações italianas e propõem uma correlação entre médias mensais de  $n/N$  e do estado do céu -ditada pelos números  $n_1$ ,  $n_2$  e  $n_3$  de dias claros, nublados e encobertos num mês em vários anos. A média mensal de  $n/N$  é função linear dos parâmetros conforme mostra a eq. 2.10, onde  $n_1 + n_2 + n_3$  é o número de dias no mês considerado e  $a$ ,  $b$  e  $c$  (todos  $< 1$ ) são fatores climatológicos. É óbvio que  $\overline{n/N}$  assume os valores  $a$ ,  $b$ , ou  $c$  se todos os dias no mês são claros, nublados ou encobertos respectivamente..

$$\overline{n/N} = (a.n_1 + b.n_2 + c.n_3)/n \quad \dots (2.10)$$

Nota-se que locais com valores iguais de  $n_1$ ,  $n_2$ , e  $n_3$  necessariamente não exibem iguais características de nebulosidade (densidade, espessura, altura e transparência de nuvens), claridade atmosférica e condições devido a outros fatores climatológicos. Então  $a$ ,  $b$ , e  $c$  podem ser diferentes. Durante os meses de inverno, os autores notam nos locais estudados a influência de condições atmosféricas particulares nos dados de brilho do sol em céus claros e nublados. Nesses meses, um fator  $K < 1$  é introduzido na eq. 2.10. Além disso, a influência negativa da neblina, mais densa e persistente no inverno, é levada em conta pelo fator  $1 - \alpha.v/n$ , onde  $n$  é o número de dias nevoentos em cada mês e  $\alpha$  um coeficiente empírico dependente do mês. O modelo (eq. 2.11) torna-se, pois, completo.

$$\overline{n/N} = K.(1 - \alpha.v/n). \frac{a.n_1 + b.n_2 + c.n_3}{n} \quad \dots (2.11)$$

Verifica-se a validade da fórmula de correlação proposta pelo autor aplicando-a aos dados das 31 estações. Os fatores  $a$ ,  $b$  e  $c$  são calculados pelo método de ajuste que minimiza o desvio relativo entre valores médios de  $n/N$  estimados e experimentais.

Para melhor verificar a validade da relação, calcula-se o coeficiente de correlação  $r$  para cada grupo helioclimático (estações com características climatológicas iguais). Todos são maiores que 0,90. A comparação se dá pelo desvio percentual entre valores observados e estimados da duração relativa de brilho do sol e o autor relata que os desvios geralmente não excedem 10%, estando na faixa de -12,6 a +17,2.

RANGARAJAN et al. (1984) assume, como outros, que usualmente as nuvens são aleatoriamente distribuídas numa grande área e que se médias a longo prazo são obtidas, pode-se assumir a existência de uma relação linear inversa entre  $C$  e  $(1 - n/N')$ . O parâmetro  $N'$  substitui  $N$  do modelo HOYT (1977), sendo o máximo possível da duração diária de brilho do sol com ângulo de elevação solar  $\geq 5^\circ$ . Os autores afirmam que quase todos os investigadores que usam dados de nuvens para derivar irradiação solar assumem que  $C$ , expressa como fração do céu obscurecida por todos os tipos de nuvens, é igual a  $(1 - n/N')$ . Isso exige uma estimativa cuidadosa da fração do céu coberta por nuvens, livre de erros: o ideal seria estimativas de satélites ou aviões. Alertando que cálculos de irradiação a partir de dados de cobertura de nuvens fornecem resultados imprecisos e só aconselhados quando registros de brilho do sol não são disponíveis, estudam a obtenção da relação entre cobertura de nuvens (no solo) e a duração de brilho do sol (Campbell-Stokes) em vinte estações indianas. Medições de brilho do sol no mesmo período (1958-1967) são disponíveis e a cobertura de nuvens para cada estação no mês é tomada como média das quantidades às 8:30, 11:30 e 17:30h. Médias climatológicas das duas variáveis durante um dia são calculadas para cada mês. O máximo possível da duração de brilho do sol  $N'$  é calculado usando formulação astronômica não apresentada, levando em conta períodos com elevação solar igual ou superior a  $5^\circ$ . De acordo com HAY (1979), as medições do heliógrafo não são confiáveis quando a elevação é menor que  $5^\circ$  acima do horizonte.

RANGARAJAN et al. (1984) testam a relação de Penman modificada, onde  $C = (1 - n/N')$ . Se a estimativa de quantidade de nuvens baseada em observadores no solo fosse correta, tal relação seria verdadeira. Investigando-a, valores médios mensais de  $(1 - n/N')$  e  $C$  são plotados para as vinte estações. Se a relação fosse válida, todos os pontos distribuir-se-iam ao longo da linha reta passando pela origem e pelo ponto  $(1,1)$ , mas eles se localizam abaixo dela, com desvio máximo dos pontos para quantidades de nuvens entre 0,4 e 0,7 e mínimo entre 0 e 0,1. Conclusões semelhantes são obtidas em HOYT (1977) e a concordância é ainda mais significativa visto que os trabalhos são

realizados com diferentes tipos de medidores de brilho do sol. Como estimativas de  $C$  a partir de observadores no solo tem um erro sistemático, a relação quantitativa empírica entre  $C$  e  $(1-n/N)$  é encontrada de modo a transformar  $C$  numa base estatística  $(1-n/N)$ . De modo a obter relações de regressão suficientemente confiáveis, os dados disponíveis são separados em dois grupos segundo localizações ao sul ou norte da latitude  $20^{\circ}\text{N}$ . Para cada grupo, é ajustada uma equação cúbica (eq. 2.12) com intercepto  $a$  igual a zero.

$$y = b.x + c.x^2 + d.x^3 \quad \dots (2.12)$$

Na eq. 2.12 observa-se que:  $y=(1-n/N)$ ;  $x$  é  $C/10$ , a média diária fracional da cobertura de nuvens medida em décimos e  $b, c$  e  $d$  são coeficientes empíricos ajustados pelo método dos mínimos quadrados.

Os coeficientes obtidos encontram-se na tab. 2.1, de onde se extrai que todos são positivos, qualquer que seja o grupo de dados originários do ajuste. Uma checagem aleatória de confiabilidade é obtida usando valores de  $n$  estimados da média de  $C$  (dez anos) e os valores estimados indicam concordância de 4 a 7% na maioria dos casos.

**Tabela 2.1:** Coeficientes empíricos da relação cúbica sem intercepto entre  $1-n/N$  e  $C/10$  na Índia conforme a eq. (2.12)

Equação (2.12): $y = b.x + c.x^2 + d.x^3$	Coefficiente b	Coefficiente c	Coefficiente d
<b>Grupo 1</b> (estações ao sul da lat. $20^{\circ}\text{N}$ ):	0,220	0,550	0,100
<b>Grupo 2</b> (estações ao norte da lat. $20^{\circ}\text{N}$ ):	0,450	0,300	0,150

Fonte: RANGARAJAN et al. (1984), p.555.

NARCISO FILHO (1993) testa o modelo anterior (eq. 2.12) estimando a irradiação  $H$  a partir de dados médios de  $C$  em Florianópolis, admitindo-se erros por superestimação da fração coberta por nuvens. Os coeficientes  $b, c$  e  $d$  são computados utilizando médias de  $C$  às 9, 15 e 21h e dados diários de horas de sol medidos pela EPAGRI entre 1990 e 1993. Valores de  $C$  são convertidos em médias diárias e duas maneiras são comparadas: uma média ponderada de todos os dados (eq. 2.13a) e a ponderada somente com os referentes ao período de radiação direta (eq. 2.13b).  $C_9, C_{15}$  e  $C_{21}$  são as quantidades de cobertura de nuvens medidas, respectivamente, às 9:00, 15:00 e 21:00 h.

$$C_m = (C_9 + C_{15} + 0,5 \cdot C_{21})/2,5 \quad \dots (2.13a)$$

$$C_m = (C_9 + C_{15})/2,0 \quad \dots (2.13b)$$

Calculam-se os coeficientes polinomiais nas duas situações. Os resultados são semelhantes, por isso opta-se por usar somente dados do período diurno. A representação

estatística da curva obtida é testada dividindo-os em dois grupos: Jan. 90 a Dez. 91 (23 meses) e Jan. 92 a Fev. 93 (13 meses). O comportamento das duas curvas é semelhante: uma razoável concordância das três curvas no intervalo de interesse ( $0 < C_m < 1$ ) é obtida (tab. 2.2). A irradiação é, então, estimada a partir da duração de horas de sol através da equação de Ångström modificada. Os resultados são apresentados no próximo sub-item.

**Tabela 2.2:** Coeficientes empíricos da relação cúbica sem intercepto entre  $1-n/N'$  e  $C/10$  em Florianópolis, SC, conforme a eq. (2.12)

Coeficientes	Período completo	Período de 23 meses	Período de 13 meses
<i>b</i>	0,7290863	0,7815836	0,6590230
<i>c</i>	-0,9650776	-1,1766912	-0,6648838
<i>d</i>	1,1531958	1,2930238	0,9544366

Fonte: NARCISO FILHO (1993), p. 2.

Conclui-se que a primeira fase do método indireto caracteriza-se por estimar a duração diária de brilho do sol a partir de dados médios de cobertura total de nuvens principalmente através da análise de regressão, onde ambas as variáveis são expressas por índices adimensionais que representam a porcentagem de um máximo admissível. A cobertura de nuvens fracional ( $C/10$ ) é a variável independente em todos os casos. A variável dependente é função do modelo ( $n/N$ ,  $n/N'$ ,  $1-n/N$  ou  $1-n/N'$ ), assim como a equação de ajuste (linear, quadrático ou cúbico com ou sem intercepto).

### 2.3.2.2. Estimativa da irradiação solar global a partir da duração de brilho do sol

SEARS et al. (1981) também relata que a duração de brilho do sol tem sido usada com razoável exatidão por vários autores para estimar irradiação solar. Muitas são as publicações existentes sobre modelos de estimativa a partir dessa variável. Entre tantas, destaca-se: ÅNGSTRÖM (1924), BLACK et al. (1954), BENNETT (1969), REDDY (1971), BARBARO et al. (1978), RIETVELD (1978), HAY (1979), IQBAL (1979a,b), MODI e SUKHATME (1979), HAWAS e MUNER (1983), BENSON et al. (1984), CATSOULIS (1984), MA e IQBAL (1984), DAVIES e McKAY (1988), GOPINATHAN (1988a,b), AKINOGLU e ECEVIT (1990), JAIN (1990), LUHANGA e ANDRINGA (1990), SOLER (1990a,b), YEBOAH-AMANKWAH e AGYEMAN (1990) e HALOUANI et al. (1993). Estudando a relação dessas variáveis em regiões tropicais, FEUILLARD et al. (1989) alerta que correlações entre  $n$  e  $K_T$  são geralmente estabelecidas para médias mensais. Mas correlações diárias são também reportadas e podem ser úteis em técnicas de modelagem.

SOLER (1990a) classifica os modelos para estimativa de  $H$  em quatro categorias dependentes do tratamento da transmitância do campo de nuvens: camada de nuvens, total

de nuvens, tipo Liu e Jordan (partição da radiação) e brilho do sol. Em trabalho anterior, SAYIGH (1977) divide os métodos de estimativa da irradiação solar a partir de dados de brilho do sol em três categorias, de acordo com seu modo de uso: (1) dados de duração absoluta  $n$ ; (2) razão entre duração absoluta e comprimento do dia  $n/N$ ; (3) tal razão com um ou mais parâmetros extras. Entre as relações do tipo (1), destacam-se dois trabalhos:

a) Masson (1966) apud SAYIGH (1977) plota irradiação solar global na horizontal  $H$  (em ly/dia) e horas de brilho do sol diárias  $n$  e ajusta um segmento hiperbólico para o resultado. O segmento tende à linha reta se  $n$  é igual ou maior que sete horas. Os resultados são expressos matematicamente pela eq. 2.14.

$$H = 60 + \sqrt{(1406,2 \cdot n^2 + 7426,6 \cdot n)} \quad \dots (2.14)$$

b) Sabbagh et al. (1973) apud SAYIGH (1977) usam a média mensal da duração absoluta  $n$  com uma curva arbitrária similar à da irradiação e duas constantes (eq. 2.15).

$$\bar{H} = (A + B \cdot \ln i) \cdot \bar{n} \quad \dots (2.15)$$

As constantes  $A$  e  $B$  (eq. 2.15) são, respectivamente, 42 e 12 e  $i = 1, 2, \dots, 6, 6, \dots, 2, 1$  para os meses 1, 2, ..., 11, 12, sendo janeiro o mês 1 e assim por diante.<sup>1</sup>

ÅNGSTRÖM (1924) apresenta uma das mais antigas expressões para estimativa da irradiação solar global: a bem conhecida equação de regressão de Ångström. O autor desenvolve seu primeiro modelo acerca da idéia de que a razão da média da irradiação global  $H$  pela irradiação sem nuvens  $H_c$  é calculada através da duração de brilho do sol relativa  $n/N$ , definida posteriormente de vários modos [ÅNGSTRÖM (1956), HAY (1979), HINRICHSEN (1994)]. Até por pioneirismo, é o mais representativo modelo do tipo (2). Dados diários de global extraídos de leitura planimétrica das curvas que sumarizam registros contínuos da irradiação do sol e céu por mais de um ano em Estocolmo são tratados e, dos resultados, extrai-se a investigação da relação entre  $H$  e  $n$  (expressas como fração do maior valor possível). O tratamento dos dados aponta que  $H$  durante o dia médio do mês pode ser expressa pela eq. 2.16, onde:  $H_c$  é a radiação horizontal em céu claro ( $W/m^2$ ), calculada ou obtida de cartas;  $n/N$  é o tempo/máximo tempo possível de brilho do sol e  $K$  é um coeficiente determinado empiricamente e avaliado em 0,25.

$$H/H_c = K + (1 - K) \cdot n/N \quad \dots (2.16)$$

<sup>1</sup> Em outra fórmula, procedimento similar usa médias mensais do comprimento do dia  $\bar{N}$  ao invés da duração absoluta de brilho do sol  $n$ :  $\bar{H} = (A' + B' \cdot \ln i) \cdot \bar{N}$ , onde  $A'$  e  $B'$  assumem valores de 35 e 11 respectivamente.

KIMBALL (1919) sugere essa idéia antes, mas só de forma gráfica. Conclui que quando  $n/N$  é zero, médias de  $H$  são cerca de 22% de  $H_c$ :  $K=0,22$ . Esse valor é bastante próximo ao  $K$  sugerido por Ångström para Estocolmo. Tal estudo utiliza médias mensais dos dados diários de 3 estações americanas no período de dois anos (1913-1914).

A primeira modificação da eq. 2.16 surge anos depois, em PRESCOTT (1940). Às vezes referida como equação *Ångström-Kimball-Page* (embora *Ångström-Prescott* seja mais apropriado), o modelo (eq. 2.17) substitui irradiação em céu claro  $H_c$  pela recebida no plano horizontal fora do limite da atmosfera no dia médio do mês (valor de Angot), mais tarde denominada extraterrestre. Os coeficientes obtidos são mostrados na tab. 2.3:

$$H/H_o = a + b.n/N \quad \dots (2.17)$$

**Tabela 2.3:** Coeficientes empíricos da relação linear entre  $n/N$  e  $K_T$  em Mount Weather Va (EUA) e Mount Stromlo (AU) conforme a eq. (2.17)

Local	Coefficiente a	Coefficiente b	$r^2$ <sup>2</sup>
Mount Weather Va, EUA	0,22	0,54	0,80
Mount Stromlo, Austrália	0,25	0,54	0,63

Fonte: PRESCOTT (1940), p.115<sup>2</sup>.

Segundo GUEYMARD (1993), essas equações refletem a hipótese básica de que a irradiação corresponde a um dia idealizado no mês e pode ser obtido como a soma ponderada das irradiações globais acumuladas em dois dias limites com condições extremas de céu: completamente encoberto e perfeitamente sem nuvens. Mas essa superposição dos estados de nuvens extremos produzindo um dia típico é uma hipótese simplificadora: ignora que o estado de superposição não é único com respeito a todas as combinações possíveis de outras variáveis atmosféricas além da cobertura de nuvens. As razões apontadas para a diferença entre o dia típico calculado de irradiação global e o obtido pela compilação estatística de dados de irradiação observados são: as diferentes condições de visibilidade e água precipitável dos dias encobertos e a variação não necessariamente linear da transmitância com a quantidade de nuvens.

Apesar de antiga, a relação entre irradiação e razão  $n/N$  ainda é muito investigada. Facilmente encontram-se exemplos de estudos da aplicabilidade da equação de Ångström ou sua forma modificada nos mais diferentes locais do mundo: BENNETT (1969), BARBARO et al. (1978), MODI e SUKHATME (1979), FLOCAS (1980), NEUWIRTH (1980),

<sup>2</sup> Calcula-se os valores de  $r^2$  com base nos coeficientes de correlação  $r$  publicados.



CHUAH e LEE (1981), EZEKWE e EZEILO (1981), SEARS et al. (1981), HAWAS e MUNER (1983), KHOGALI (1983), LEWIS (1983), CATSOULIS (1984), CERQUETTI et al. (1984), HUTCHINSON et al. (1984), MA e IQBAL (1984), ÖGELMAN et al. (1984), IBRAHIM (1985), NAGARAJA RAO et al. (1985), BRAGA et al. (1987), REDDY (1987), TURTON (1987), GOPINATHAN (1988a,b), JAIN e JAIN (1988), LEWIS (1989), FEUILLARD et al. (1989), AKINOGLU e ECEVIT (1990), JAIN (1990), SOLER (1990a), AL-SADAH e RAGAB (1991), AKINOGLU (1991), SAMUEL (1991), AL-MAHDI et al. (1992), GOPINATHAN (1992), HUSSAIN (1992), HALOUANI et al. (1993), KAMEL et al. (1993), SRIVASTAVA et al. (1993), HINRICHSEN (1994), ŞAHİN e ŞEN (1998).

Contudo, GUEYMARD et al. (1995) alertam que poucos autores têm realmente apresentado novos elementos que generalizariam os conceitos de Ångström de tal modo que uma equação modificada alcançasse validade universal. Realmente, apesar do modelo de Ångström ter recebido considerável atenção nos últimos 70 anos, é ainda altamente empírico, perplexamente simples e, estranhamente, ainda sujeito a interpretações errôneas, continuando um tema atual na estimativa de irradiação solar.

São ainda clássicas muitas modificações que tal equação tem recebido ao longo dos tempos. Algumas são extrapolações do modelo para diferentes passos de tempo, enquanto outras estudam o seu comportamento diante da adição de um ou mais parâmetros, sendo, então, do tipo (3). A latitude é o parâmetro mais investigado.

BLACK et al. (1954) investigam a aplicação da eq. 2.17 e os dados utilizados são de dois tipos: valores médios mensais de cinco estações (duas no hemisfério Sul, próximas à latitude 35°S) com ao menos 48 (quarenta e oito) meses observados e valores médios mensais de 32 (trinta e duas) estações (cinco no hemisfério Sul, em latitudes próximas a 7 e 35°S). No primeiro caso encontram que o coeficiente  $b$  é aproximadamente constante (0,50 a 0,55), não sugerindo evidências de dependência à latitude. Os valores do parâmetro  $a$ , entretanto, mostram uma forte tendência, sendo menores em latitudes altas. Os coeficientes de determinação  $r^2$  estão compreendidos entre 0,79 e 0,95. Já no segundo caso é realizada uma análise de regressão de 384 valores médios mensais (com a variabilidade residual devido a tendências sazonais e influência da latitude eliminadas). Os coeficientes  $a = 0,23$  e  $b = 0,48$  são julgados de aplicação geral, ao menos na extensa faixa de latitudes consideradas.

Em GLOVER e McCULLOCH (1958) comprova-se o efeito da latitude, conforme suspeita manifestada em BLACK et al. (1954). Alegam que a soma  $a+b$  dos coeficientes reflete prontamente as diferenças de latitude, uma vez que não são dominados por

irregularidades atmosféricas. Depois, BENNETT (1964) estuda o efeito da elevação e da latitude e incorpora-os na relação, sendo a altitude medida em “pés”.

RAJA (1994) analisa a inclusão da elevação, massa de ar e pressão atmosférica na equação modificada por BENNETT (1965) e conclui que a incorporação somente da latitude não contribui significativamente para melhorar a relação irradiação-brilho do sol conforme estimada pela equação de Ångström. SWARTMAN e OGLUNDE (1967) incorporam a umidade em relações lineares e não lineares. NEUWIRTH (1980) discute o efeito da elevação sobre os coeficientes  $a$  e  $b$ , desenvolvendo uma relação quadrática entre a elevação de um local e os coeficientes de regressão em localidades austríacas.

RIETVELD (1978) encontra que a dependência de  $b$  sobre o valor médio de  $n/N$  é independente da localização geográfica, propondo uma equação única para calcular  $H$  que, espera-se, seja de ampla validade pela grande extensão do banco de dados. O autor estabelece que a idéia de variação sistemática dos coeficientes de regressão da equação *Ångström-Prescott* com a duração relativa média do brilho do sol não é própria. Frère et al. (1975) apud RIETVELD (1978) traz o primeiro relato de uma boa correlação entre  $a$  e  $b$  e a média anual  $n/N$  e Rietveld assume que baseia seu modelo na hipótese apresentada pelo co-autor J. Q. Rijks. A propriedade intelectual deste modelo ainda é debatida, mas continua-se a chamá-lo “modelo de Rietveld” por continuidade histórica.

Também encorajado pela melhor cobertura de medições de brilho do sol que de irradiação, HAY (1979) analisa médias mensais de nove estações localizadas no oeste do Canadá. Suas análises de regressão baseadas na eq. 2.17 mostram grande dispersão que pode, em grande parte, ser atribuída ao aumento da radiação solar transmitida pela atmosfera em função das múltiplas reflexões entre a superfície da Terra e a atmosfera (processo característico em condições de alto albedo superficial). Segundo o autor, o valor aproximado para múltiplas reflexões pode ser obtido da eq. 2.18, onde:  $H'$  é radiação incidente na horizontal antes de múltiplas reflexões ( $\text{MJ}/\text{m}^2 \cdot \text{dia}$ );  $\alpha$  é o albedo ou refletividade da superfície (adim.);  $\alpha_c$  é o albedo da base das nuvens (adim.), igual a 0,60 e  $\beta_0$  é o coeficiente de “espalhamento” em céu claro (adim.), igual a 0,25.

$$H - H' = H \cdot \alpha \cdot \left[ \beta_0 \cdot \frac{n}{N} + \left( 1 - \frac{n}{N} \right) \alpha_c \right] \quad \dots (2.18)$$

Outra menos significativa fonte de dispersão é relacionada às características de desempenho do instrumento Campbell-Stokes, que falha em responder ao brilho do sol até este estar cerca de  $5^\circ$  acima do horizonte. Sugere, então, que a máxima duração de brilho do sol deve ser calculada para o ângulo zenital  $\leq 85^\circ$  usando a equação (2.19):

$$N' \equiv \arccos \left( \frac{\cos 85 - \operatorname{sen} \phi \cdot \operatorname{sen} \delta}{\cos \phi \cdot \cos \delta} \right) / 7,5 \quad \dots (2.19)$$

A correlação entre transmissividade atmosférica  $H/H_0$  e duração relativa de brilho do sol modificada  $n/N'$ , conforme adotados nas eq. (2.18) e (2.19), mostram uma substancial redução na dispersão se comparada à clássica relação proposta por Ångström. As duas modificações adotadas removem boa parte da variabilidade espacial e temporal na relação. O autor encontra exatidão similar à atribuída às medições diretas e valores médios mensais calculados com os mais elaborados modelos numéricos.

Outra classificação de correlações usando brilho do sol é adotada por BENSON et al. (1984), segundo o qual há três tipos de correlação, conforme o grau do ajuste adotado:

- (1). Lineares: onde se destaca o trabalho pioneiro de Ångström e suas modificações [KIMBAL (1919), PRESCOTT (1940), BLACK et al. (1954), PAGE (1964) e HAY (1979)].
- (2). Não lineares: correlações envolvendo funções quadráticas, cúbicas e logarítmicas. [McQUIGG e DECKER (1958), BENSON et al. (1984), ÖGELMANN et al. (1984), SOLER (1986), BAHREL et al. (1987)].
- (3). Lineares e não lineares com parâmetros adicionais: os estudos do tipo (3) citados na classificação de SAYIGH (1977) enquadram-se nesta categoria.

Uma terceira classificação dos métodos que relacionam brilho do sol e irradiação solar é, ainda, apresentado em SOLER (1990b), que os divide em dois tipos de acordo com sua validade para todos os meses: são os modelos específicos e não específicos. Na primeira categoria, o autor enquadra o modelo proposto por Dogniaux e Lemoine em 1983 para o Canadá e o de RIETVELD (1978), enquanto na segunda cita os modelos de GLOVER e McCULLOCH (1958), PAGE (1961) e RIETVELD (1978).

Em suma, os modelos da segunda fase do método direto caracterizam-se por estimar a irradiação solar a partir de dados de duração de brilho do sol, sendo ambos representados pela porcentagem de um máximo admitido e correlacionados, em sua maioria, através de médias mensais de dados diários por meio de análise de regressão.

Dois valores são adotados como máximo admissível da irradiação  $H$ : a radiação em céu claro  $H_c$  e a radiação solar extraterrestre  $H_0$ , sendo que a primeira é de mais difícil determinação. Do mesmo modo, dois valores são utilizados nos estudos pesquisados como máximo valor admissível da duração de brilho do sol  $n$ : o comprimento do dia  $N$  e o comprimento do dia modificado para excluir baixos ângulos solares  $N'$ . O último é indicado por reduzir a dispersão do grupo de dados.

## 2.4. Conclusão

O grande número de modelos e adaptações encontrados na revisão bibliográfica exige uma restrição no estudo. O critério utilizado para seleção de modelos para aplicação é, basicamente, eliminar modelos que não utilizem somente  $C$  ou  $C$  e  $n$ , ou ainda que não possam ser utilizados para dados diários. Dois tipos de estimativa devem, então, ter sua aplicação a dados de Florianópolis testada: a direta, que estima  $H$  diretamente a partir de  $C$  e a indireta, que prediz  $H$  em dois momentos. No primeiro a duração de brilho do sol é estimada a partir de  $C$  para, no segundo, estimar  $H$ .

A maioria dos modelos revisados baseiam-se nos princípios estatísticos da análise de regressão simples. Correlacionam índices adimensionais que significam a porcentagem do valor medido frente a um máximo admitido para as variáveis através de equações de ajuste polinomiais com ou sem intercepto (lineares, quadráticas ou cúbicas).

---

---

## Capítulo 3. Metodologia

### 3.1. Introdução

A metodologia compreende cinco fases: coleta dos dados disponíveis, pré-qualificação dos registros obtidos, análise estatística descritiva das amostras pré-qualificadas, aplicação dos modelos selecionados e avaliação de validade e desempenho da predição.

### 3.2. Desenvolvimento da metodologia

#### 3.2.1. Coleta de dados

Para a coleta de dados realizam-se visitas às instituições responsáveis pelas medições para se obter os dados necessários ao estudo. Dados de irradiação solar global,  $C$  e  $n$  são obtidos, respectivamente, do LABSOLAR e CLIMERH-SC através da EPAGRI.

Dados de irradiação solar global na horizontal no período de três anos (julho de 1994 a junho de 1997) da estação solarimétrica de Florianópolis são obtidos em arquivos do tipo .DAT. Uma parte deles mostra integrações a cada dois minutos da irradiação solar global instantânea medida em superfície horizontal e a outra, integrações horárias realizadas ao final de cada hora (1 a 24 GMT, em  $W/m^2$  e  $Wh/m^2$  respectivamente).

A duração de brilho do sol  $n$  em Florianópolis é medida na Estação Meteorológica de São José. Os dados são obtidos como tabulações de uma medição diária realizada por heliógrafo Campbell-Stokes, impressos em formulário, mas atualmente disponíveis em arquivos.XLS. Sete anos de dados são obtidos, dos quais três são utilizados no estudo devido à necessidade de correspondência com dados medidos de irradiação solar.

Três observações instantâneas diárias de  $C$  (9, 15 e 21 h, horário local), expressas em décimos de céu obscurecido por todos os tipos de nuvens, são realizadas na mesma estação meteorológica com base em estimativas visuais. Sete anos de dados são fornecidos, mas só três são utilizados com os registros correspondentes de  $n$  e irradiação global. Então impressos em formulário, também já são disponíveis em arquivos .XLS.

Aspectos ligados a erros e incertezas que envolvem observações e instrumentação são discutidos por vários autores [REDDY (1971), NYBERG (1977), HOYT (1977), COURT (1978), HOYT (1978), MANI e RANGARAJAN (1980), RANGARAJAN et al. (1984), HARRISON e COOMBES (1986) e GUEYMARD et al. (1995), entre outros].

---

### 3.2.2. Pré-qualificação dos dados coletados

O segundo passo da metodologia consiste em realizar o controle de qualidade dos dados obtidos, que são sujeitos a uma pré-qualificação segundo processo metodológico descrito abaixo.

#### 3.2.2.1. Dados de irradiação solar global

Parte dos dados de irradiação solar global na horizontal coletados constam de integrações a cada dois minutos. São integrados ao final de cada hora (GMT) e anexados aos dados coletados em forma de tabulações horárias.

##### 3.2.2.1.1. Os dados horários

Os dados horários do período estudado (julho/1994 a junho/1997) são ordenados de forma crescente em função do ano, mês e dia do ano (nesta ordem de prioridade) e tabulados em planilha eletrônica. Prezando por uma uniformidade de tratamento dos dias do ano, opta-se por descartar os dados de 29 de fevereiro de 1996, sabidamente bissexto.

Os dados horários são inicialmente limitados: como a dissertação objetiva examinar as correlações relacionadas à estimativa de irradiação solar a partir da cobertura de nuvens, só registros das 8 às 22 h GMT (período diurno) são analisados. Desse modo, os 16.425 registros possíveis são examinados quanto à existência de valores sem medição (preenchidos pelo “flag” -99,99) e menores ou iguais a zero, inválidos para a irradiação solar global e, portanto, eliminados. Destaca-se que os meses de janeiro e fevereiro de 1997 não foram medidos devido à mudança de local da estação.

Os 12.848 valores pré-qualificados na etapa são, então, comparados a um máximo admissível. Valores de radiação de céu claro  $I_c$  e radiação solar extraterrestre  $I_0$  são utilizados para tal finalidade. Os últimos são adotados como máximo admissível.

Uma planilha eletrônica calcula, em cada dia do ano, a radiação solar extraterrestre horária integrada para as horas entre o nascer e o pôr do sol. A metodologia de cálculo é apresentada por DUFFIE e BECKMAN (1991), Capítulo 1, p. 3 a 45 e caracteriza-se por computar a radiação extraterrestre no plano normal à incidência dos raios solares ( $G_{ON}$ ) através da eq. 3.1, que considera a dependência da radiação ao tempo do ano:

$$G_{ON} = G_{SC} \cdot (1 + 0,033 \cdot \cos(360 \cdot n/365)) \quad \dots (3.1)$$

Na eq. 3.1,  $G_{SC}$  é a constante solar ( $1353 \text{ W/m}^2$ , recomendado pelos autores) e  $n$  é o dia do ano, com 1 no primeiro dia de janeiro.

A energia emitida pelo Sol é considerada fixa face à pequenez de sua variação diante da variabilidade da transmissão atmosférica envolvida no seu uso em questões de Engenharia. Pode-se, então, estimar a radiação extraterrestre instantânea sobre qualquer plano pela equação  $G_O = G_{ON} \cdot \cos \theta_z$  na qual  $\theta_z$  representa o ângulo entre vertical e linha do Sol (zenital). Para superfícies horizontais, o ângulo de incidência da radiação direta sobre superfícies é o ângulo zenital do Sol ( $\theta_z$ ). Como  $\beta = 0$ , a relação entre importantes ângulos na geometria solar mostrada na eq. 3.2 permite-nos o cálculo do  $\cos \theta_z$

$$\cos \theta_z = \cos \phi \cdot \cos \delta \cdot \cos \omega + \text{sen} \phi \cdot \text{sen} \delta \quad \dots (3.2)$$

Os ângulos necessários para esse cálculo são a latitude  $\phi$  -localização norte ou sul do Equador-, a declinação  $\delta$  -posição angular do Sol ao meio dia solar em relação ao Equador- e o ângulo horário  $\omega$  -localização angular do sol a leste ou oeste do meridiano local devido à rotação da Terra sobre seu eixo em  $15^\circ$  por hora.

A declinação  $\delta$ , conforme recomendam os mesmos autores, é calculada da equação 3.3 proposta por Cooper em 1969:

$$\delta = 23,45 \cdot \text{sen}(360 \cdot (284 + n/365)) \quad \dots (3.3)$$

A eq. 3.4 é recomendada para estimar radiação extraterrestre integrada  $I_o$  ( $\text{J/m}^2$ ) em qualquer hora solar entre o nascer e o pôr do sol, sendo  $\omega_2 > \omega_1$ . Quando a hora inicial é a do nascer do Sol ou a final corresponde ao pôr do Sol pode-se substituir o ângulo horário  $\omega_1$  por  $-\omega_s$  ou  $\omega_2$  por  $\omega_s$  nesta equação, sendo que o ângulo horário do pôr do Sol  $\omega_s$  é calculado pela equação (3.5).

$$I_o = (12.3600/\pi) G_{ON} \cdot (\cos \phi \cdot \cos \delta \cdot (\text{sen} \omega_2 - \text{sen} \omega_1) + (\pi \cdot (\omega_2 - \omega_1)/180) \cdot \text{sen} \phi \cdot \text{sen} \delta) \quad \dots (3.4)$$

$$\omega_s = \arccos[-(\text{sen} \phi \cdot \text{sen} \delta)/(\cos \phi \cdot \cos \delta)] = \arccos(-\tan \phi \cdot \tan \delta) \quad \dots (3.5)$$

As estimativas obtidas de  $I_o$  mês a mês para Florianópolis são realizadas em planilhas (tabelas e gráficos). Alerta-se para o fato de que, para manter a uniformidade de tratamento de dados de irradiação global e extraterrestre, os valores obtidos ( $\text{J/m}^2$ ) são transformados em  $\text{W.h/m}^2$  pela simples divisão por 3.600.

Uma nova planilha tabula os valores de  $I$  até então pré-qualificados e os de  $I_o$  correspondentes, copiados da planilha de cálculo quando o teste lógico de igualdade da hora (em GMT) é afirmativo: caso contrário, testa-se a próxima hora tabulada na

planilha até que mude o dia do ano. O dia é considerado “sem dados” caso nenhum valor horário válido seja nele detectado. Só então procede-se a comparação. As horas cuja irradiação solar global  $I$  têm valor correspondente de radiação extraterrestre  $I_0$  igual a zero, ou seja, correspondentes a horas anteriores ao nascer do Sol ou posteriores a seu poente tem seus registros eliminados.

Verifica-se, ainda, que em alguns casos os valores de  $I$  são maiores que os de  $I_0$  calculados para a hora considerada- todos referentes às primeiras ou últimas horas do período diurno. Esses dados são corrigidos e o valor de  $I$  iguala-se ao de  $I_0$  correspondente. Isso ocorre porque o valor de  $I_0$  é nulo quando não há radiação direta do sol, mas admite-se que piranômetros possam medir uma pequena parcela de irradiação difusa em horas imediatamente anteriores ao nascer e posteriores ao pôr do Sol.

É importante lembrar o objetivo principal da dissertação: estudar a aplicabilidade de modelos de estimativa de dados de irradiação solar. Nos maioria dos modelos, a variável dependente utilizada é o índice de claridade  $K_T$ , definido como  $\frac{\text{irradiação global}}{\text{irradiação extraterrestre}}$  e com valores limitados entre 0 e 1. Justifica-se, então, a decisão de eliminar dados de  $I_0$  nula ( $I/I_0 = 0 = \text{inexistente}$ ) e a de corrigir dados de  $I$  ( $I > I_0 / I_0 > 1$ ). Ademais, medições através de piranômetros e Campbell-Stokes são menos confiáveis em horas de baixo ângulo solar, exatamente quando os valores medidos excedem os calculados.

O último teste relaciona-se às falhas de  $I$  no horário de maior incidência solar (15:00 GMT). Se essa medição é ausente, a integração de  $I$  pode não ser representativa dos valores reais de  $H$  e os coeficientes ajustados do modelo não devem ser usados para fins de predição. Filtra-se os valores de modo que o banco de dados mostre somente as horas centrais do dia (14:00 às 16:00 GMT) e os resultados obtidos mostram que há somente um dia com falha às 14:00 GMT. Em suma: os dias com falhas de medição às 15:00 GMT (12:00 h local) estão, provavelmente, já rejeitados nas etapas anteriores.

Então, 11344 dados de irradiação global  $I$  são pré-qualificados, mas como observações horárias de  $C$  e  $n$  não são disponíveis, é necessário integrá-los, obtendo valores  $H$  passíveis da análise de modelos de estimativa.



### 3.2.2.1.2. Os dados diários

Para maior representatividade dos valores diários, a situação dos registros horários em cada dia é examinada. Uma planilha tabula a situação dos registros horários. As três colunas iniciais trazem a identificação através do ano, mês e dia do ano a que se refere. A quarta coluna apresenta o número de dados horários pré-qualificados em cada dia, enquanto a quinta mostra o número máximo admitido, correspondente a 100% dos dados.

Assumida a formulação descrita por DUFFIE e BECKMAN (1991) para o cálculo do comprimento do dia (eq. 3.6), os dias do ano são separados em dois grupos para efeito do cálculo da porcentagem de dados horários disponíveis: os de maior comprimento (264 em setembro a 81 em março) e os de menor comprimento (entre os dias 82 em março e 263 em setembro). Para os dias do primeiro grupo, o número máximo de registros assumido é quatorze, enquanto que para os do segundo grupo é de treze. Tal separação dá maior confiabilidade ao cálculo, uma vez que se baseia na diferença real do comprimento do dia conforme a época do ano.

$$N = 2/15 \cdot \text{arc cos} (-\tan\phi \cdot \tan\delta) \quad \dots\dots (3.6)$$

Examina-se a porcentagem de registros horários em cada dia e tabula-se os valores de  $I$  observados. Os dias com número de dados horários inferior a 70% não são utilizados na análise. Não se observa esse caráter restritivo nos autores pesquisados, mas supõe-se que acima dessa porcentagem não há grandes diferenças nos parâmetros estatísticos da amostra. Um estudo mais generoso realizado (50% ou mais dados horários disponíveis) mostra uma dispersão muito grande dos dados diários (global e extraterrestre), fato que contradiz o comportamento periódico já conhecido da curva da radiação extraterrestre diária. Daí o maior rigor na eliminação de dias com quantidade de dados horários inferior a 70%. Extraí-se, por fim, que 56 (cinquenta e seis) dias são rejeitados por conterem registros horários em número insuficiente e 153 (cento e cinquenta e três) por não possuírem nenhum registro horário medido.

### 3.2.2.1.3. As médias mensais

Analisa-se os registros quanto à insuficiência de dados diários para análises mensais. Os dados são agrupados em função do mês e tabulados em planilha que registra o número de dados diários em cada mês dos três anos e calcula a porcentagem disponível em função do número máximo de dias do mês. Sete meses são rejeitados com

número de registros diários disponíveis inferior a 70% do total, entre eles janeiro e fevereiro de 1997, nos quais a estação não esteve em funcionamento. A análise mensal conta, então, com 29 dos 36 meses, distribuídos conforme mostra a tabela 3.1.

Tabela 3.1: Exame mensal dos dados diários pré-qualificados

Mês (m)	n° max. dias no mês	Ano (a)	n° dados diários	% dados diários disponíveis
<i>Jan</i>	31	95	23	74.2
		96	26	0.8
		<b>97</b>	<b>0</b>	<b>0.0</b>
<i>Fev</i>	28	95	20	71.4
		96	28	100.0
		<b>97</b>	<b>0</b>	<b>0.0</b>
<i>Mar</i>	31	<b>95</b>	<b>19</b>	<b>61.3</b>
		96	30	96.8
		<b>97</b>	<b>17</b>	<b>54.8</b>
<i>Abr</i>	30	95	21	70.0
		96	23	76.7
		97	28	93.3
<i>Mai</i>	31	<b>95</b>	<b>24</b>	<b>77.4</b>
		96	24	77.4
		97	31	100.0
<i>Jun</i>	30	95	26	86.7
		96	28	93.3
		97	27	90.0
<i>Jul</i>	31	94	28	90.3
		95	27	87.1
		96	30	96.8
<i>Ago</i>	31	94	29	93.5
		95	31	100.0
		96	26	83.9
<i>Set</i>	30	94	21	70.0
		95	29	96.7
		96	30	100.0
<i>Out</i>	31	<b>94</b>	<b>16</b>	<b>51.6</b>
		95	28	90.3
		96	30	96.8
<i>Nov</i>	30	94	27	90.0
		95	29	96.7
		96	30	100.0
<i>Dez</i>	31	<b>94</b>	<b>20</b>	<b>64.5</b>
		95	23	74.2
		96	7	22.6

Na tab. 3.1 observa-se, em negrito, as informações referentes aos meses com menos de 70% dos dados diários pré-qualificados disponíveis e dela extrai-se que a amostra de médias mensais no período estudado conta com três valores de  $\bar{H}$  nos meses de abril a setembro e novembro e com dois valores em janeiro, fevereiro e outubro. Os meses com menor representatividade são março e dezembro, com somente um valor de  $\bar{H}$  com número suficiente de dados diários pré-qualificados para a análise mensal.

Salienta-se que as amostras devem possibilitar o estudo da aplicabilidade de métodos diretos e indiretos de estimativa de irradiação solar global na horizontal a partir de  $C$ . Uma vez que os dados de irradiação são, adiante, correlacionados a  $C$  e  $n$ , examina-se a existência dos três registros conjuntamente. Antes, contudo, as amostras diárias de  $C$  e  $n$  são também pré-qualificadas.

### 3.2.2.2. Dados de duração de brilho do sol

A duração diária de brilho do sol  $n$  (número de horas) no período entre 01 de julho de 1994 e 30 de junho de 1997 são tabulados em planilha eletrônica. Como nos dados de irradiação, descarta-se os dados dos dias 29 de fevereiro, relativos ao ano bissexto.

Os dados diários são inicialmente examinados quanto à existência de registros em branco ou preenchidos pelo "flag" -99.99. Rejeita-se, então, trinta e três dias de dados, destacando-se o período entre 22 de setembro de 1994 e 15 de outubro de 1994. Depois, pesquisam-se dias onde os registros são valores negativos, inválidos como duração de brilho do sol, mas nenhum registro é encontrado.

Testam-se, ainda, valores acima de um máximo admissível conforme feito na análise de dados de irradiação solar. Devido à natureza do trabalho, dois valores máximos são admitidos: o comprimento do dia  $N$  e o comprimento do dia modificado para eliminar o tempo em que o sol está abaixo de  $5^\circ$  em relação ao horizonte,  $N'$ .

O comprimento astronômico do dia  $N$ , definido diferentemente de autor para autor, é testado como máximo valor. Nesse trabalho, assume-se a definição de DUFFIE e BECKMAN (1991), apresentada na eq. 3.6, p. 41. Tais valores são tabulados e um registro é corrigido se seu valor é superior ao de referência para o dia do ano em questão, mas novamente, nenhum registro encontra-se nesta situação.

Já quando se testa duração possível de brilho do sol para o ângulo zenital menor ou igual a  $85^\circ$ ,  $N'$ , como valor máximo, os resultados são um pouco diferentes. A formulação adotada é recomendada por HAY (1979) e apresentada na eq. 2.19 (cap. 2, p. 35). Seis dias tiveram os valores de  $n$  corrigidos por excederem os valores correspondentes do comprimento do dia com altura do sol igual ou maior que  $5^\circ$  acima do horizonte. Nesses dias, a correção é feita igualando-se os valores medidos a esses máximos valores teóricos admitidos. Ao final, 1062 (um mil e sessenta e dois) dados diários pré-qualificados de  $n$  tornam-se disponíveis nesta fase da pré-qualificação.

### 3.2.2.3. Dados de cobertura total de nuvens

Os dados de observações de cobertura de nuvens  $C$  às 9:00, 15:00 e 21:00 h são classificados em ordem crescente de coleta no período compreendido entre julho de 1994 e junho de 1997, sendo também tabulados em meio magnético como planilha eletrônica. O dia 29 de fevereiro, relativo ao ano bissexto, também é descartado.

Como anteriormente, os dados são verificados quanto à existência de registros em branco ou preenchidos pelo "flag", mas nenhum dia é excluído por esse motivo. Pesquisa-se, então, registros com valores negativos inválidos para  $C$ , assim como fora da faixa admissível ( $0 \leq \text{valor} \leq 10$ ) e, mais uma vez, nenhum registro foi encontrado.

Como a variável de entrada nos modelos investigados é a média das observações e não as medições instantâneas em si, a média diária de  $C$  é objeto importante no estudo. Duas possibilidades de cálculo são consideradas.

- **Tipo 1:** média aritmética dos dados do período diurno (12:00 e 18:00 h GMT), quando a radiação solar direta é incidente:  $C = (C_{12} + C_{18})/2$  e
- **Tipo 2:** média ponderada utilizando-se de todos os dados disponíveis (12:00, 18:00 e 24:00h GMT):  $C = (C_{12} + C_{18} + 0,5.C_{24})/2,5$

Os valores médios diários obtidos conforme as duas maneiras distintas são investigados de modo a verificar se acarretam mudanças significativas no resultado do estudo de aplicabilidade dos métodos. Então, os 886 (oitoscentos e oitenta e seis) dados até então pré-qualificados de  $K_T (H/H_0)$  e  $C$  são sujeitos à análise de regressão linear – conforme indica NORRIS (1968).

A primeira variável independente testada é  $C_{\text{tipo 1}}$  -a média aritmética das medições de cobertura de nuvens feitas em período de irradiação solar direta- enquanto a segunda é  $C_{\text{tipo 2}}$  -a média ponderada de todos os valores observados. O segundo caso produz um maior espalhamento dos valores. Os valores do teste F nas duas situações são respectivamente, 1877,30 e 1821,66, o que leva à constatação de que a probabilidade do  $F_{\text{critico}}$  ser maior ou igual ao  $F_{\text{observado}}$  é, nos dois casos, menor que o valor do nível de significância 0,05 adotado ( $7,4.10^{-221}$  e  $6.10^{-217}$ ). Conseqüentemente, deve-se aceitar ambas as regressões. A diferença entre os coeficientes de determinação  $r^2$  nos dois casos é insignificante (0,68 e 0,67) e os coeficientes  $a$  e  $b$  das equações ajustadas também não mostram diferenças significativas (0,78 e -0,48 no primeiro caso e 0,80 e -0,49 no segundo). A esse resultado soma-se a maior simplicidade dos cálculos

na determinação da média  $C_{tipo1}$  e a maior coerência, visto que os valores são instantâneos e, portanto, a observação noturna tanto não se encontra no período de interesse (diurno), quanto não garante acréscimo de exatidão à predição de  $K_T$ . Então, opta-se por calcular a média diária de  $C$  de forma aritmética utilizando só as duas observações diurnas. Conclusões similares são obtidas na aplicação de outros modelos.

Como  $C$  é a única variável a não ter dados rejeitados, quer por falha nos registros ou por existência de espúrios, então, as 1095 (um mil e noventa e cinco) médias diárias são pré-qualificadas nesta fase.

#### 3.2.2.4. Exame da existência simultânea dos registros de $H$ , $n$ e $C$

Uma vez que a amostra da média diária de  $C$  é utilizada no estudo dos métodos em conjunto com dados pré-qualificados de irradiação solar global diária numa primeira fase e de  $n$  na segunda, cumpre examinar a correspondência desses registros.

Então, os dados diários pré-qualificados de  $H$ ,  $H_o$ ,  $K_T$ ,  $n$  e  $C$  são tabulados e avalia-se a situação dos registros correspondentes de  $C$ ,  $n$  e  $H$ . Um algoritmo similar ao utilizado para “emparelhar” dados correspondentes de  $I$  e  $I_o$  é aplicado e observa-se que 30 dias com medição de  $H$  possuem registros correspondentes de  $C$ , mas não de  $n$ ; três não tem valores medidos de  $H$  ou  $n$  e 209 tem valores de  $C$ , mas não de  $H$ . Tais dias são eliminados e, portanto, somente 856 dias dos três anos disponíveis são pré-qualificados para estudos subseqüentes.

#### 3.2.2.5. Estudo complementar da existência de valores espúrios

Na pré-qualificação dos dados diários deve-se, ainda, testar estatisticamente a existência de valores espúrios. Em planilha eletrônica, os dados pré-qualificados de  $H$ ,  $H_o$ ,  $n$  e  $C$  são tabulados e os valores máximos e mínimos de cada uma das variáveis são transformados em resíduos padronizados da forma apresentada na equação 3.7.

$$R_i = (x_i - x_m)/\sigma \quad \dots \text{Eq. 3.7}$$

Na equação 3.7, tem-se que  $R_i$  é o resíduo padronizado de uma observação diária,  $x_i$  é o dado diário,  $x_m$  é a média e  $\sigma$  o desvio padrão amostrais.

Os resíduos padronizados são comparados a valores críticos tabelados em função do nível de significância conforme NANNI (1986), p. 175. Nenhuma das variáveis apresenta valor considerado espúrio com um nível de significância de 5%.

### 3.2.2.6. Estudo complementar devido às falhas de medições nas amostras

Examina-se, por fim, se falhas existentes na amostra são capazes de invalidar seu uso para os estudos propostos. O caráter previsível da irradiação solar extraterrestre favorece o exame do efeito de falhas de medição no comportamento esperado da amostra pré-qualificada. A figura 3.1 mostra a evolução da radiação solar global e extraterrestre diárias no período estudado. Alerta-se para o fato de que duas importantes falhas de medição são detectadas, as quais são vistas na própria figura.

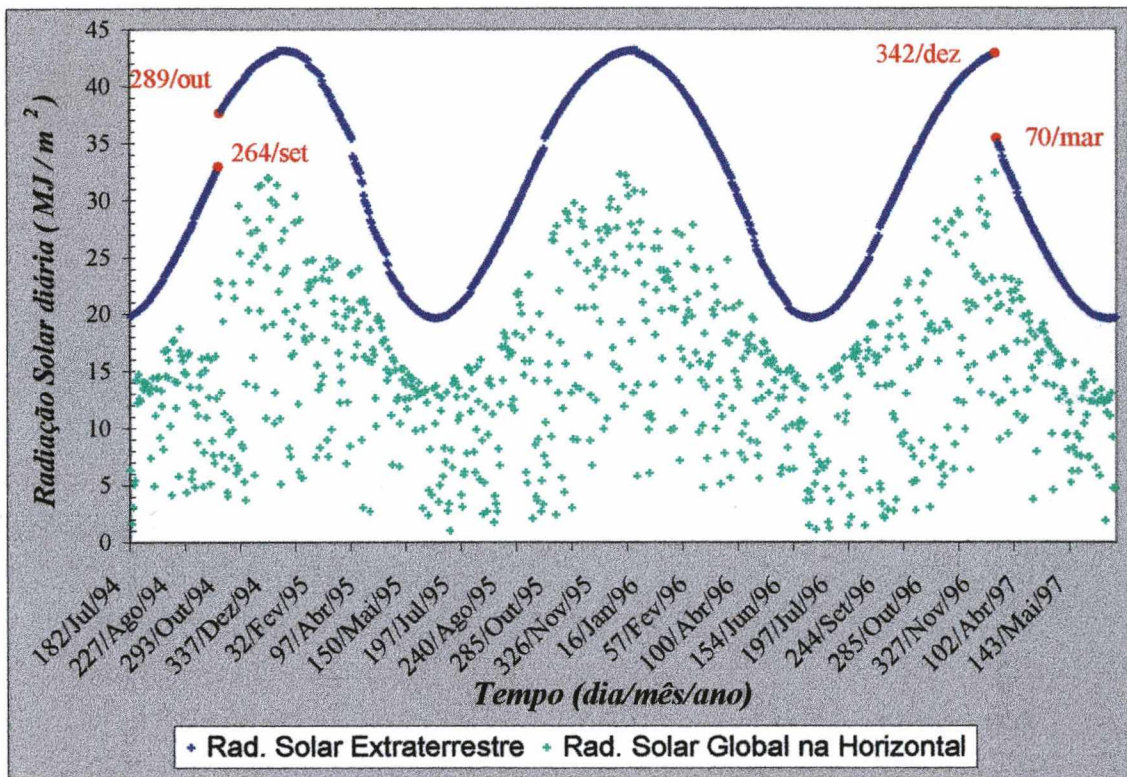


Figura 3.1: Evolução dos dados de  $H$  e  $H_o$  no tempo.

Os dados de  $H$  apresentam-se em verde e os de  $H_o$  em azul. Verifica-se, então, que o truncamento da série completa cria uma amostra de 675 dados diários que pode ou não ser mais confiável para o estudo de aplicação dos modelos de estimativa no local. Séries de dados de  $H$  são, então, utilizadas para se examinar a hipótese de que as duas amostras pertencem à mesma população. Suponha-se que essas amostras de tamanho  $n_c = 856$  e  $n_t = 675$  são extraídas de populações normais cujos desvios-padrão são iguais ( $\sigma_c$  e  $\sigma_t$ ). A hipótese de normalidade das duas amostras realmente não pode ser rejeitada com confiabilidade de 95%. Tal afirmativa é fundamentada nos testes de normalidade pelo método Kolmogorov-Smirnov ( $K-S$ ).

Suponha-se, ainda, que as amostras tenham médias e desvios-padrão dados por  $x_c, x_t$  e  $\sigma_c, \sigma_t$  respectivamente, onde os subscritos  $c$  e  $t$  relacionam os parâmetros à amostra completa ou truncada. Para testar se as amostras provêm da mesma população, isto é,  $\mu_c = \mu_t$  e  $\sigma_c = \sigma_t$ , adota-se a estatística  $z$ , onde  $z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{N}}$ , devido aos grandes valores de  $n$ :

“Para grandes valores do grau de liberdade ou número de dados (certamente  $N \geq 30$ ), as curvas (2) [de distribuição amostral de  $t$ ] são muito próximas da normal reduzida (...)”

SPIEGEL (1976), p. 311.

Comparando  $p$ -value para duas caudas da distribuição com nível de significância  $\alpha = 0,05$ , se  $P(Z \leq z)$  for menor, aceita-se a hipótese de igualdade das médias, senão, ela é rejeitada. Aplicando o teste às duas amostras obtém-se o resultado mostrado na tab. 3.2.

**Tabela 3.2:** Teste-z para comparação de médias entre as amostras completa e truncada.

	<i>Global (H) Amostra Completa</i>	<i>Global (H) Amostra Truncada</i>
<b>Média amostral</b>	4143.23	4286.19
<b>Variância amostral</b>	3807332.38	4255950.04
<b>Número de observações</b>	856	675
<b>Hipótese da diferença de média</b>	0	
<b>z</b>	-1.378696755	
<b>P(Z ≤ z) uni-caudal</b>	0.083994191	
<b>z Crítico uni-caudal</b>	1.644853	
<b>P(Z ≤ z) bi-caudal</b>	0.167988382	
<b>z Crítico bi-caudal</b>	1.959961082	

Da tabela 3.2 observa-se que o  $p$ -value obtido para duas caudas da distribuição (0,17) é maior que 0,05. Concluir-se-ia, então, que a hipótese de igualdade das médias pode ser rejeitada. Entretanto, realizando o teste com os valores da distribuição  $z$ , vemos que o valor de  $z$  observado é aproximadamente -1,38 e o valor do  $z$  crítico para duas caudas aproxima-se de 1,96. Comparando valores absolutos observa-se que  $|z$  observado| é menor que  $|z$  crítico bicaudal. Por isso aceita-se a igualdade das médias. LAPPONI (1997) alerta para esse conflito, concluindo que não se calcula corretamente o  $p$ -value na ferramenta *teste de hipóteses z aplicado a duas amostras* disponível no EXCEL®.

Ao aceitar a igualdade das médias, assume-se que as falhas de medição não invalidam a utilização das amostras completas para o estudo de aplicabilidade dos modelos de estimativa de irradiação solar a partir de observações superficiais de

cobertura de nuvens. Então, devido às facilidades computacionais para a análise de regressão aplicada a um grande número de dados, opta-se por realizar as análises que esse trabalho objetiva com todos os dados pré-qualificados disponíveis.

Essa justificativa é reforçada por mais um teste, onde um dos modelos (NORRIS, 1968) é aplicado a amostras completas e truncadas de  $K_T$  e da média diária de  $C$ . Os coeficientes  $a$  e  $b$  calculados pelo MMQ Ordinário para a equação linear ajustada pelo modelo não mostram diferenças significativas para os dois casos.

### 3.2.3. Análise Descritiva das Amostras Pré-qualificadas

A terceira fase da metodologia relaciona-se ao exame das amostras obtidas para estudo das estimativas. Feita a pré-qualificação, os dados são agrupados de acordo com a finalidade do estudo. A maioria dos modelos envolve análise de regressão, cujo estudo leva à formação de pares ordenados  $(x,y)$ , onde  $x$  é a variável independente, a saber: média da cobertura total de nuvens  $C$  nos modelos do método *Direto* e da primeira fase do *Indireto* e duração relativa de brilho do sol  $n/N$  ou uma de suas variantes (modificado para eliminar baixos ângulos solares  $n/N'$ , seu complemento  $1-n/N$  ou seu complemento modificado  $1-n/N'$ ) nos modelos da segunda fase do método *Indireto*. Já  $y$  é a variável dependente: duração relativa de brilho do sol  $n/N$  ou uma de suas variantes ( $n/N'$ ,  $1-n/N$  ou  $1-n/N'$ ) nos modelos da primeira fase do método *Indireto* e índice de claridade diário  $K_T$  nos modelos diretos e da segunda fase do *Indireto*.

Os 856 dados diários pré-qualificados relativos aos três anos em estudo são então convertidos nas variáveis de interesse e tabulados em planilha eletrônica. Descreve-se tais variáveis por meio da estatística descritiva, calculando-se medidas de posição (média, mediana e moda), de dispersão (erro padrão, variância e desvio padrão), de assimetria e de achatamento ou curtose. Melhores estimativas são testadas agrupando os dados em função do mês. Então, doze amostras (uma para cada mês) recebem o mesmo tratamento estatístico. As amostras gerais e mensais passam, então, pelo teste de valores espúrios conforme NANNI (1986) e todas as amostras são, por fim, apresentadas de forma gráfica, onde examina-se a evolução dos dados no tempo e o resumo de freqüências (histograma) relativo às amostras de cada variável.



### 3.2.4. Aplicação dos modelos selecionados aos dados disponíveis

Na quarta fase aplicam-se os modelos selecionados do método *Direto* e *Indireto*. A análise de regressão simples é base da maioria dos modelos selecionados. Sua formulação é de ordem estatística e os modelos são estocásticos. Neles deduz-se uma equação de ajuste determinada pelo modelo selecionado - linear, quadrática ou cúbica.

Os coeficientes das equações do método *Direto* e das duas fases do *Indireto* são ajustados pelo MMQ *Ordinário* para Florianópolis com base nos dados diários disponíveis e agrupados por mês. Os vários coeficientes de determinação  $r^2$  são avaliados, assim como os erros padrão obtidos pelos ajustes. O estudo baseia-se em procedimento descrito em NORRIS (1968) e BENNETT (1964) e num proposto com base nestes estudos para estimar  $K_T$  diretamente de médias diárias de  $C$ . Baseia-se, ainda, em três procedimentos existentes [HOYT (1977), RANGARAJAN (1984) e HARRISON e COOMBES (1986)] e dois propostos com base nos últimos para estimar  $n$  a partir da média diária de  $C$  (primeira fase do método *Indireto*), assim como em três procedimentos descritos em PRESCOTT (1940), IQBAL (1979) e BAHREL (1983) para estimar  $K_T$  a partir da duração diária de brilho do sol - segunda fase do método *Indireto*.

### 3.2.5. Análise dos resultados

A última fase da metodologia refere-se à análise das estimativas direta e indireta de  $H$  utilizando os mais indicados modelos de regressão ajustados.

Inicialmente, investiga-se os resultados obtidos na aplicação dos modelos e seleciona-se dois métodos mais indicados. A seleção é realizada em dois momentos. No primeiro investiga-se a validade das estimativas oriundas de cada modelo selecionado através do exame de pressupostos ou condições básicas para a análise de regressão. Quando eles não são atendidos, recalcula-se os coeficientes pelo MMQ *Ponderado*. No segundo momento, as estimativas de  $K_T$  pelos modelos do método *Direto* e da segunda fase do *Indireto*, assim como as de  $1-n/N$  ou  $1-n/N'$  na primeira fase são analisados em comparação aos dados observados correspondentes.

Assim, as análises indicam duas estimativas de  $K_T$  (direta e indireta) julgadas mais adequadas mediante o exame dos pressupostos e comparação com dados observados, por meio do coeficiente de determinação  $r^2$  e erro padrão da estimativa  $Se$ .

Num último momento, os índices estimados são reconvertidos a seus valores de  $H$  e avaliam-se os modelos *Direto* e *Indireto* selecionados quanto aos resultados da estimativa de  $H$  para Florianópolis..

Essa análise dos métodos *Direto* e *Indireto* é fundamentada na comparação de valores estimados aos observados correspondentes. Duas formas são adotadas: a gráfica, onde se examina a plotagem dos valores de  $H$  observados e estimados pelos dois métodos; as distribuições de frequência dos desvios ; assim como a média da diferença percentual em cada classe de ocorrência da irradiação.

A segunda forma de avaliação examina analiticamente os desvios na estimativa de todo o período. O coeficiente  $r^2$  entre dados estimados e observados é calculado e o desvio médio e máximo (em módulo) é avaliado para as duas estimativas.

Três outros testes estatísticos de erro têm sido largamente utilizados na avaliação de modelos de estimativa de irradiação solar: *Mean Bias Error* (MBE), *Root Mean Square Error* (RMSE) e *Mean Percentual Error* (MPE), o erro percentual médio. Eles são também aqui aplicados, pois fornecem subsídios para comparação dos desvios sistemático e aleatório dos dois métodos analisados.

### **3.3. Conclusão**

A metodologia acima descrita permite que o trabalho desenvolvido para avaliação de modelos de estimativa de irradiação solar global na horizontal a partir de dados de observações superficiais de cobertura total de nuvens em Florianópolis, SC possa ser também realizado em outros locais. Torna-se, com isso, uma ferramenta auxiliar, apesar das incertezas, na superação da maior dificuldade dos profissionais que pesquisam uma arquitetura mais adequada ao clima: a ausência de dados de irradiação solar. Contribui, ainda, para a execução de um banco de dados brasileiro de irradiação solar mais confiável para utilização em simulações térmicas e energéticas.

## **Capítulo 4: Apresentação das amostras**

### **4.1. Considerações iniciais**

Os dados das variáveis qualificadas ( $H$ ,  $C$  e  $n$ ) são expressos como porcentagem de um máximo admissível (índices adimensionais) de acordo com sua finalidade no estudo, dando origem às variáveis necessárias à aplicação dos modelos selecionados ( $K_T$ ,  $C/10$ ,  $n/N$ ,  $n/N'$ ,  $1-n/N$  e  $1-n/N'$ ) as quais são apresentadas de forma sumarizada.

Na revisão bibliográfica observa-se que a maioria dos modelos selecionados, seja do método direto ou indireto, baseiam-se na análise de regressão. Tal estudo leva à formação de pares ordenados  $(x,y)$ , onde  $x$  (independente) é a média da cobertura total de nuvens  $C$  nos modelos diretos e da primeira fase indireta e a duração relativa de brilho do sol  $n/N$  ou uma de suas variantes (modificado para eliminar baixos ângulos solares  $n/N'$ , seu complemento  $1-n/N$  ou seu complemento modificado  $1-n/N'$ ) nos modelos da segunda fase indireta. A variável dependente  $y$  é  $K_T$  nos modelos diretos e da segunda fase indireta e  $n/N$  (ou variante) na primeira fase indireta.

Neste capítulo apresenta-se, de forma sumarizada, as amostras qualificadas dos índices para estudo de aplicabilidade de modelos de estimativa. Apresenta-se os resultados das medidas de distribuição de frequência, a verificação de espúrios com 5% de significância, a evolução dos dados amostrais no tempo e o histograma de frequências de variáveis observadas e necessárias ao estudo.

### **4.2. Descrição estatística das amostras**

Com a pré-qualificação, 856 dados diários estão disponíveis para a investigação na amostra geral. Uma planilha reúne os dados correspondentes das variáveis medidas e necessárias ao estudo de aplicabilidade dos modelos a Florianópolis, tabulando os dados diários pré-qualificados no período de 3 anos. Essa planilha inclui: um número de ordem; ano, mês e dia do ano do registro; valores de  $H$ ,  $H_o$ ,  $K_T$ ,  $C/10$ ,  $\delta$ ,  $N$  e  $N'$ ,  $n$  (corrigida se necessário),  $n/N$ ,  $n/N'$ ,  $1-n/N$  e  $1-n/N'$ . Todas as variáveis são consideradas quantitativas, apesar do caráter qualitativo inerente às medições de  $C$ . Mas como os modelos pesquisados não consideram-na variável qualitativa, julga-se conveniente usar o mesmo tratamento dado pelos modelos originais cuja aplicabilidade essa dissertação objetiva investigar. A fig. 4.1 mostra uma ilustração da planilha que tabula as amostras diárias pré-qualificadas.

**Amostras diárias pré-qualificadas**

Esta planilha reúne os dados pré-qualificados correspondentes da média diária de cobertura total de nuvens C/10 e duração absoluta de brilho do sol  $\alpha$  aos somatórios diários de irradiação solar global  $H$  e extraterrestre  $H_0$ .

**Notas:**  
 São eliminados na pré-qualificação:  
 153 dias sem nenhum registro horário de irradiação solar global medida na horizontal;  
 ZERO dias sem média diária de cobertura de nuvens medida;  
 33 dias sem registro diário de duração absoluta de brilho do sol medida;  
 3 dias sem nenhum registro de irradiação solar global horária e de duração absoluta de brilho do sol medidos;  
 56 dados diários de irradiação solar global correspondentes a dias com menos de 70% de dados horários medidos

**Dados e fórmulas utilizadas:**  
 Latitude de Florianópolis:  $\phi = -27,5^\circ$   
 Declinação  $\delta = 23,45 \cdot \sin(360 \cdot ((284 + n) / 365))^\circ$   
 Comprimento do dia:  $N = 2 / 15 \cdot \arccos(-\tan \phi \cdot \tan \delta)$   
 Comprimento do dia modificado:  $N' = [\arccos(\cos 85 - \sin \phi \cdot \sin \delta) / \cos \phi] / 1,5$

No de dias total: **856**

**Valores correspondentes diários pré-qualificados em três anos (Julho de 1994 a Junho de 1997)**

Ano (a)	Mês (m)	Dia do ano (n)	% dados l disponíveis	Global diária $Wh/m^2 (H)$	Extraterrestre diária $(H_0)$	Índice de clarid. diário $(K_c)$	Média diária da cobertura total de nuvens C/10 $(0 \text{ a } 1)$	Declinação solar $\delta (^\circ)$	Comp. do dia modif. $N' (h)$	Dur. Bril. Sol absoluta		Dur. Bril. Sol relativa		Complem. de Dur Bril. Sol relativa	
										medida $(a)$	corrigida $(a')$	medida $(b)$	corrigida $(b')$		medida $(1-a)$
1994	Jul	182	100,0%	1776,95	5509,24	0,32	0,95	23,12	10,29	9,44	0,30	0,30	0,03	0,03	0,97
1994	Jul	183	100,0%	462,11	5520,50	0,08	1,00	23,05	10,29	9,44	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00
1994	Jul	186	100,0%	864,68	5561,10	0,16	1,00	22,80	10,31	9,47	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00
1994	Jul	187	100,0%	1422,34	5576,89	0,26	0,75	22,70	10,32	9,48	3,10	3,10	0,30	0,33	0,70
1994	Jul	188	92,3%	1516,95	5593,79	0,27	0,85	22,59	10,33	9,49	0,90	0,90	0,09	0,09	0,91
1994	Jul	189	92,3%	3971,37	5611,81	0,71	0,60	22,48	10,34	9,50	9,10	9,10	0,88	0,96	0,12
1994	Jul	190	76,9%	3403,98	5630,93	0,60	0,40	22,36	10,35	9,51	9,50	9,50	0,92	1,00	0,08
1994	Jul	191	92,3%	4110,52	5651,15	0,73	0,05	22,24	10,36	9,52	9,60	9,52	1,00	1,00	0,07
1994	Jul	192	92,3%	3514,75	5672,46	0,62	0,55	22,11	10,37	9,53	6,00	6,00	0,58	0,63	0,42
<b>INTERRUPÇÃO</b>															
1997	Jun	174	92,3%	3089,37	5460,48	0,57	0,95	23,44	10,26	9,41	5,60	5,60	0,55	0,60	0,45
1997	Jun	175	84,6%	3638,76	5462,53	0,67	0,30	23,42	10,26	9,41	9,00	9,00	0,88	0,96	0,12
1997	Jun	176	100,0%	2577,30	5465,74	0,47	0,95	23,40	10,26	9,41	2,10	2,10	0,20	0,22	0,80
1997	Jun	177	92,3%	1333,43	5470,11	0,24	1,00	23,37	10,27	9,41	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00
1997	Jun	178	76,9%	1316,95	5475,63	0,24	0,95	23,34	10,27	9,42	0,60	0,60	0,06	0,06	0,94
1997	Jun	179	92,3%	1340,01	5482,31	0,24	0,90	23,29	10,27	9,42	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00
		$\Sigma_{23}$		284602,48	759231,07	418,09	856,08	1167,02	10138,62	9484,28	4722,56	4722,04	402,14	421,82	482,16

Figura 4.1: Ilustração da planilha de dados diários pré-qualificados (Jul./1994 a Jun/1997)

Fonte de dados: LABSOLAR/UFSC e CLIMERH-SC/EPAGRI

Dispondo dos dados pré-qualificados, é necessário extrair deles informações essenciais para sua melhor compreensão. Então, faz-se necessário encontrar os valores de certos parâmetros básicos que medem a variabilidade das observações (estatística descritiva). Inicialmente, é necessário sumarizar certas características das distribuições por meio de quantidades denominadas *medidas* da distribuição de frequência, por procurarem quantificar alguns aspectos de interesse. Tem-se, assim, as chamadas medidas de posição, de dispersão, de assimetria e de achatamento ou curtose. As duas primeiras são mais importantes aqui, pois têm grande aplicação na estatística indutiva, com a qual se ocupa a dissertação. Os cálculos são realizados mediante funções intrínsecas do pacote computacional utilizado: o Microsoft® Excel 2000.

A análise descritiva das amostras de índices diários utilizados no estudo de aplicabilidade dos métodos diretos e indiretos é mostrada na tabela 4.1.

**Tabela 4.1:** Análise descritiva das amostras diárias pré-qualificadas no período de três anos (Julho de 1994 a Junho de 1997)

	Índice de claridade ( $K_T$ )	Média da cob. total de nuvens ( $C/10$ )	Duração relativa de brilho do sol		Complemento da duração relativa de brilho do sol	
			medida ( $n/N$ )	corrigida ( $n'/N'$ )	medida ( $(1-n)/N$ )	corrigida ( $(1-n')/N'$ )
Média	0,48	0,63	0,47	0,50	0,53	0,50
Erro padrão	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Mediana	0,53	0,70	0,52	0,56	0,48	0,44
Moda	#N/A	1,00	0,00	0,00	1,00	1,00
Desvio padrão	0,19	0,34	0,33	0,36	0,33	0,36
Variância	0,04	0,11	0,11	0,13	0,11	0,13
Curtose	-0,96	-1,10	-1,49	-1,49	-1,49	-1,49
Assimetria	-0,49	-0,49	-0,18	-0,17	0,18	0,17
Amplitude	0,71	1,00	0,94	1,00	0,94	1,00
Mínimo	0,05	0,00	0,00	0,00	0,06	0,00
Máximo	0,76	1,00	0,94	1,00	1,00	1,00

A média de  $K_T$  (0,48) indica que 48% da radiação solar extraterrestre é, em média, incidente em superfícies horizontais. O restante é atenuado pela atmosfera e nuvens. O desvio padrão dessa variável é 0,19. Então, estima-se com 95% de confiança que a média populacional de  $K_T$  esteja compreendida no intervalo de 0,47 a 0,50.

A média de  $C/10$  (0,63) revela um estado de céu parcialmente nublado e mostra que, em média, 63% do céu se apresenta obstruído por nuvens de todos os tipos, com desvio padrão de 0,34. Estima-se, então, que a média populacional dessa variável seja, com 95% de confiabilidade, maior que 0,60 e menor que 0,65. O valor que mais se repete na amostra é dez, indicando muitos dias com céu totalmente encoberto.

Esses resultados concordam com as análises realizadas por GOULART (1993) em dados horários de 10 (dez) anos (1961 a 1970) em Florianópolis.

“A análise geral mostra que a nebulosidade média encontrada foi maior que 50% [6,2 numa escala de 0 a 10, com moda igual a 10] . Como pode ser verificado pelos valores obtidos de desvio padrão e coeficiente de variação [3,92 e 63,44 respectivamente], a dispersão dos registros foi muito grande.”

GOULART (1993:50)

As modas de  $n/N$  (zero) e de  $1-n/N$  (um), mostram, de fato, maior ocorrência de dias sem nenhuma hora de sol medida pelo heliógrafo (encobertos). A amostra de  $n/N$ , por sua vez, tem média e desvio padrão de, respectivamente, 0,47 e 0,33, indicando uma média populacional compreendida entre 0,45 e 0,49 com 95% de confiabilidade.

Para as amostras diárias de todo o período, observa-se que nenhum valor espúrio foi detectado com um nível de significância de 5%, mas estuda-se melhores estimativas agrupando os dados por mês. Então, doze amostras (uma para cada mês) recebem o mesmo tratamento estatístico.

### 4.3. Caracterização das amostras

#### 4.3.1. Evolução dos dados no tempo

O conhecimento da evolução das variáveis no tempo é importante para perfeita compreensão do fenômeno estudado. Ela pode ser visualizada nas figuras 4.2 a 4.4.

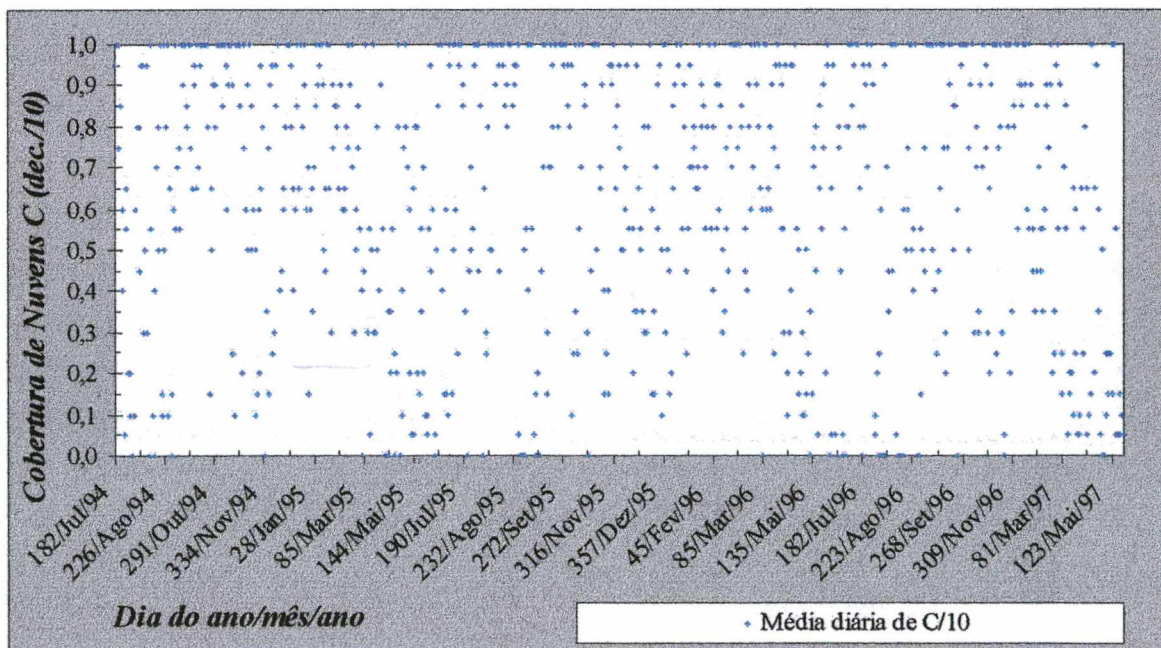


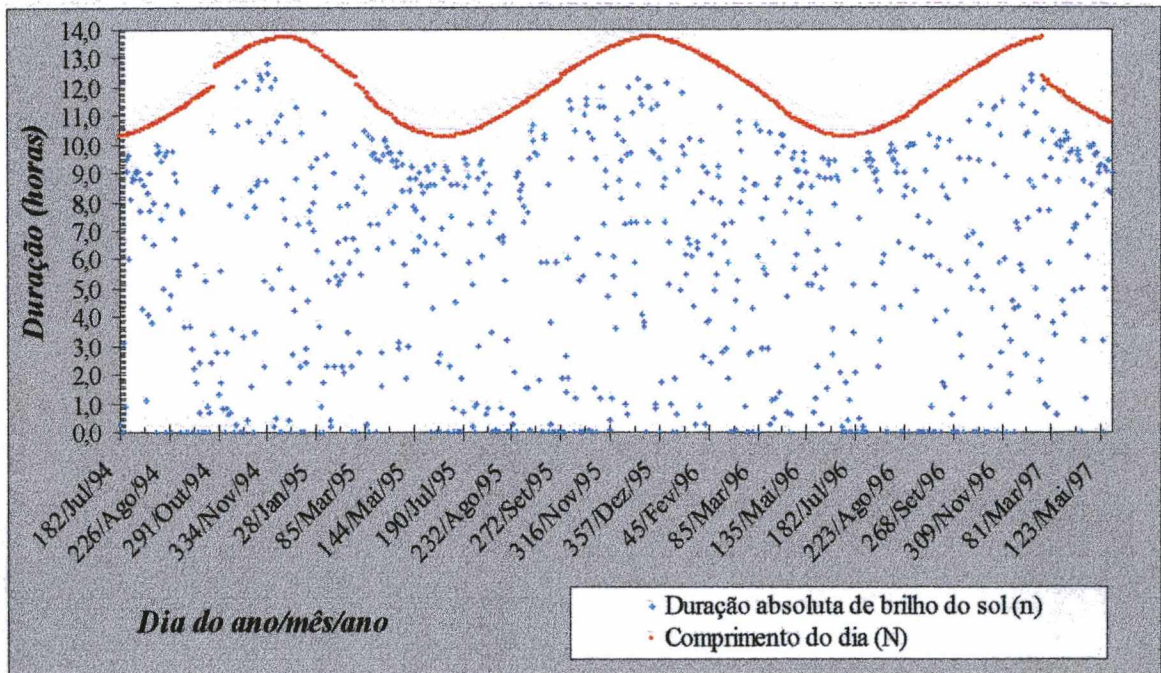
Figura 4.2: Evolução dos valores médios diários da cobertura de nuvens  $C$  no período estudado (Julho de 1994 a Junho de 1997)

A figura 4.2 mostra um comportamento aparentemente aleatório da média diária de  $C/10$ , mas observa-se a existência de algumas grandes concentrações de dias mais ou menos cobertos por nuvens, o que é confirmado em GOULART (1993) para 87.535 dados horários da média diária de cobertura de nuvens (dez anos) em Florianópolis.

“Observou-se que os meses de setembro a novembro apresentaram nebulosidade média mais elevada, ou seja, tendem a ter o céu mais encoberto que os demais meses do ano. Somente o mês de maio apresentou nebulosidade média inferior a 50%, caracterizando-se como mês de menor nebulosidade. Além disso, foi o único que apresentou nebulosidade igual a zero para a moda, isto é, o valor que apareceu com maior frequência.”

GOULART (1993:50)

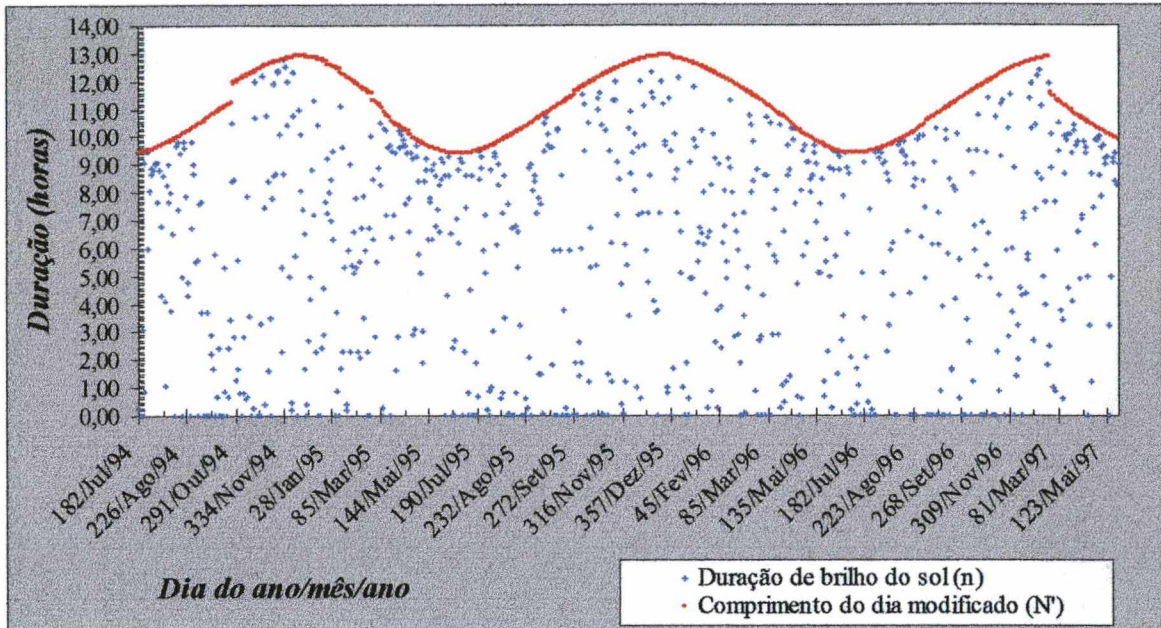
Na figura 4.3 vê-se que, assim como a radiação solar extraterrestre, o comprimento do dia  $N$  (calculado) tem um comportamento bastante previsível. Já a duração absoluta de brilho do sol observada  $n$  – também chamada horas de sol – parece exibir um comportamento aleatório.



**Figura 4.3:** Evolução dos valores diários de duração de brilho do sol  $n$  e comprimento do dia  $N$  no período estudado (Julho de 1994 a Junho de 1997).

HAY (1979) propõe nos EUA que se corrija o cálculo da duração máxima admitida do comprimento do dia  $N$  utilizando somente as horas com ângulo solar maior ou igual a  $85^\circ$ . Então, as horas de sol com ângulo solar (abaixo de  $5^\circ$ ) não são

consideradas na figura 4.4 e, como resultado, os pontos máximos medidos de  $n$  tornam-se mais próximos dos máximos teóricos  $N'$ . Os últimos mostram valores, em média, cerca de 7% abaixo dos correspondentes a  $N$ , mas o efeito cíclico e periódico é similar.



**Figura 4.4:** Evolução dos valores diários pré-qualificados de duração de brilho do sol  $n$  e comprimento do dia modificado  $N'$  no período estudado (Julho de 1994 a Junho de 1997).

Não se observa valores espúrios na amostra de  $n$  (significância de 5%). A média e o desvio padrão amostrais são 5,52 h e 3,89, respectivamente. Sua média populacional é estimada estar, então, entre 5,26 e 5,78 h diárias de brilho do sol com confiança de 95%.

É oportuno lembrar que as variáveis medidas não são as regressoras, mas seus índices relativos a um valor máximo. De forma a entender a relação entre as amostras de  $K_T$ ,  $n/N$  e  $C/10$ , eles são plotados num gráfico de linha segundo a ordem de coleta. Uma parte do gráfico (em escala aumentada) é mostrada na figura 4.5, onde  $x$  é o tempo e as linhas mostram a evolução dos três índices em parte do período estudado. A grandes valores de  $n/N$  correspondem, também, altos índices de claridade ( $K_T$ ), mas observam-se os menores valores de  $C/10$ . A relação é direta para  $K_T$  e  $n/N$ , mas inversa tanto entre  $C/10$  e  $n/N$  quanto entre  $C/10$  e  $K_T$ .

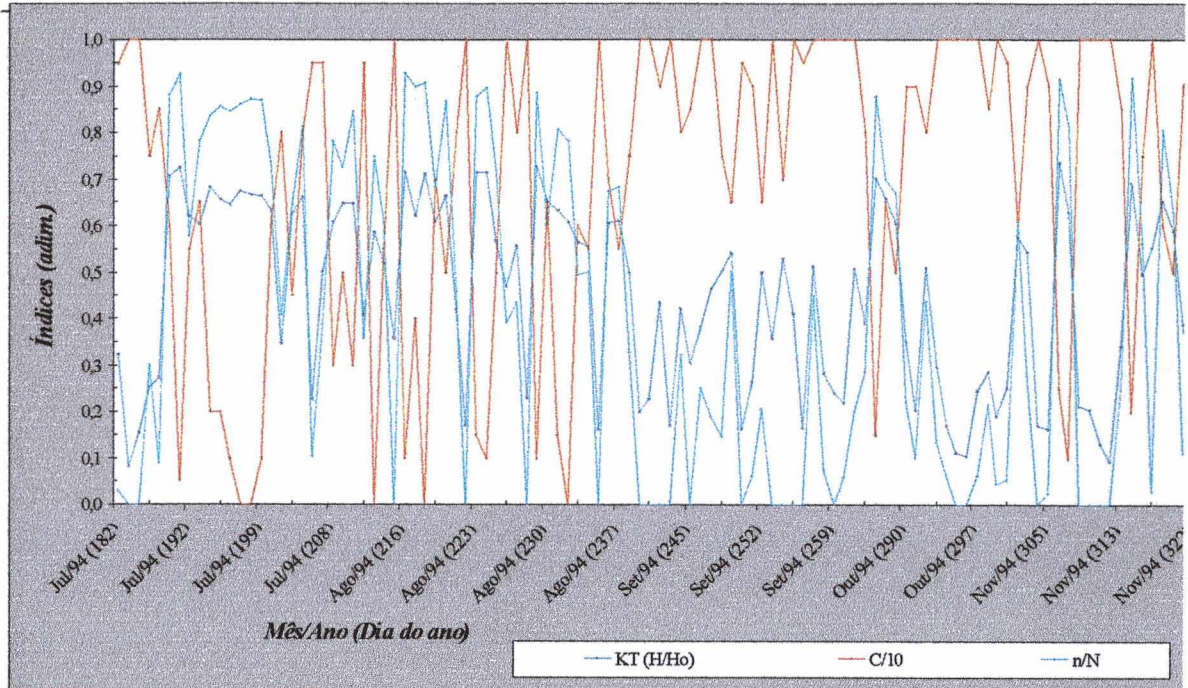
#### 4.3.2. Histograma de freqüências

Para melhor compreensão, os dados são agrupados em histogramas com número conveniente de intervalos para os quais se calcula limite inferior, superior e ponto médio; número de ocorrências ou freqüência  $f$  e freqüências acumulada  $F$  e acumulada



relativa  $F'$ . O número das classes é função do tamanho da amostra, sendo calculado pela eq. 4.1 (NANNI, 1986), onde  $n$  é o número de dados. Em geral, obtém-se 11 intervalos e as exceções são variáveis com pequena amplitude (índices relativos, válidos entre 0 e 1).

$$K = 1 + 3,3 \cdot \log_{10} n \quad \dots (4.1)$$



**Figura 4.5:** Exemplo da evolução dos valores diários pré-qualificados do  $K_T$ , de  $n/N'$  e do índice médio diário da cobertura total de nuvens  $C/10$  no tempo.

A fig. 4.6 (a) a (d) mostra histogramas de frequência das amostras de  $H$ ,  $H_o$ ,  $n$  e  $N$ .

Na figura 4.6, o número de ocorrências em cada classe (frequência absoluta) é mostrado no eixo vertical esquerdo dos histogramas combinados (derivados das tabelas de frequência). O eixo horizontal mostra as classes da série de dados em questão (valor médio) e em todos os casos analisa-se a amostra completa (856 dados diários). Então, a frequência relativa aproximada também pode ser obtida, assim como outras conclusões sobre as características das amostras, alertando que, pelo pequeno período de análise (3 anos), os resultados não podem ser extrapolados sem a devida verificação de validade.

Analisando a parte (a) da figura 4.6, referente à irradiação  $H$ , observa-se que o maior número de ocorrências encontra-se na faixa compreendida entre 12,460 e 15,30  $\text{MJ/m}^2$  (3459,880 e 4249,78  $\text{Wh/m}^2$ ), a qual se associa uma frequência relativa de 18,93%. Em 34,81% dos registros, a irradiação  $H$  está compreendida entre 12,460 e 18,14  $\text{MJ/m}^2$  (3459,880 e 5039,68  $\text{Wh/m}^2$ ). Em mais da metade dos registros (54,21%),  $H$  é igual ou inferior a 15,30  $\text{MJ/m}^2$  (4249,78  $\text{Wh/m}^2$ ) e em 70,09% dos registros o valor

medido é igual ou inferior a  $18,14 \text{ MJ/m}^2$  ( $5039,68 \text{ Wh/m}^2$ ), enquanto que em 29,92% a variável diária é inferior a esse valor. A parte (b) mostra o histograma de frequência de  $H_o$ . Observa-se um maior número de ocorrências entre  $19,640$  e  $21,78 \text{ MJ/m}^2$  ( $5456,770$  e  $6050,77 \text{ Wh/m}^2$ ) e entre  $41,030$  e  $43,17 \text{ MJ/m}^2$  ( $11396,770$  e  $11990,77 \text{ Wh/m}^2$ ), com uma frequência relativa de, respectivamente, 20,44 e 18,69%. Em quase a metade dos casos (49,18%)  $H_o$  é igual ou menor que  $30,34 \text{ MJ/m}^2$  ( $8426,77 \text{ Wh/m}^2$ ).

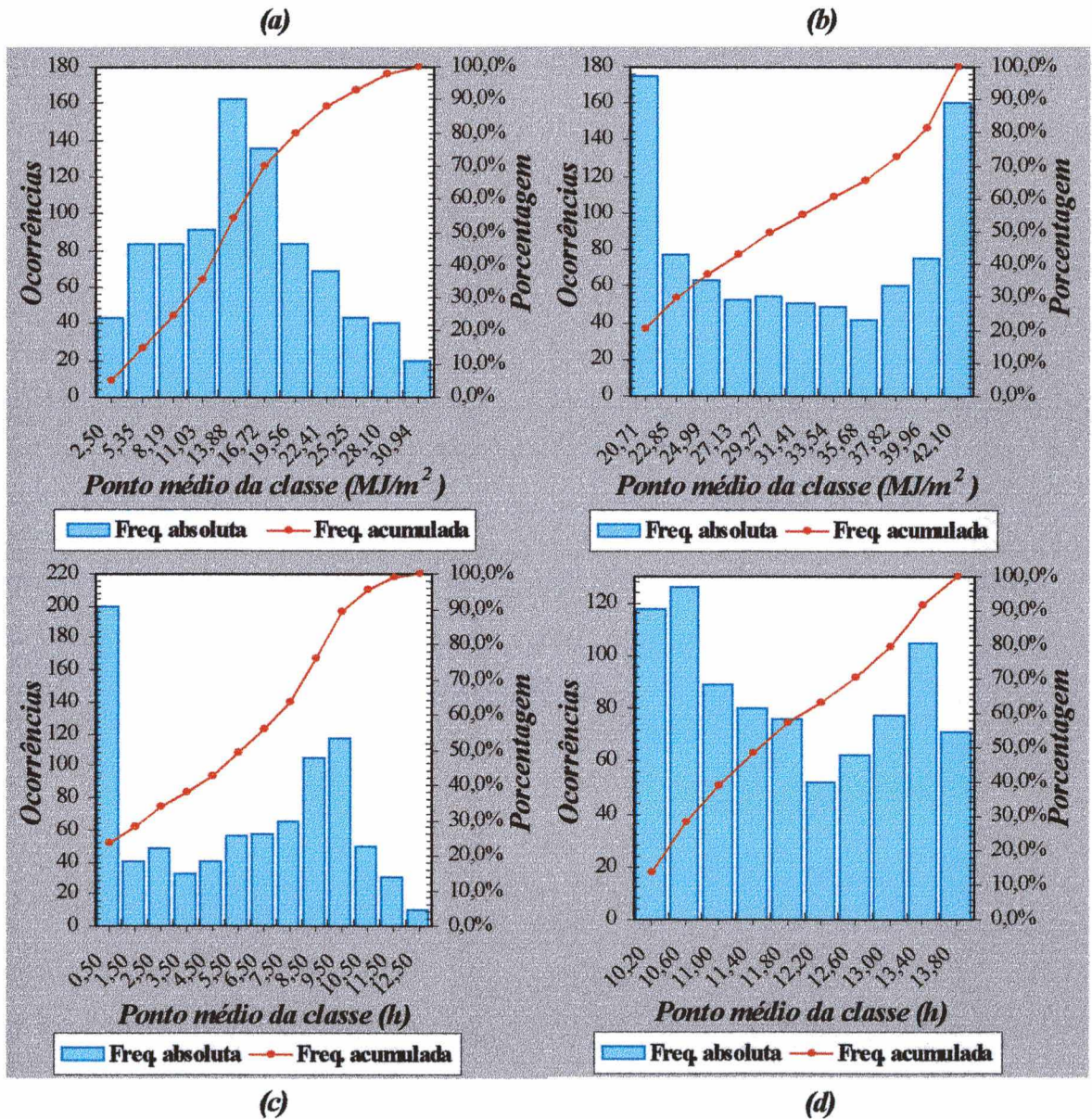


Figura 4.6: Histogramas de frequência de variáveis medidas. (a) Irradiação solar global  $H$ ; (b) Radiação solar extraterrestre  $H_o$ ; (c) Duração de brilho do Sol  $n$ ; (d) Comprimento do dia  $N$ .

A parte (c) da figura 4.6 é referente à duração de brilho do sol e observa-se um maior número de ocorrências entre 0 (zero) e 1 (uma) h de brilho do sol medido pelo heliógrafo, faixa à qual corresponde uma frequência relativa de 23,36%. Mais da

metade dos registros diários examinados (55,84%) tem duração de brilho do sol menor ou igual a 7 h e 25,93% da amostra tem valor diário de  $n$  compreendido entre 8,0 e 10 h. Por fim, a parte (d) mostra a distribuição de freqüências de  $N$ , onde se observa 57,13% das observações com comprimento do dia menor ou igual a 12 h.

A fig. 4.7 (a) e (b) mostra os histogramas de freqüência das variáveis de interesse para a investigação da aplicabilidade dos métodos diretos na estimativa de  $H$  a partir do índice fracional da média diária de cobertura de nuvens  $C/10$ . Observa-se que o maior número de ocorrências de  $K_T$  acontece entre 0,600 e 0,70, quando cerca de 60 a 70% da radiação extraterrestre atinge um plano horizontal na superfície terrestre. Isso ocorre com freqüência relativa de 24,42%. Em 44,98% dos casos a radiação global incidente é menor ou igual a 50% da radiação solar extraterrestre, ou seja,  $K_T$  é menor ou igual a 0,50.

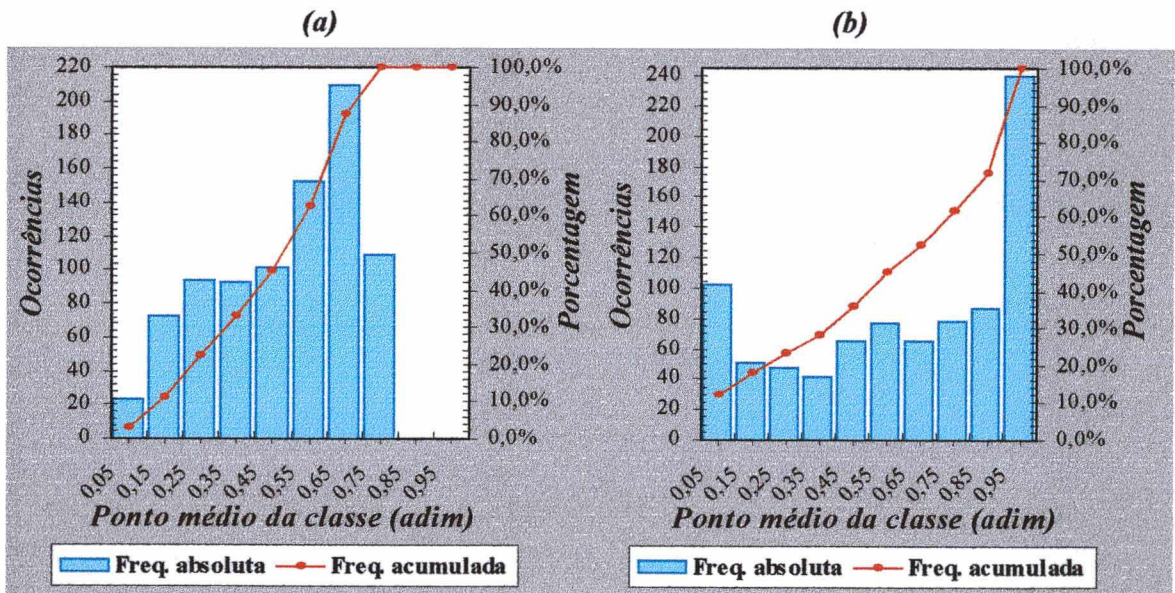


Figura 4.7: Histogramas de freqüência de variáveis utilizadas na estimativa pelo método direto. (a)  $K_T$  e (b)  $C/10$ .

Analisando a parte (b) da fig. 4.7 observa-se um maior número de ocorrências de  $C/10$  na faixa de 0,900 a 1,00, ou seja, com 9 a 10 décimos de céu encoberto por nuvens de todos os tipos (28,04%). Quando o céu é claro (zero a um décimo de céu encoberto), o número de ocorrências também é grande (11,92%). Observa-se, ainda, que 43,93% dos valores indicam condições de céu parcialmente coberto e estão compreendidos entre 0,200 e 0,80, enquanto mais da metade delas (55,05%) estão entre 0,400 e 0,70.

A fig. 4.8 (a) a (d) mostra os histogramas de freqüência das variáveis de interesse na investigação da aplicabilidade de métodos indiretos na estimativa de  $H$  a partir de  $C$ .

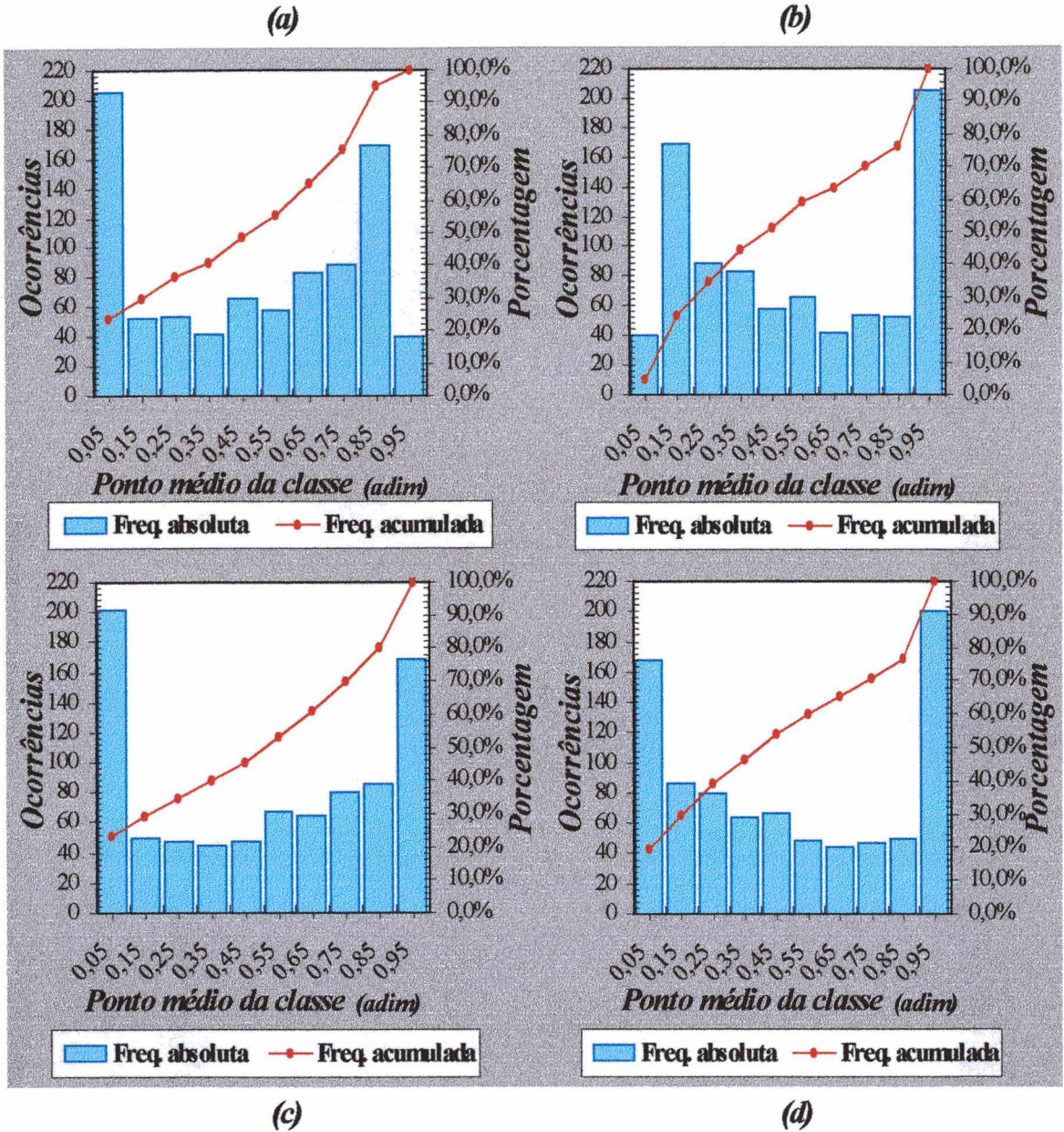


Figura 4.8: Histogramas de frequência de variáveis utilizadas na estimativa pelo método indireto. (a)  $n/N$ ; (b)  $1-n/N$ ; (c)  $n/N'$  e (d)  $1-n/N'$ .

As partes (a) e (b) da figura 4.8 referem-se às variáveis  $n/N$  e  $1-n/N$ , enquanto as partes (c) e (d) mostram as variáveis  $n/N'$  e  $1-n/N'$ , que corrigem o comprimento do dia através da eliminação de dados referentes a baixos ângulos solares. Essa correção provoca diferenças nos histogramas de frequência da duração relativa de brilho do sol medida e corrigida e de seus respectivos complementos. A medida ( $n/N$ ) tem maior número de ocorrências nas faixas de zero a 0,10 e de 0,800 a 0,90 (23,95 e 19,74%, respectivamente), enquanto o da corrigida ( $n/N'$ ) ocorre nas faixas de zero a 0,10 e de 0,90 a 1,00, com frequências relativas correspondentes a 23,48 e 19,63% em cada faixa.

Observa-se que 30,02% dos registros pré-qualificados de  $n/N$  são inferiores ou iguais a 0,20 e 24,42% são maiores ou iguais a 0,800. Os 45,56% restantes referem-se a valores dentro dessa faixa ( $0,200 \leq n/N \leq 0,80$ ). Já quando se trata de  $n/N'$  (Fig. 4.8 c), 29,32% dos valores são menores ou iguais a 0,20, 41% estão entre 0,200 e 0,80 e 29,67% são maiores ou iguais a 0,800.

#### **4.4. Conclusão**

Com esse capítulo conhece-se um pouco mais das amostras das variáveis observadas em Florianópolis e dos índices adimensionais necessários à aplicação dos modelos a serem investigados. Utiliza-se 856 dados diários pré-qualificados das diversas variáveis entre Julho de 1994 a Junho de 1997.

Fortes indícios apontam para a existência de correlação positiva entre  $n/N$  e  $K_T$  (segunda fase do método indireto) e correlação negativa entre  $C/10$  e  $K_T$  (método direto) e entre  $C/10$  e  $n/N$  (primeira fase do método indireto).

As médias populacionais estimadas de  $K_T$ ,  $n/N$  e  $C/10$ , com confiabilidade de 95%, conduzem a importantes interpretações: entre 47 e 50% da radiação extraterrestre incide num plano horizontal da superfície terrestre, entre 45 e 49% do comprimento do dia em horas é medido pelo heliógrafo, além de que o estado do céu diário, conforme média populacional de  $C/10$ , caracteriza-se por estar, em média, 60 a 65% obstruído por nuvens de todos os tipos.

---

## **Capítulo 5: Apresentação e discussão dos resultados**

### **5.1. Introdução**

O grande número de modelos de estimativa de irradiação solar a partir de observações superficiais de cobertura de nuvens exige uma restrição do estudo. O critério utilizado para a seleção dos modelos consiste basicamente em eliminar da comparação aqueles que incorporem outras variáveis não disponíveis, ou que não possam ser extrapolados para o passo de tempo considerado, a saber, o diário. É importante destacar que medições detalhadas da cobertura de nuvens no período de 1961 a 1970 são disponíveis no local de estudo, conforme GOULART (1993) e GOULART et al. (1997). Contudo, tais dados não são utilizados na análise, visto não haver medições de irradiação solar no mesmo período.

Então, os únicos dados disponíveis são observações da cobertura de nuvens - na figura da média de duas observações diurnas de sua quantidade total - realizadas pelo CLIMERH. Em consequência, os modelos são selecionados tendo em vista essa limitação da pesquisa. Aqueles que se utilizam de variáveis adicionais ou necessitem de informações detalhadas de nuvens (tais como tipos ou camadas) não são considerados nessa dissertação, assim como os modelos aplicados a medições horárias ou que estimem as componentes da irradiação global.

Para os fins dessa dissertação, a estimativa de irradiação solar global diária na horizontal  $H$  a partir de dados superficiais de cobertura total de nuvens  $C$  pode ser obtida segundo dois métodos: os diretos e os indiretos. Os primeiros estimam  $H$  diretamente em função de  $C$ , enquanto os últimos, num primeiro momento estimam a duração de brilho do sol  $n$  para, em seguida, computar  $H$  com base no valor estimado de  $n$ .

Comumente encontrada na literatura sobre estimativa de irradiação solar, a análise de regressão de dados disponíveis é a base da maioria dos modelos selecionados. Sua formulação é de ordem estatística e as correlações obtidas pelos estudos diferem tanto pelo grau da correlação, quanto pela normalização adotada para a irradiação solar (divisão pela radiação de céu claro  $H_c$  ou extraterrestre  $H_o$ ), ou ainda pelo passo de tempo das medições utilizadas. A maioria dos investigadores baseiam-se em dados diários ou suas médias mensais de vários anos, tanto da irradiação solar quanto da cobertura de nuvens ou duração de brilho do sol. Outros, em estudo de caso de observações isoladas.

Nesse capítulo propõe-se testar os modelos selecionados dos dois métodos de modo a encontrar aquele(s) cujo(s) resultado(s) concorde(m) melhor com dados observados em Florianópolis no período de julho de 1994 a junho de 1997. Estuda-se, então, a aplicabilidade de três modelos diretos onde a análise de regressão simples é utilizada para correlacionar as variáveis com fim preditivo. Dois modelos se destacam:

1. O *Linear* - sugerido em BENNETT (1964) e, posteriormente, em NORRIS (1968) - ajusta uma reta do tipo  $y = a + b \cdot x$  aos dados disponíveis. O índice de cobertura de nuvens  $C/10$  é a variável independente ( $x$ ), enquanto o índice de claridade  $K_T$  representa a variável explanatória ou dependente ( $y$ ).
2. O *Quadrático* - indicado em BENNETT (1964) - mostra melhores resultados ajustando uma função polinomial de segundo grau do tipo  $y = a + b \cdot x + b' \cdot x^2$ , onde as variáveis  $x$  e  $y$  são as mesmas anteriormente descritas.

Melhoras são verificadas face o aumento do grau da equação de ajuste pelos melhores ajustes com equações não lineares sugeridas na plotagem dos pontos. Propõe-se, então, o exame do modelo *Cúbico*, com dados ajustados por equação polinomial de terceira ordem  $y = a + b \cdot x + c \cdot x^2 + d \cdot x^3$  e variáveis  $x$  e  $y$  conforme já descritas.

Os métodos indiretos são, também, investigados. Divididos em duas fases, cinco modelos da primeira (designada por 1) são aplicados à amostra geral e às mensais:

1. O *Linear* - sugerido em HOYT (1977) - ajusta uma reta do tipo  $y = a + b \cdot x$  aos dados disponíveis. O índice  $C/10$  é a variável ( $x$ ), enquanto o complemento da duração relativa de brilho do sol  $1-n/N$  representa a variável ( $y$ );
2. O *Quadrático 1a* - sugerido por HARRISON e COOMBES (1986) - apresenta melhores resultados ajustando uma função polinomial de segundo grau com intercepto  $a = 0$ , do tipo  $y = b \cdot x + b' \cdot x^2$ , onde a variável  $x$  é o índice  $C/10$  e  $y$  o complemento da duração relativa de brilho do sol modificada  $1-n/N$ .
3. O *Cúbico 1a*, por sua vez, é indicado em RANGARAJAN et al. (1984) e ajusta uma função polinomial cúbica, também com  $a = 0$ , do tipo  $y = b \cdot x + c \cdot x^2 + d \cdot x^3$ , onde as variáveis  $x$  e  $y$  são as mesmas anteriormente descritas.

Dois outros modelos são investigados:

4. O *Quadrático 1b*, onde a equação do modelo *Quadrático 1* é acrescida de intercepto  $a$  diferente de zero.
5. O *Cúbico 1b* - com uma equação cúbica completa ( $a \neq 0$ ) ajustando todos os dados disponíveis e as amostras mensais de  $C/10$  e  $1-n/N$ .

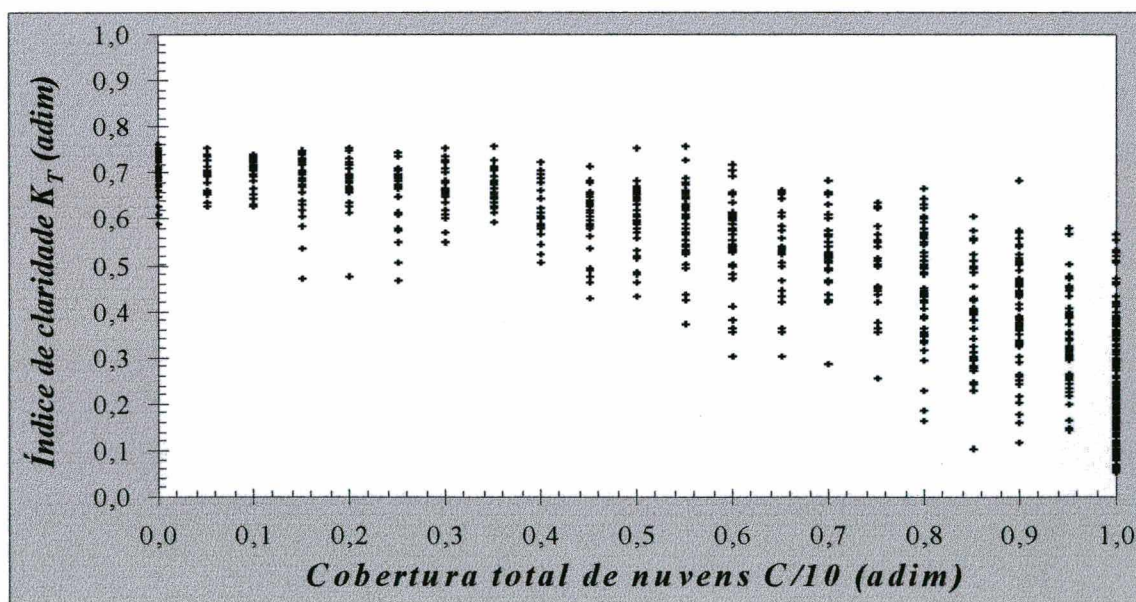
Testa-se, por fim, três modelos relativos à segunda fase (denominada 2), que estima  $K_T$  a partir da duração relativa de brilho do sol.

1. O *Linear 2*- sugerido em PRESCOTT (1940) e amplamente investigado e aplicado - ajusta uma reta do tipo  $y = a'' + b''x$  aos dados disponíveis. O índice de brilho do sol  $n/N$  é ( $x$ ), enquanto  $K_T$  é representado na variável ( $y$ );
2. O *Quadrático 2* (em IQBAL, 1979), ajusta uma função polinomial quadrática do tipo  $y = a'' + b''x + c''x^2$ , onde a variável  $x$  é o índice  $n/N$  e  $y$  o  $K_T$ .
3. O *Cúbico 2* é sugerido por BAHTEL et al. (1987). Ajusta uma função polinomial cúbica completa do tipo  $y = a'' + b''x + c''x^2 + d''x^3$ , onde as variáveis  $x$  e  $y$  são as mesmas anteriormente descritas.

Embora um resumo útil da tendência, as equações propostas pelos modelos não descrevem perfeitamente os dados, necessitando-se verificar quais os modelos diretos e indiretos capazes de produzir estimativas mais confiáveis.

### 5.2. Aplicação dos modelos do método direto

No método direto, um índice de insolação ou claridade (*clearness index*), o  $K_T$  é assumido e correlacionado a um índice fracional da média diária de cobertura total de nuvens,  $C/10$ . Em suma, os modelos relacionam esses dois índices adimensionais válidos entre 0 e 1. Em termos bastante gerais, o gráfico de dispersão entre  $K_T$  e  $C/10$  (fig. 5.1) auxilia na interpretação do fenômeno que rege a relação entre essas variáveis.



**Figura 5.1:** Gráfico de dispersão dos dados diários observados de  $K_T$  e  $C/10$  em Florianópolis (julho de 1994 a junho de 1997)

Na figura 5.1 observa-se que quando  $K_T$  é próximo a zero, ou seja, a irradiação medida é muito pequena, uma grande quantidade de nuvens é observada (80 a 95% do céu encoberto por nuvens). Já quando  $C/10$  é igual a zero (sem nuvens), os valores de



$K_T$  encontram-se entre 0,55 e 0,80, ou seja, em céu perfeitamente claro uma grande quantidade (55 a 80%) de radiação extraterrestre é detectada pelo medidor.

De fato, o coeficiente de correlação linear de Pearson obtido numa correlação entre amostras de  $K_T$  e  $C/10$  com 856 dados diários é:  $r = -0,83$ . Seu valor absoluto aponta uma correlação razoavelmente forte entre as variáveis e o sinal negativo indica uma relação inversa. Os valores do coeficiente de determinação  $r^2$ , por sua vez, são indicativos de quanto a equação de regressão fica bem determinada em função da correlação entre os pontos experimentais. O valor de  $r^2$  na relação linear entre  $C/10$  e  $K_T$  é 0,69, indicando que a média diária  $C/10$  explica 69% da variância de  $K_T$ . Tal resultado é melhor que o obtido por vários autores consultados. Norris escreve que:

“In regression analysis, sunshine usually explains 70 to 85 per cent of the variance of insolation (as determined by values of  $r^2$ ), thus serving as a reasonably good estimator of insolation. Total sky cover, on the other hand, seldom explains more than 70 per cent of the variance of insolation, and frequently less than 50%;...”

Fonte: NORRIS (1968), p. 391.

Uma análise com base nos valores de  $r$  tem, ainda, alguns inconvenientes:

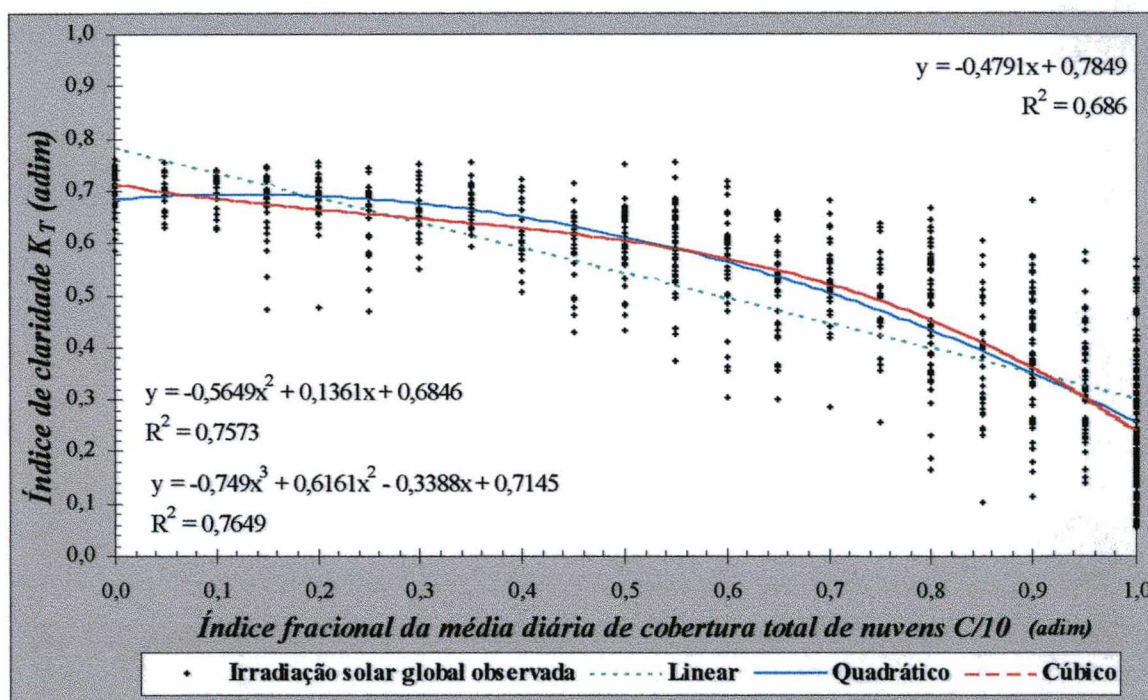
- a) Bons resultados de  $r$  (próximo a  $\pm 1$ ) não implicam necessariamente em causalidade. Pode existir correlação sem existir relação causa-efeito. Então, só se pode concluir que um alto valor de  $r$  entre amostras das variáveis revela a possibilidade de existência de uma relação linear entre as duas séries de dados. Não se pode dizer que a causa do aumento do  $K_T$  seja a diminuição da quantidade de nuvens  $C$  ou estabelecer o contrário. Para atender melhor a forte e negativa correlação deve-se procurar um terceiro fator que pode, com seu aumento ou diminuição, afetar comportamento dos dois ao mesmo tempo.
- b) Um elevado  $r$  não leva à conclusão que mudanças na quantidade de nuvens provocam mudanças na série de  $K_T$ . Ao estabelecer uma relação causa-efeito ela não é coerente com uma propriedade de  $r$  (permutação não altera seu resultado). Nota-se que  $r$  não tem preocupação em identificar a relação causa-efeito.
- c) O cálculo de  $r$  preconiza que as variáveis têm distribuição normal, embora com 856 dados ( $>30$ ) é muito provável que, independente da forma de distribuição das populações originárias,  $C/10$  e  $K_T$  apontem distribuição próxima da normal.
- d) O cálculo de  $r$  pressupõe iguais variâncias, o que exige a aplicação de testes de hipótese mais específicos para a verificação do pressuposto na população.

Contudo, esses coeficientes trazem importantes informações para compreensão da relação entre as variáveis: pode existir uma relação linear inversa entre  $C/10$  e  $K_T$

bastante forte ( $r = 0,83$ ), indicando que em média cerca de 69% da variância de  $K_T$  pode ser explicada pela variância de  $C/10$  ( $r^2 = 0,69$ ). A utilização dos valores de  $r^2$  da relação linear como parâmetro na avaliação de modelos de estimativa trazem, contudo, uma alternativa simplista que pode conduzir a grandes erros na irradiação solar horária (passo de tempo desejável em programas de simulação).

### 5.2.1. Estimativa de coeficientes dos modelos diretos

Os 856 dados diários pré-qualificados de  $K_T$  e  $C/10$  correspondentes aos 3 anos são sujeitos à análise de regressão. O bem conhecido Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) Ordinário<sup>1</sup> é utilizado para estimar os coeficientes da equação anual (Geral) e das doze equações mensais dos três modelos diretos de estimativa (*Linear*, *Quadrático* e *Cúbico*). As equações de melhor ajuste, relativas à amostra Geral, podem ser observadas na figura 5.2, onde plota-se os valores observados, as linhas de ajuste propostas, as equações e os coeficientes de determinação  $r^2$  obtidos na análise.



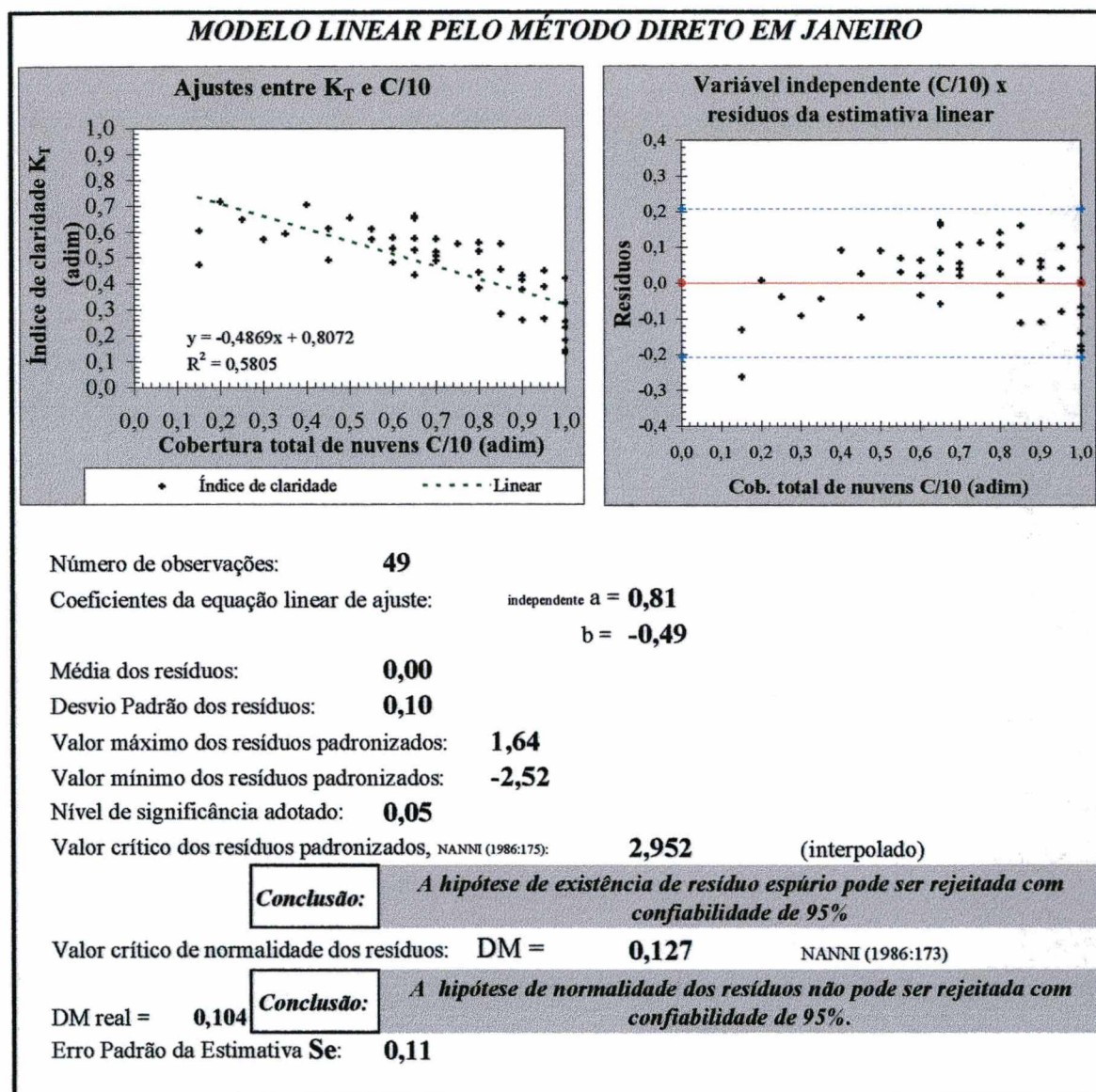
**Figura 5.2:** Valores de  $K_T$  medidos e estimados a partir de  $C/10$  em Florianópolis conforme modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário.

Examinando a figura 5.2 observa-se que os coeficientes de determinação dos modelos *Cúbico* e *Quadrático* são bastante próximos a 0,76, enquanto o modelo *Linear*,

<sup>1</sup> Vários autores acrescentam a denominação *Ordinário* ao MMQ frequentemente utilizado para diferenciá-lo daquele que minimiza a soma dos desvios quadráticos relativos (*MMQ Ponderado*).

fundamento da maioria das estimativas pesquisadas de irradiação a partir de observações superficiais de nuvens, tem o mais baixo valor de  $r^2$  em Florianópolis (0,69).

Tentando melhorar os resultados obtidos, os dados do período são agrupados por mês e cada das doze amostras mensais é sujeita à análise de regressão segundo os três modelos, cada qual com coeficientes determinados pelo MMQ Ordinário. Planilhas eletrônicas são elaboradas para este fim e apresentam os resultados da análise dos dados agrupados indicada pelo modelo (fig. 5.3).



**Figura 5.3:** Ilustração da planilha de aplicação mensal do Modelo Direto Linear ajustado pelo Método dos Mínimos Quadrados em Florianópolis.

A ilustração apresentada na figura 5.3 é o padrão utilizado para apresentação dos resultados mensais da aplicação dos modelos diretos testados. Diversas análises podem ser realizadas através do exame dessas planilhas, uma vez que as seguintes informações

são disponíveis: plotagem das variáveis em gráfico de dispersão; equação de ajuste dos dados pelo método dos mínimos quadrados; coeficiente  $r^2$  e erro padrão da estimativa  $Se$ ; número de dados utilizados no ajuste e dados sobre os resíduos da estimativa (média, desvio padrão, teste de resíduos espúrios e de normalidade num nível de significância de 5%, além de sua plotagem em função da variável independente  $C/10$ ).

Os resultados obtidos na aplicação dos três modelos diretos são mostrados na tabela 5.1. As estimativas dos coeficientes das equações de melhor ajuste são realizadas com os 856 dados disponíveis (Geral) e com os dados agrupados em função do mês.

Tabela 5.1: Coeficientes dos modelos diretos estimados pelo MMQ Ordinário

Mês	1. Modelo Linear					2. Modelo Quadrático						3. Modelo Cúbico								
	Dados	coeficientes		Erro Padrão		Dados	coeficientes			Erro Padrão			da equação				Erro padrão			
		a	b	a	b		a	b	c	a	b	c	a	b	c	d	a	b	c	d
Jan	49	0,81	-0,54	0,05	0,06	49	0,48	0,78	-1,01	0,07	0,24	0,19	0,60	-0,11	0,68	-0,93	0,14	0,92	1,70	0,92
Fev	48	0,89	-0,56	0,05	0,07	48	0,52	0,62	-0,85	0,14	0,44	0,31	1,45	-4,23	6,85	-3,82	0,39	1,90	3,00	1,50
Mar	66	0,79	-0,47	0,03	0,04	66	0,67	0,10	-0,50	0,04	0,14	0,12	0,74	-0,69	1,27	-1,07	0,05	0,36	0,77	0,46
Abr	72	0,76	-0,42	0,02	0,03	71*	0,71	-0,04	-0,39	0,02	0,11	0,10	0,74	-0,54	0,96	-0,91	0,03	0,26	0,64	0,42
Mai	79	0,73	-0,33	0,02	0,03	79	0,69	-0,08	-0,26	0,02	0,12	0,12	0,71	-0,31	0,33	-0,38	0,03	0,30	0,69	0,44
Jun	81	0,75	-0,45	0,02	0,03	81	0,69	0,03	-0,46	0,02	0,12	0,11	0,69	-0,10	-0,12	-0,22	0,03	0,31	0,78	0,51
Jul	85	0,77	-0,50	0,02	0,03	84*	0,70	0,14	-0,64	0,02	0,11	0,11	0,71	-0,23	0,38	-0,67	0,03	0,28	0,70	0,46
Ago	86	0,77	-0,46	0,03	0,04	86	0,68	0,23	-0,66	0,03	0,14	0,13	0,70	-0,53	1,35	-0,29	0,03	0,42	1,10	0,67
Set	80	0,80	-0,52	0,03	0,04	80	0,68	0,15	-0,58	0,04	0,17	0,14	0,69	-0,07	-0,06	-0,32	0,05	0,43	0,96	0,58
Out	74	0,86	-0,61	0,03	0,04	74	0,70	0,29	-0,77	0,04	0,15	0,12	0,73	-0,18	0,33	-0,69	0,04	0,32	0,69	0,42
Nov	86	0,84	-0,52	0,03	0,04	86	0,68	0,20	-0,60	0,05	0,17	0,14	0,73	-0,34	0,56	-0,69	0,07	0,49	1,00	0,59
Dez	50	0,85	-0,56	0,03	0,04	50	0,75	-0,10	-0,40	0,04	0,16	0,13	0,76	-0,18	-0,22	-0,11	0,06	0,39	0,81	0,49
Anual	856	0,78	-0,48	0,01	0,01	856	0,68	0,14	-0,56	0,01	0,04	0,04	0,71	-0,34	0,62	-0,75	0,01	0,10	0,23	0,14

Nota: Os números de dados acompanhados por \* estão subtraídos de valor(es) espúrio(s) detectado(s) no teste dos resíduos.

A tab. 5.1 tem o modelo no cabeçalho de coluna e o mês correspondente no de linha. Para cada modelo, em cada mês apresenta-se o número de dados utilizados, os coeficientes da equação ajustada (variando de dois a quatro) e o erro padrão de cada coeficiente estimado. A última linha apresenta os resultados dos ajustes anuais. Os meses de março, abril e julho apresentam os coeficientes recalculados em função de resíduos eliminados (máximo dois), detectados pelo teste  $T$  (NANNI, 1986:175).

O modelo Linear Geral apresenta intercepto 0,78 ( $a$ ) e inclinação ( $b$ ) negativa (-0,48). Como o erro padrão de ambos os coeficientes é 0,01, os intervalos de confiança dos parâmetros populacionais são  $0,76 \leq \alpha \leq 0,80$  e  $-0,50 \leq \beta \leq -0,46$  (com 95% de confiabilidade). Um teste  $F$  (paramétrico) é utilizado para examinar a hipótese de que

$\beta \neq 0$  e o teste Kolmogorov-Smirnov verifica a hipótese de normalidade dos resíduos das estimativas com confiabilidade de 95%. Ambas as hipóteses não devem ser rejeitadas.

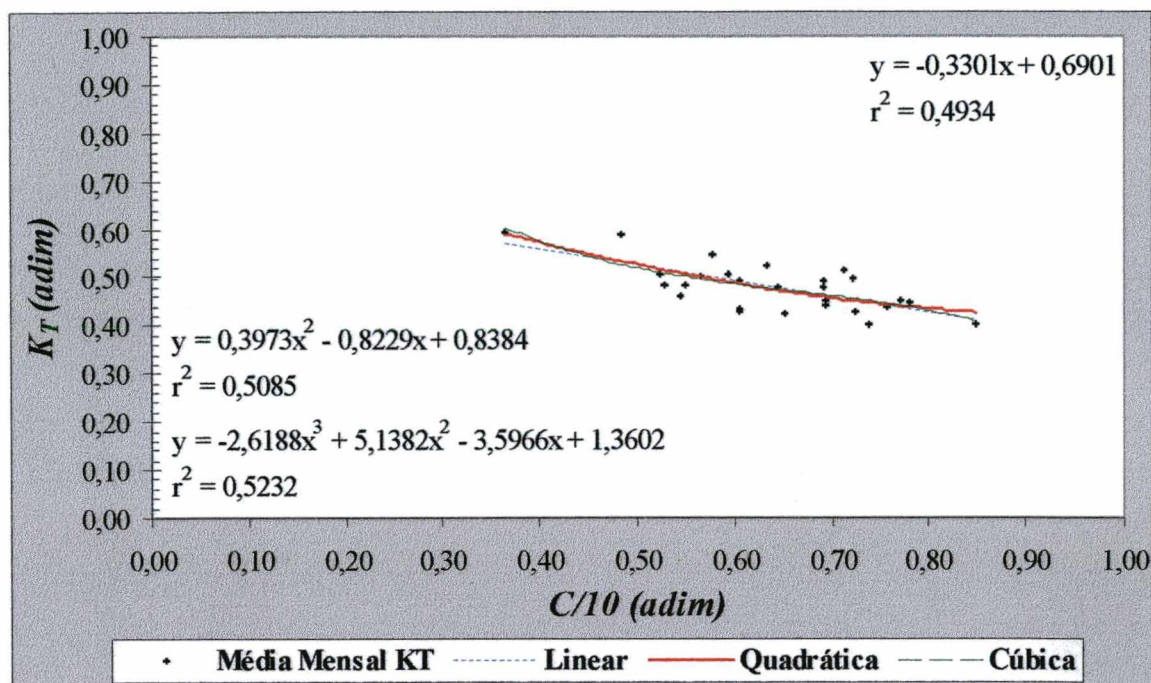
Os valores  $r^2$  e  $Se$  obtidos na aplicação dos três modelos diretos são mostrados na tabela 5.2. Ao modelo *Linear* cabem os mais baixos  $r^2$  em todos os meses e na amostra Geral. Nos meses de janeiro, junho, julho, setembro e dezembro, os ajustes quadrático e cúbico são responsáveis pelos maiores coeficientes de determinação no mês, indicando não haver melhora significativa na utilização da equação cúbica ao invés da quadrática na estimativa do  $K_T$  diário nestes meses. Nos demais meses o modelo *Cúbico* é só levemente superior ao *Quadrático*, conforme se vê nos valores de  $r^2$ .

**Tabela 5.2:** Valores de  $r^2$  e  $Se$  obtidos na aplicação dos modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário

Mês	1. Modelo Linear		2. Modelo Quadrático		3. Modelo Cúbico		Médias mensais observadas	
	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa (Se)	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa (Se)	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa (Se)	C/10	$K_T$
Jan	0,58	0,11	0,75	0,08	0,75	0,08	0,72	0,46
Fev	0,61	0,10	0,66	0,09	0,71	0,08	0,75	0,47
Mar	0,72	0,09	0,81	0,08	0,83	0,07	0,66	0,48
Abr	0,73	0,09	0,80	0,08	0,82	0,07	0,48	0,56
Mai	0,61	0,09	0,63	0,09	0,64	0,09	0,49	0,57
Jun	0,73	0,10	0,78	0,09	0,78	0,09	0,56	0,49
Jul	0,74	0,11	0,84	0,09	0,84	0,09	0,56	0,49
Ago	0,61	0,14	0,70	0,12	0,72	0,12	0,63	0,48
Set	0,66	0,12	0,72	0,11	0,72	0,11	0,74	0,41
Out	0,79	0,10	0,86	0,08	0,87	0,08	0,74	0,41
Nov	0,65	0,11	0,71	0,10	0,72	0,10	0,66	0,50
Dez	0,83	0,08	0,86	0,07	0,86	0,07	0,63	0,50
Anual:	0,69	0,11	0,76	0,10	0,76	0,09	0,63	0,48

A tab. 5.2 mostra maiores  $Se$  em agosto (0,14 no *Linear* e 0,12 nos não-lineares). O menor erro deve-se ao modelo *Quadrático* em dezembro e ao *Cúbico* em março, abril e dezembro (0,07 para ambos). O *Linear* tem menor valor de  $Se$  (0,08) em dezembro.

Seguindo trabalhos anteriores, investiga-se melhor resultado utilizando médias mensais. A amostra pré-qualificada de 27 (vinte e sete) médias é sujeita à aplicabilidade dos modelos e a fig. 5.4 mostra os resultados obtidos que, adianta-se, são desabonadores.



**Figura 5.4:** Médias mensais observadas de  $K_T$  e estimadas a partir de  $C/10$  em Florianópolis conforme modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário.

O maior valor de  $r^2$  corresponde ao modelo Cúbico (0,52): a média mensal de  $C/10$  explica cerca de metade da variância da média mensal de  $K_T$ . Isto deve-se principalmente ao fato de que a média mensal da cobertura de nuvens (aritmética de valores extraídos de apenas duas medições instantâneas a cada dia) não caracteriza adequadamente o estado médio diário do céu, dificilmente sendo representativa da nebulosidade pela grande variabilidade que ela sofre ao longo do dia e do mês. Observa-se, contudo, que o número de dados pré-qualificados utilizados na análise é insuficiente para mostrar o real desempenho dos modelos selecionados. Além disso, outras variáveis importantes na relação não foram consideradas.

Nonhebel (1993) apud SUPIT e KAPPEL (1998) estudam as conseqüências do uso de valores médios de radiação solar em um modelo de simulação de crescimento vegetal. Concluem que o uso de dados médios (sobretudo de períodos curtos) deve ser evitado face à variação diária e anual da irradiação global e à relação não linear entre as variáveis envolvidas. Como a relação entre  $C/10$  e  $K_T$  também se mostra não linear, conclui-se que a utilização de médias mensais de  $C$  para substituir dados faltantes necessários à avaliação de desempenho térmico de ambientes deve ser evitada.

Embora os artigos referentes aos modelos selecionados não façam menção, WERKEMA e AGUIAR (1996) afirmam que o modelo de regressão só deve ser utilizado

se as suposições feitas durante sua construção são válidas, as quais dizem respeito principalmente aos resíduos de cada estimativa. Caso contrário, o modelo pode ser inadequado para fazer as inferências de interesse. É imprescindível, então, testar a validade dos pressupostos assumidos na análise de regressão.

Segundo KMENTA (1988), a especificação plena do modelo de regressão inclui não só sua forma, mas também especificação da distribuição de probabilidade da perturbação e proposição que indica como os valores da variável independente são determinados. Essa informação é dada por pressupostos, suposições ou condições básicas. Estes pressupostos, válidos para todas as observações, são os seguintes:

1. Distribuição normal dos erros;
2. Média zero dos resíduos;
3. Homocedasticidade dos resíduos;
4. Inexistência de correlação dos erros, ou seja, independência serial dos resíduos;
5. Não aleatoriedade das variáveis independentes;
6. Número de observações maior que o de coeficientes a ser estimado;
7. Não existência de relação exata entre as variáveis independentes.

GONZÁLEZ (1997) acrescenta, ainda, três suposições:

8. Existência de relação entre as variáveis dependente e independente;
9. Inclusão das variáveis importantes e
10. Inexistência de observações suspeitas ou espúrias.

Conforme ressaltado, embora não haja menção a testes dessa envergadura na bibliografia consultada, os resíduos são examinados de forma analítica e gráfica a fim de se verificar a validade da aplicação de modelos diretos aos dados de três anos. Tanto normalidade de resíduos quanto existência de espúrios são testadas analiticamente. Já a homocedasticidade e a autocorrelação dos resíduos são verificadas de forma gráfica.

A normalidade dos resíduos de  $K_T$  é verificada pelo método  $K-S$  em planilha eletrônica. O método é robusto para amostras grandes e pequenas e não é sujeito às decisões do examinador na delimitação de classes. Quando se consideram todos os dados diários, as estimativas através dos modelos não lineares fornecem amostras de resíduos de  $K_T$  onde a hipótese de normalidade pode ser rejeitada (confiabilidade 95%). Já quando se considera a estimativa pelo modelo Linear, a hipótese de normalidade dos resíduos não pode ser rejeitada com a mesma confiabilidade. Nas estimativas de dados diários agrupados por mês sem valores espúrios, contudo, a hipótese de normalidade dos resíduos não pode ser rejeitada com confiabilidade de 95% em nenhum dos meses.

KMENTA (1988) alerta que para construir testes de hipóteses e intervalos de confiança é preciso que a normalidade dos resíduos seja verificada. Contudo, analisa que sem o pressuposto da distribuição normal, os estimadores de mínimos quadrados dos coeficientes de regressão são ainda a melhor estimativa linear não-tendenciosa, uma vez que tal propriedade é independente da forma da população original. Os estimadores conservam a maioria das qualidades desejáveis e as fórmulas para suas variâncias permanecem inalteradas. Mas intervalos de confiança e testes de significância dos coeficientes populacionais dependem deste pressuposto, sem o qual os estimadores de mínimos quadrados não são normalmente distribuídos em pequenas amostras. O autor conclui, todavia, que limites de confiança e testes de significância não são afetados tão pessimamente e podem ser usados, em última instância, como aproximações razoáveis.

A média e o desvio padrão dos resíduos de cada estimativa de  $K_T$  nos três modelos diretos são calculados para a amostra de dados diários de todo o período e agrupados em função do mês. O exame da média do resíduo padronizado revela que a suposição de média de resíduos igual a zero se verifica para todos os dados e para os agrupados.

Uma análise visual da plotagem dos resíduos padronizados  $e_i$  contra valores dos resíduos precedentes da série observada é realizada com a finalidade de detectar autocorrelação dos resíduos. Os resíduos das estimativas diretas conforme os três modelos mantêm uma independência serial, ou seja, não existe correlação entre eles.

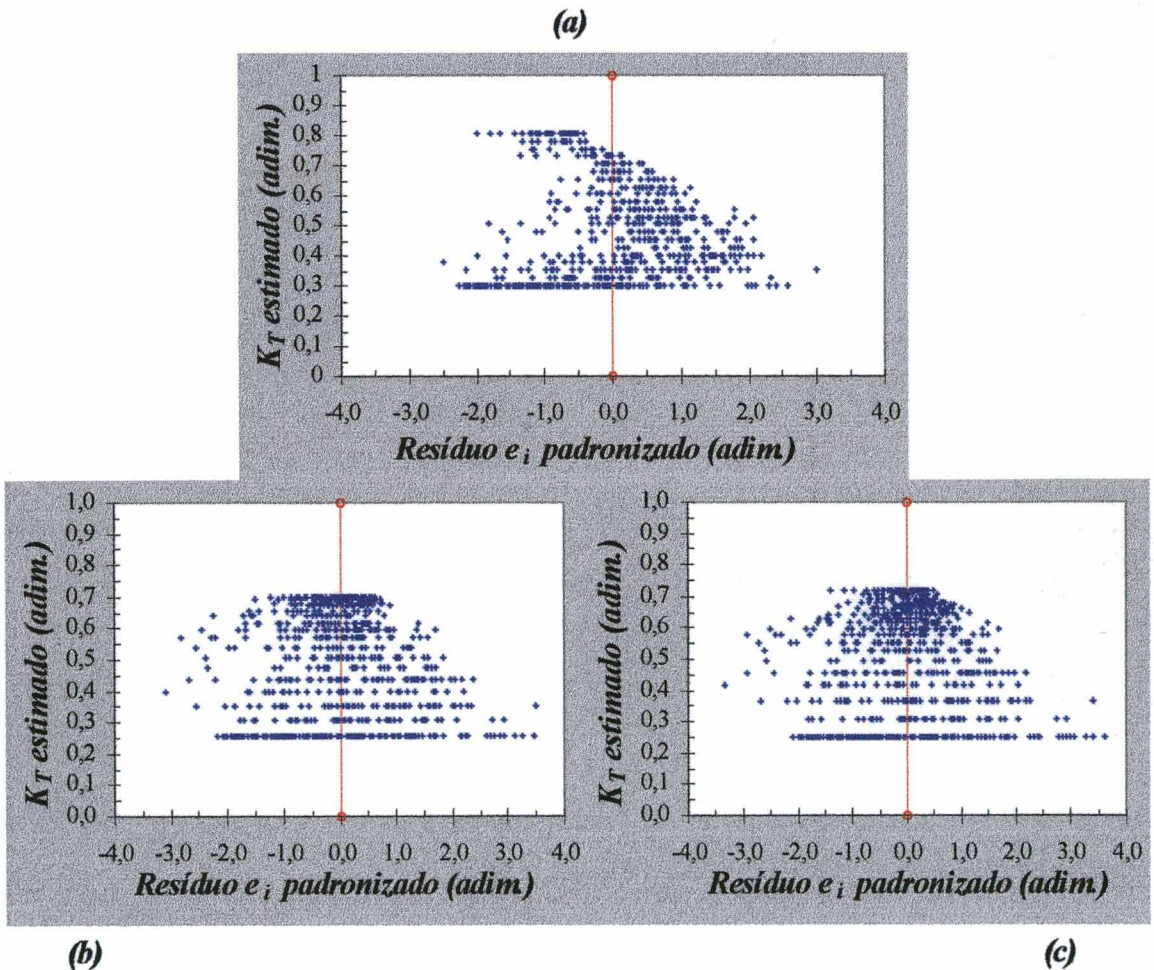
O índice  $C/10(x)$  é tratado nos modelos como quantitativa, mas é importante reforçar o caráter qualitativo e aleatório de  $C$ : esse regressor representa estado do céu e incorpora uma série de erros devidos à perspectiva e inerentes ao processo de medição. KMENTA (1988) alega que o pressuposto da não aleatoriedade da variável  $x$  não é estritamente necessário para a validade da análise de regressão.

O coeficiente de correlação  $r$  é a primeira e mais genérica forma de se averiguar a existência de relação exata entre as variáveis dependente e independente e, conseqüentemente, avaliar o desempenho obtido na estimativa. A significância da relação obtida pelos modelos que propõe o ajuste linear é verificada através da aplicação do *Teste F* aos dados diários de  $C/10$  e  $K_T$ , em todo o período analisado. Os resultados revelam que a hipótese de relação linear entre  $C/10$  e  $K_T$  não deve ser descartada. O número de dados é suficiente para a análise em todos os meses e todos os coeficientes de significância  $F$  calculados são maiores que o  $F$  crítico. É atendido, então, o pressuposto de existência de relação entre as variáveis analisadas.



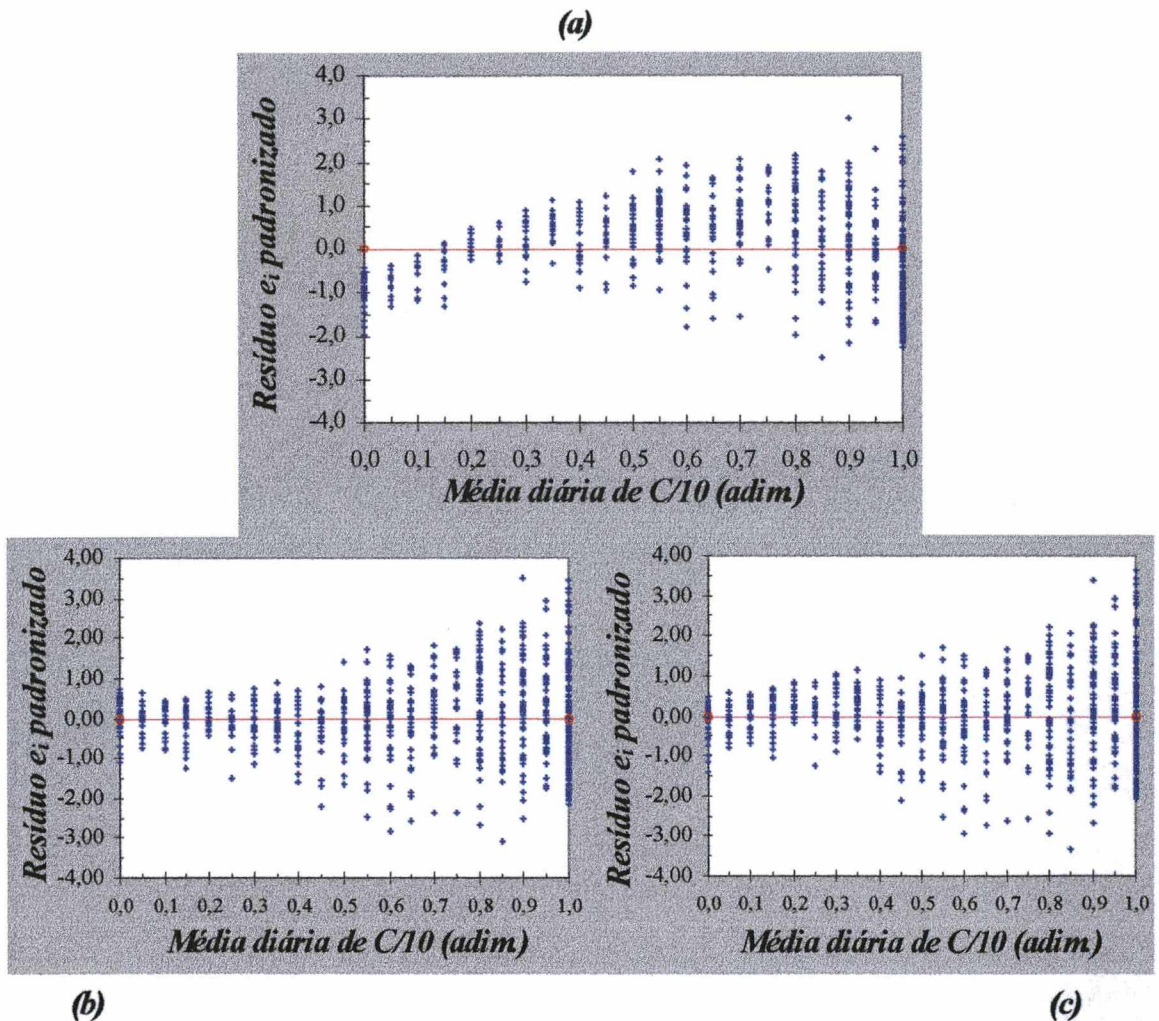
Uma vez que o objetivo desse trabalho é investigar o desempenho dos métodos de estimativa de irradiação solar global a partir de dados de cobertura de nuvens, não cumpre acrescentar outras variáveis no processo, mesmo que importantes. Apesar de se aceitar como atendido o pressuposto de inclusão das variáveis importantes com essa única variável de interesse incluída, é razoável impor ressalvas e supor os resultados obtidos como aproximações úteis para estimativa. Acredita-se, contudo, que a análise de regressão multivariada poderia fornecer resultados ainda mais úteis à predição.

Faz-se, então, uma análise visual dos resíduos padronizados  $e_i$  plotados em gráfico de dispersão contra valores estimados da variável dependente ( $K_T$ ) e independente  $C/10$  nos modelos diretos. Chamada análise de homocedasticidade, esse procedimento simplificado mostra a variância dos resíduos  $e_i$ , a qual deve ser constante para que a regressão proposta seja útil para predição. Uma plotagem dos valores estimados contra o resíduo  $e_i$  mostra uma variância inconstante, sendo maior quando  $K_T$  assume valores entre 0,25 e 0,40, conforme a figura 5.5 (a) a (c).



**Figura 5.5:** Gráfico de dispersão entre  $K_T$  estimado e resíduo  $e_i$  na estimativa de todos os dados diários segundo três modelos diretos: (a) *Linear*, (b) *Quadrático* e (c) *Cúbico*

Ilustrando esse fato, as figuras 5.5 (a) a (c) mostram os gráficos de dispersão entre os resíduos  $e_i$  das estimativas de todos os dados diários através dos três modelos do método *Direto* e o correspondente valor de  $K_T$ . Já a figura 5.6 mostra a plotagem de  $e_i$  em função de  $C/10$  em todo o período. Observa-se que a variância cresce em função do aumento da quantidade de nuvens nas estimativas segundo os três modelos investigados do método *Direto*.



**Figura 5.6:** Gráfico de dispersão entre  $C/10$  e resíduo  $e_i$  na estimativa de todos os dados diários segundo três modelos diretos: (a) *Linear*, (b) *Quadrático* e (c) *Cúbico*

A variância inconstante é observada também na análise de  $e_i$  nas estimativas segundo os três modelos diretos aplicados às amostras mensais. WERKEMA e AGUIAR (1996) alertam que o gráfico de resíduos padronizados  $e_i$  contra valores ajustados correspondentes (análise de homocedasticidade) é bastante útil para, entre outras coisas, detectar inadequações do modelo, tal como a equação de regressão ser não-linear.

O exame revela altos valores de  $C/10$  (baixos  $K_T$ ) com grande variância dos resíduos. Mesmo sem aplicar testes analíticos às amostras mensais conclui-se que a

hipótese de homocedasticidade dos resíduos pode ser descartada. A estimativa dos coeficientes das equações de melhor ajuste através do MMQ Ordinário não é, então, a mais indicada. Embora largamente utilizado, até mesmo em casos de violação de algum pressuposto (geralmente essa não é uma hipótese realística e acontecem violações freqüentes), o MMQ Ordinário dá igual peso a todos os pontos, como é apropriado quando se espera mesma dispersão experimental em todas as partes da curva (ou linha). Como essa se mostra diferente ao longo da curva, os pontos devem ser ponderados diferentemente para que gerem estimativas mais estáveis dos parâmetros de regressão. Os coeficientes da equação de melhor ajuste indicada pelos modelos são, por isso, recalculados pelo MMQ Ponderado.

Em adição ao MMQ Ordinário e à regressão de desvio absoluto, a técnica de estimativa de coeficientes mais utilizada é o MMQ Ponderado. Diferentemente da primeira, a última técnica minimiza a soma dos quadrados das distâncias relativas. Vários esquemas de peso podem ser utilizados na ponderação:  $1/y^2$ ,  $1/y$ ,  $1/x^2$ ,  $1/x$  e  $1/Se^2$  são mais utilizados. A escolha é importante, pois o ajuste da faixa de dados não pode ser realizado se o esquema escolhido ocasionar em qualquer valor uma divisão por zero.

O método de ponderação mais comumente utilizado é  $1/y^2$ . Embora muito útil quando se deseja pesar os pontos da parte esquerda do gráfico mais que os da direita, a escolha pela ponderação por  $1/x$  ou  $1/x^2$  é raramente usada. Como só janeiro e fevereiro não apontam valores de céu totalmente claro ( $C/10=0$ ), ela só pode neles ser utilizada. O esquema  $1/y$  é escolhido para ponderação da regressão geral e dos meses restantes.

Os coeficientes das equações ajustados pelo MMQ Ponderado são mostrados, junto aos seus correspondentes erros padrão, na tabela 5.3.

Os coeficientes  $r^2$  e  $Se$  obtidos (sem ponderação) são apresentados na tabela 5.4. Nota-se que o desvio do modelo linear é considerado significativo com confiabilidade de 95% nos meses de abril a setembro. Em agosto isso acontece também com os modelos não lineares, inviabilizando a utilização do MMQ Ponderado na estimativa das equações de ajuste para estimativa direta de  $K_T$  neste mês. Exceto em fevereiro, os valores de  $r^2$  são pouco menores que os obtidos pelo MMQ Ordinário. Os erros  $Se$ , por sua vez, são ligeiramente maiores em grande parte dos meses. O maior  $r^2$  nesses modelos diretos ocorre em dezembro (0,81 para o *Linear* e 0,85 no *Quadrático* e *Cúbico*). Os menores são 0,47 em agosto (*Linear*) e 0,61 (*Quadrático* e *Cúbico*).

Tabela 5.3: Coeficientes dos modelos diretos estimados pelo MMQ Ponderado

Mês	1. Modelo Linear					2. Modelo Quadrático						3. Modelo Cúbico								
	Dados	coeficientes		Erro Padrão		Dados	coeficientes			Erro Padrão			da equação				Erro padrão			
		a	b	a	b		a	b	c	a	b	c	a	b	c	d	a	b	c	d
Jan	49*	0,71	-0,35	0,03	0,05	49*	0,48	0,76	-0,99	0,05	0,19	0,17	0,51	0,50	-0,47	-0,30	0,10	0,73	1,40	0,83
Fev	48*	0,85	-0,52	0,04	0,06	48*	0,61	0,30	-0,62	0,11	0,36	0,27	1,30	-3,50	5,70	-3,20	0,31	1,60	2,70	1,40
Mar	66	0,82	-0,57	0,04	0,04	66	0,65	0,20	-0,62	0,05	0,18	0,14	0,76	-1,00	2,00	-1,50	0,06	0,47	0,96	0,56
Abr	72	0,79	-0,51	0,02	0,03	71	0,71	-0,01	-0,45	0,03	0,14	0,12	0,75	-0,68	1,20	-1,10	0,04	0,33	0,78	0,50
Mai	79	0,73	-0,38	0,02	0,03	79	0,70	-0,13	-0,24	0,03	0,14	0,13	0,71	-0,29	0,14	-0,24	0,04	0,37	0,80	0,49
Jun	81	0,77	-0,56	0,03	0,04	81	0,68	0,06	-0,55	0,04	0,16	0,14	0,68	0,01	-0,43	-0,08	0,04	0,43	1,00	0,62
Jul	85	0,80	-0,64	0,03	0,04	84	0,69	0,17	-0,72	0,03	0,14	0,13	0,71	-0,27	0,39	-0,70	0,04	0,36	0,85	0,53
Ago	86	0,81	-0,61	0,04	0,05	86	0,68	0,26	-0,77	0,05	0,19	0,16	0,70	-0,31	0,68	-0,90	0,05	0,56	1,40	0,84
Set	80	0,85	-0,66	0,05	0,05	80	0,66	0,30	-0,79	0,06	0,23	0,18	0,69	-0,19	0,33	-0,66	0,07	0,60	1,30	0,76
Out	74	0,91	-0,72	0,05	0,05	74	0,70	0,33	-0,86	0,06	0,22	0,18	0,73	-0,07	0,03	-0,52	0,07	0,52	1,00	0,61
Nov	86	0,88	-0,63	0,04	0,05	86	0,67	0,22	-0,67	0,07	0,22	0,17	0,71	-0,10	-0,03	-0,37	0,10	0,64	1,20	0,71
Dez	50	0,88	-0,64	0,03	0,04	50	0,74	-0,01	-0,51	0,06	0,20	0,16	0,78	-0,38	0,27	-0,45	0,08	0,52	1,00	0,59
Anual:	856	0,83	-0,61	0,01	0,01	856	0,67	0,23	-0,71	0,01	0,05	0,04	0,72	-0,41	0,79	-0,91	0,02	0,14	0,30	0,18

Nota: O\* indica ponderação pelo esquema 1/x pelo maior  $r^2$  e menor erro padrão dos coeficientes obtido.

Tabela 5.4: Valores de  $r^2$  e Se obtidos na aplicação dos modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ponderado

Mês	1. Modelo Linear		2. Modelo Quadrático		3. Modelo Cúbico	
	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa (Se)	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa Se	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa Se
Jan	0,53	0,11	0,74	0,08	0,74	0,09
Fev	0,61	0,10	0,66	0,09	0,71	0,08
Mar	0,64	0,10	0,73	0,09	0,77	0,08
Abr	0,68*	0,09	0,74	0,09	0,75	0,08
Mai	0,58*	0,09	0,61	0,09	0,61	0,09
Jun	0,66*	0,12	0,74	0,10	0,74	0,10
Jul	0,66*	0,13	0,78	0,10	0,79	0,10
Ago	0,47*	0,16	0,63*	0,13	0,65*	0,13
Set	0,56*	0,14	0,66	0,12	0,67	0,12
Out	0,74	0,11	0,84	0,09	0,85	0,09
Nov	0,58	0,12	0,68	0,10	0,68	0,10
Dez	0,81	0,08	0,85	0,07	0,85	0,07
Anual:	0,6*	0,12	0,72	0,10	0,73	0,10

Nota: \* O desvio do modelo é considerado significativo pelo Runs test

Embora indicado estatisticamente onde o MMQ Ordinário fornece estimativas com resíduos heterocedásticos, o MMQ Ponderado não melhora a estimativa ao se levar em conta somente o  $r^2$  e o intervalo de confiança (indicado por Se). Então, mais análises são necessárias para avaliar comparativamente os modelos diretos.

5.2.2. Adequação dos modelos diretos às estimativas de  $K_T$ .

No modelo *Linear*, o teste *F* examina a hipótese nula de que  $\beta=0$  e a relação linear pode ser rejeitada. Testando a equação Geral do modelo *Linear*, o valor de *F* (1900) e do *p-value* ( $<0,0001$ ) levam à conclusão de que  $\beta \neq 0$  e, portanto, a hipótese de existência de relação linear entre  $K_T$  e  $C/10$  não pode ser rejeitada.

A evolução dos valores de  $r^2$  e *Se* dos modelos diretos com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário e Ponderado pode ser observada na figura 5.7.

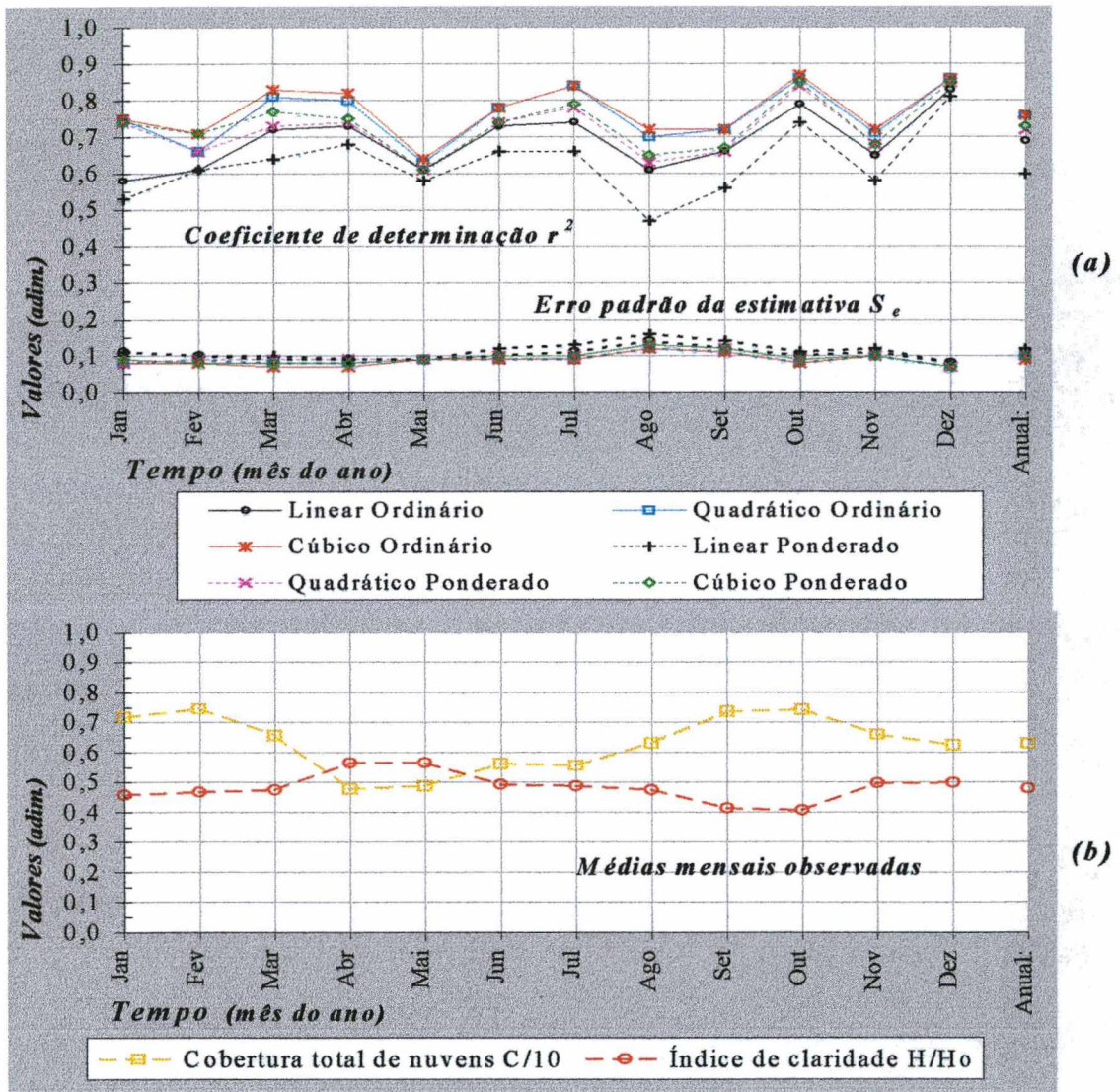
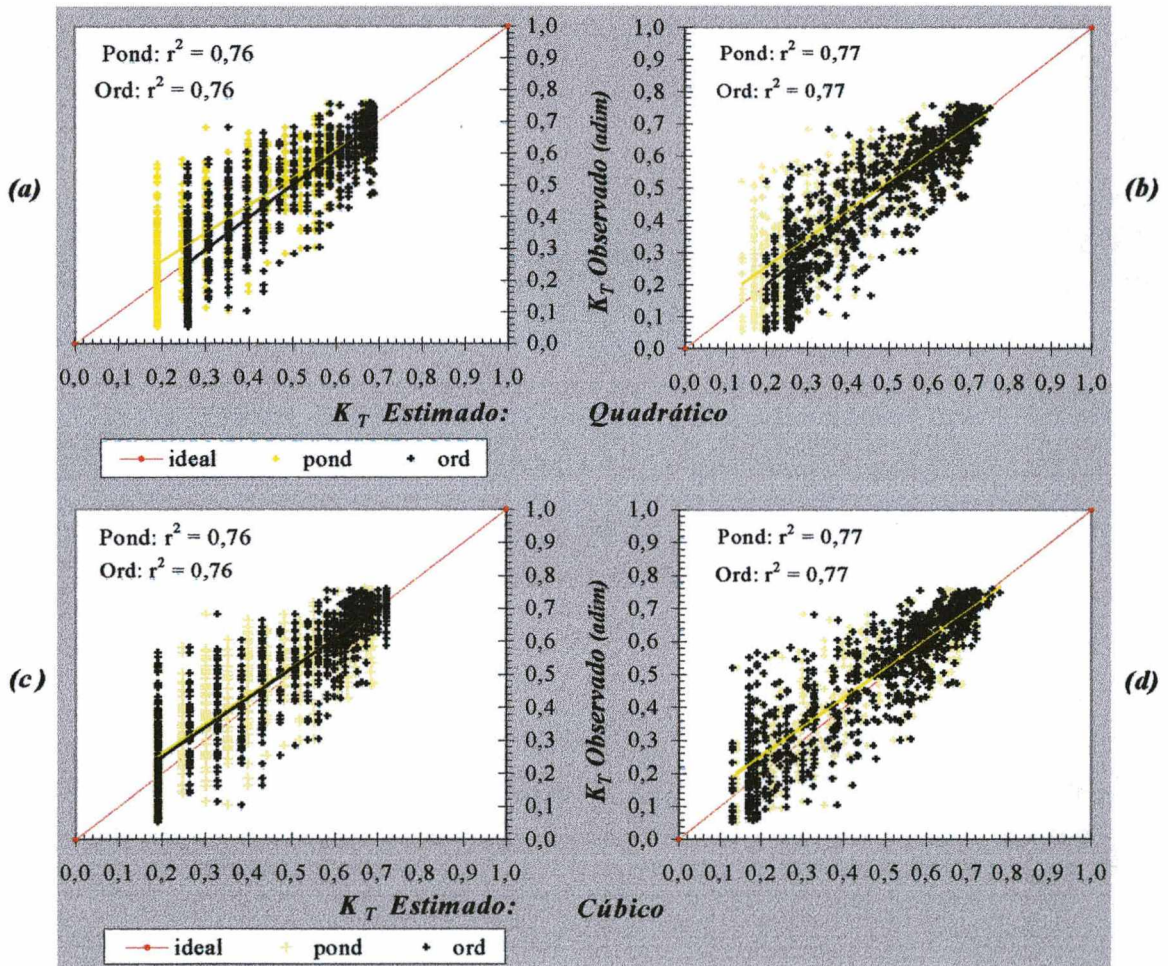


Figura 5.7: Gráfico de evolução no tempo: (a)  $r^2$  e *Se* de três modelos do método direto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário/Ponderado; (b) Médias mensais observadas de  $C/10$  e  $K_T$

A fig. 5.7 indica que o modelo *Linear*, apesar de ser o mais utilizado nas estimativas simplificadas a partir de quantidade de nuvens, tem o pior desempenho dos modelos investigados em todos os casos. Maio (mínimo valor de  $r^2$  dos modelos não lineares) é o mês mais claro do ano médio (maior  $K_T$  e menor  $C/10$  médios mensais).

Os modelos com coeficientes estimados pelo MMQ Ponderado produzem estimativas com  $r^2$  menores e mostram pior desempenho no mês médio mais claro. O teste de períodos (*runs test*) é realizado usando Graphpad Prism v. 3.00 (MOTULSKY, 1999) e seu *p-value* é útil para investigar se os dados realmente seguem uma linha reta. Como esse valor é extremamente baixo em todos os casos ( $<0,001$ ), conclui-se que os dados não seguem uma linha reta, devendo ser ajustados por equação não linear (curva).

Valores de  $K_T$  calculados pelas equações dos modelos *Linear*, *Quadrático* e *Cúbico* (*Ordinário* ou *Ponderado*) são plotados em gráfico e comparados a valores observados em três anos. As figuras 5.8 (a) a (d) mostram os resultados (modelos não-lineares) e as equações geral e de melhor ajuste mensal são aplicadas (coluna esquerda e direita).



**Figura 5.8:** Plotagem de dados medidos e calculados de  $K_T$  através de modelos diretos (a) *Quadrático Geral*; (b) *Quadrático Mensal*; (c) *Cúbico Geral*; (d) *Cúbico Mensal*.

Observa-se maior concordância entre  $K_T$  estimado e observado próximo a 0,70, (maior adequação dos modelos em céus predominantemente claros) e maior variância dos resíduos em céus predominantemente nublados ( $K_T \approx 0,25$ ). O  $r^2$  dos melhores ajustes entre  $K_T$  observado e estimado é bastante semelhante. ( $R^2 \approx 0,76$ ).

As análises dos resíduos dos modelos diretos com coeficientes ajustados pelo MMQ Ordinário e Ponderado (tab. 5.5) mostram que os modelos ajustados pela última técnica fornecem estimativas com resíduo médio mais afastado de zero.

**Tabela 5.5:** Estatística dos resíduos absolutos dos modelos diretos

<i>Modelos Diretos/ Resíduos</i>	$K_T$ <i>Linear Ordinário</i>	$K_T$ <i>Linear Ponderado</i>	$K_T$ <i>Quadrático Ordinário</i>	$K_T$ <i>Quadrático Ponderado</i>	$K_T$ <i>Cúbico Ordinário</i>	$K_T$ <i>Cúbico Ponderado</i>
<i>Máximo</i>	0,33	0,40	0,33	0,38	0,33	0,39
<i>Mínimo</i>	-0,27	-0,26	-0,29	-0,25	-0,30	-0,28
<i>Média</i>	0,00	0,03	0,00	0,02	0,00	0,02
<i>Desvio Padrão</i>	0,11	0,11	0,09	0,10	0,09	0,10

A estimativa não linear com comparação de ajustes pelo teste  $F$  é realizada com PRISMA<sup>®</sup>, concluindo-se pelo melhor ajuste quadrático na maioria dos casos.

Avaliados os resultados das estimativas de  $K_T$  segundo três modelos diretos (*Linear*, *Quadrático* e *Cúbico*) com coeficientes de equação estimados pela técnica do MMQ Ordinário e Ponderado, o *Linear* produz os mais baixos  $r^2$  nos meses e em geral.

Na maior parte dos meses os ajustes quadrático e cúbico são responsáveis pelo maior  $r^2$  e nos demais, o modelo *Cúbico* é pouco superior ao *Quadrático*. Aos modelos com coeficientes estimados pelo MMQ Ponderado correspondem valores  $r^2$  inferiores aqueles estimados pelo MMQ Ordinário, mas média de resíduos mais afastada de zero.

As análises não indicam melhoria significativa na estimativa de  $K_T$  com modelo *Cúbico* ao invés de *Quadrático* na maioria dos meses, então o modelo direto *Quadrático* com coeficientes mensais estimados pelo MMQ Ordinário (tab. 5.6) é mais útil para predição do  $K_T$  em Florianópolis. O modelo apresenta  $r^2 = 0,76$  na comparação com dados observados, mas mostra maior concordância em dias de céu claro ( $K_T > 0,70$ ).

**Tabela 5.6:** Coeficientes do modelo direto Quadrático estimados pelo MMQ Ordinário

<i>Mês</i>	<i>coeficientes</i>			<i>Erro Padrão</i>			<i>Estatísticas</i>	
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	$(r^2)$	<i>Se</i>
<i>Jan</i>	0,48	0,78	-1,01	0,07	0,24	0,19	0,75	0,08
<i>Fev</i>	0,52	0,62	-0,85	0,14	0,44	0,31	0,66	0,09
<i>Mar</i>	0,67	0,10	-0,50	0,04	0,14	0,12	0,81	0,08
<i>Abr</i>	0,71	-0,04	-0,39	0,02	0,11	0,10	0,80	0,08
<i>Mai</i>	0,69	-0,08	-0,26	0,02	0,12	0,12	0,63	0,09
<i>Jun</i>	0,69	0,03	-0,46	0,02	0,12	0,11	0,78	0,09
<i>Jul</i>	0,70	0,14	-0,64	0,02	0,11	0,11	0,84	0,09
<i>Ago</i>	0,68	0,23	-0,66	0,03	0,14	0,13	0,70	0,12
<i>Set</i>	0,68	0,15	-0,58	0,04	0,17	0,14	0,72	0,11
<i>Out</i>	0,70	0,29	-0,77	0,04	0,15	0,12	0,86	0,08
<i>Nov</i>	0,68	0,20	-0,60	0,05	0,17	0,14	0,71	0,10
<i>Dez</i>	0,75	-0,10	-0,40	0,04	0,16	0,13	0,86	0,07

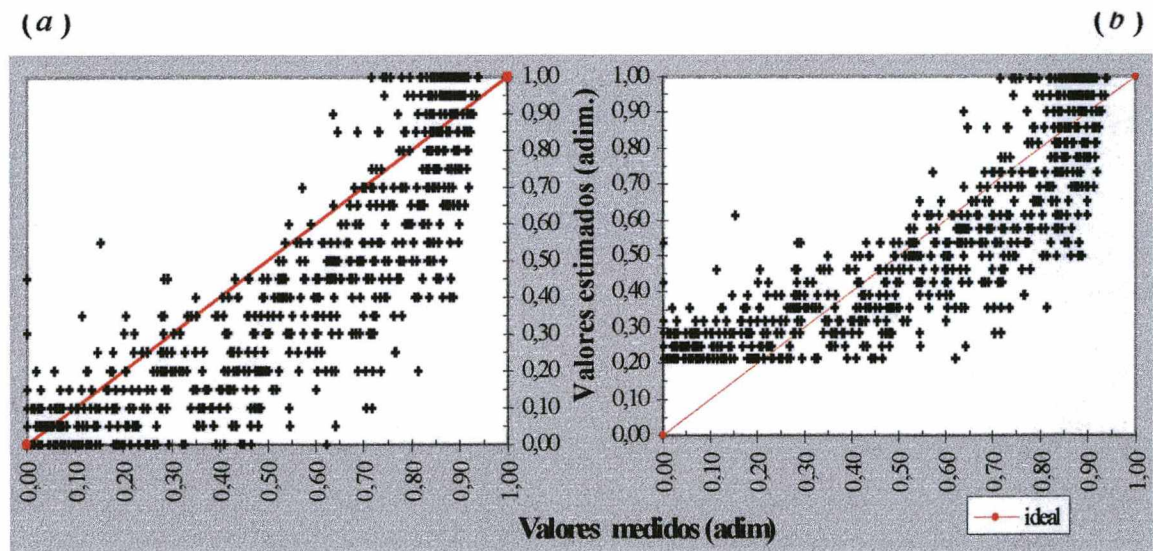
### 5.3. Aplicação dos modelos do método indireto

Assume-se, como visto, a divisão do método indireto em duas fases: a estimativa da duração de brilho do sol a partir de observações superficiais de cobertura de nuvens e a obtenção do índice de claridade em função da duração de brilho do sol estimada.

Cinco modelos da primeira fase, assim como três da segunda fase têm como suporte a análise de regressão simples dos dados disponíveis, sendo, por isso, objeto de comparação no tocante a seu coeficiente de determinação  $r^2$  e ao erro padrão da estimativa  $Se$  nos mesmos moldes daquela feita entre os modelos diretos.

#### 5.3.1. Estimativa dos coeficientes dos modelos da Primeira Fase

PENMAN (1948) e REDDY (1974) apresentam fórmulas empíricas relacionando cobertura de nuvens à duração relativa de brilho do sol (eq. 2.6 e 2.7, p. 23 e 24). Os resultados estimados em relação aos observados encontram-se na figura 5.9 (a) e (b). A relação ideal também é plotada nessa figura. A linha vermelha apresenta a reta que contém valores estimados em concordância perfeita com dados observados de  $n/N$ .



**Figura 5.9:** Valores medidos de duração relativa de brilho do sol e estimados a partir da cobertura de nuvens conforme dois métodos: (a) PENMAN (1948) e (b) REDDY (1974).

A parte (a) da figura 5.9 mostra a maioria dos pontos abaixo da linha ideal, o que indica valores subestimados de  $n/N$  pelo modelo PENMAN (1948). A superestimação dos dados de  $C$  medidos por observadores em terra é examinada extensivamente por vários autores: REDDY (1974), HOYT (1977), STIGTER (1982), RANGARAJAN et al. (1984), entre tantos. Observa-se, ainda, que estimativas em céus



claro ( $n/N_{est} = 0,9$  a  $1,0$ ) são superestimções do valor medido. Já a parte (b) mostra uma distribuição mais bem equilibrada dos pontos acima e abaixo da reta ideal. Contudo, o comportamento dos valores estimados em (b) difere dos pontos observados, em especial na região próxima à origem  $(0,0)$ . Os coeficientes da equação original, empiricamente obtidos (em estações indianas) não são adequados à aplicação do modelo neste local.

Em outros modelos, índices de brilho do sol (a duração relativa  $n/N$  ou seu complemento  $1-n/N$ ) são assumidos e relacionados a um índice de nebulosidade ( $C/10$ ). Portanto, os modelos relacionam os dois índices adimensionais, válidos entre 0 e 1, tendo por fim a predição. Visto haver uma relação entre  $C$  e  $n$  nos moldes da explorada pelos modelos diretos (inversa), os modelos selecionados nesta fase propõem-se corrigir dados de  $C$  com base em valores medidos de  $n$  através da análise de regressão simples de registros disponíveis e correlacionando, assim, dados de  $C$  e  $n/N$ ,  $(1 - n/N)$  ou  $(1 - n/N')$ . Os modelos originais aplicam-se às médias mensais de valores diários, mas pela insuficiência de dados pré-qualificados, estuda-se a aplicabilidade dos modelos a dados diários, inicialmente no período de três anos e, por fim, agrupados em função do mês.

O fenômeno que rege a relação entre  $C$  e  $n$  é em termos gerais observado: se uma grande quantidade de nuvens é observada, espera-se que a duração de brilho do sol registrada seja pequena. Por outro lado, se  $C$  for igual a zero (céu sem nuvens), espera-se que o máximo período de brilho do sol seja detectado pelo medidor.

O coeficiente de correlação linear de Pearson obtido na correlação entre  $C$  e  $n/N$  (856 dados diários) é:  $r = -0,89$ . Tal resultado mostra a existência de uma relação inversa relativamente forte entre as duas variáveis. Analisando da mesma forma, o valor de  $r^2$  verificado é 0,79, indicando que 79 % da variância da duração relativa de brilho do sol é, nesta amostra, explicada pela média diária da cobertura de nuvens.

WOODHEAD (1966) também encontra uma relação inversa entre  $C$  e  $n/N$ . Plotados os pontos num gráfico de dispersão, o autor ajusta de forma aproximada, mas não matemática, uma curva decrescente entre as duas variáveis. Em Florianópolis, o ajuste de uma equação polinomial de segundo grau aos dados disponíveis no período utilizando o MMQ Ordinário resulta num alto coeficiente de determinação ( $r^2 = 0,84$ ) e em  $Se$  igual a 0,13.

Contudo, a maioria dos modelos pesquisados não utiliza  $n/N$  como variável dependente, mas seu complemento  $(1 - n/N)$ . Dessa forma, uma relação direta entre  $C$  e

$1 - \frac{n}{N}$  é encontrada por diversos autores, embora não haja diferença no coeficiente  $r$  em relação ao obtido entre  $C$  e  $n/N$  para Florianópolis no período estudado. O coeficiente  $r$  obtido na correlação entre amostras de  $C$  e  $1 - \frac{n}{N}$  (856 dados diários) é 0,89, mostrando uma forte relação direta entre as variáveis. O valor de  $r^2$  é, por definição, 0,79 e indica que a média diária da cobertura de nuvens explica 79 % da variância do complemento da duração relativa de brilho do sol. A análise de regressão simples é utilizada, pois, para correlacionar as variáveis com uma finalidade preditiva.

1. *LINEAR 1* ajusta uma reta do tipo  $y = a' + b' \cdot x$  aos dados disponíveis. O índice  $C$  é a variável independente ( $x$ ), enquanto o complemento da duração relativa de brilho do sol  $1 - \frac{n}{N}$  representa a variável explanatória ( $y$ ).

Esse modelo é extremamente simplificado, não reproduzindo o processo físico que ocorre, uma vez que não leva em conta diferenças nas propriedades fundamentais da atmosfera e do albedo do solo, os quais afetam sobremaneira a irradiação solar. Na tentativa de incorporar alguns desses efeitos ao modelo de Ångström modificado por Prescott, HAY (1979) propõe que a estimativa de  $H$  seja feita não através de  $H$  e  $1 - \frac{n}{N}$ , mas dos índices modificados  $H'$  e  $1 - \frac{n}{N'}$ , que incorporam efeitos das múltiplas reflexões atmosfera-solo e eliminam medições suspeitas relativas a baixos ângulos solares.

Os resultados da análise entre  $C/10$  e  $1 - \frac{n}{N'}$  para três anos em Florianópolis são iguais aos dois anteriores:  $r = 0,89$  e  $r^2 = 0,79$ . A relação direta é razoavelmente forte e  $C/10$  explica 79% da variância  $1 - \frac{n}{N'}$ . Dois modelos de predição são analisados:

2. *Quadrático 1a* ajusta uma função quadrática incompleta  $y = b' \cdot x + c' \cdot x^2$ . O índice  $C/10$  é ( $x$ ), enquanto a explanatória ( $y$ ) é  $1 - \frac{n}{N'}$ .
3. *Cúbico 1a* ajusta uma equação cúbica incompleta  $y = b' \cdot x + c' \cdot x^2 + d' \cdot x^3$  aos dados disponíveis. As variáveis  $x$  e  $y$  são as mesmas do ajuste anterior.

As amostras pré-qualificadas de  $C$ ,  $1 - \frac{n}{N}$  e  $1 - \frac{n}{N'}$  (três anos e agrupadas por mês) são sujeitas à análise de regressão e as três equações de ajuste ditadas pelos modelos investigados têm seus coeficientes determinados pelo MMQ Ordinário. Não há diferença significativa entre o modelo *Quadrático 1a* e *Cúbico 1a* (sem intercepto), sendo o  $r^2$  obtido (0,84) maior que aquele obtido pelo modelo *Linear 1*, que propõe o ajuste linear entre  $C$  e  $1 - \frac{n}{N}$  (0,78). Este último é menor que o  $r^2$  obtido por HOYT (1977) para os dados do estudo original (0,89). Do cálculo de  $Se$  extrai-se que o menor valor é 0,14, devido ao modelo *Quadrático 1a* e *Cúbico 1a*.

A tabela 5.7 mostra os resultados obtidos com o MMQ Ordinário na estimativa dos coeficientes dos três modelos indiretos da primeira fase investigados.

**Tabela 5.7:** Coeficientes de três modelos indiretos estimados pelo MMQ Ordinário (primeira fase)

Mês	Modelo Linear 1					Modelo Quadrático 1a					Modelo Cúbico 1a						
	Dados	coeficientes		Erro Padrão		coeficientes			Erro Padrão		coeficientes				Erro padrão		
		a'	b'	a'	b'	a'	b'	c'	a'	b'	c'	a'	b'	c'	d'	a'	b'
Jan	49	-0,07	0,90	0,07	0,09	0,36	0,53	0,14	0,16	1,61	-2,99	2,33	0,38	1,03	0,67		
Fev	48	-0,13	0,97	0,08	0,10	0,48	0,38	0,14	0,16	1,24	-1,72	1,38	0,48	1,31	0,86		
Mar	66	-0,05	0,90	0,05	0,07	0,40	0,52	0,12	0,14	1,13	-1,59	1,40	0,35	0,95	0,62		
Abr	72	0,00	0,80	0,03	0,05	0,40	0,48	0,10	0,12	0,96	-1,32	1,30	0,25	0,78	0,55		
Mai	79	0,06	0,70	0,03	0,05	0,70	0,10	0,12	0,15	1,17	-1,40	1,08	0,17	0,79	0,56		
Jun	81	0,02	0,88	0,03	0,04	0,53	0,43	0,10	0,11	0,97	-0,96	0,96	0,28	0,83	0,57		
Jul	85	0,00	0,88	0,03	0,05	0,29	0,67	0,12	0,13	0,63	-0,35	0,70	0,32	0,92	0,62		
Ago	86	0,01	0,85	0,04	0,05	0,16	0,78	0,13	0,14	0,83	-1,12	1,25	0,45	1,25	0,82		
Set	80	0,02	0,93	0,05	0,06	0,56	0,38	0,14	0,15	0,65	0,14	0,16	0,41	1,11	0,72		
Out	74	-0,07	0,99	0,03	0,04	0,35	0,62	0,08	0,09	0,82	-0,81	0,96	0,20	0,55	0,37		
Nov	86	-0,12	0,95	0,04	0,06	0,30	0,60	0,10	0,12	0,81	-0,92	1,04	0,30	0,85	0,57		
Dez	50	-0,10	1,00	0,04	0,06	0,40	0,55	0,11	0,12	0,52	0,16	0,28	0,28	0,83	0,57		
Anual	856	-0,02	0,88	0,01	0,02	0,38	0,54	0,03	0,04	0,94	-1,11	1,12	0,09	0,26	0,17		

A tabela 5.7 traz para cada modelo, em cada mês: o número de dados, os coeficientes da equação ajustada (dois ou três) e o erro padrão do coeficiente estimado. Observa-se que o ajuste do modelo *Linear 1* para o mês de abril e julho apresenta *a* igual a zero, o que indica que a reta ajustada passa pela origem do eixo cartesiano (0,0).

Os resultados de  $r^2$  e do erro padrão *Se* devido à aplicação desse três modelos da primeira fase do método indireto aos dados diários são apresentados na tabela 5.8.

**Tabela 5.8:** Valores de  $r^2$  e *Se* obtidos na aplicação de três modelos da primeira fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário

Mês	Modelo Linear 1		Modelo Quadrático 1a		Modelo Cúbico 1a	
	Coefficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa (Se)	Coefficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa Se	Coefficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa Se
Jan	0,70	0,15	0,75	0,14	0,80	0,12
Fev	0,67	0,14	0,68	0,14	0,70	0,14
Mar	0,75	0,16	0,79	0,14	0,81	0,14
Abr	0,79	0,14	0,83	0,13	0,84	0,12
Mai	0,73	0,14	0,72	0,15	0,73	0,15
Jun	0,86	0,13	0,88	0,12	0,88	0,12
Jul	0,80	0,16	0,85	0,14	0,85	0,14
Ago	0,75	0,18	0,82	0,15	0,83	0,15
Set	0,77	0,16	0,79	0,16	0,79	0,16
Out	0,90	0,11	0,94	0,09	0,94	0,08
Nov	0,76	0,15	0,80	0,14	0,81	0,14
Dez	0,85	0,13	0,88	0,11	0,88	0,11
Anual	0,79	0,15	0,83	0,14	0,84	0,14

Os mais baixos coeficientes mensais são obtidos pelo modelo *Linear 1*, assim como na amostra anual. Os mais altos referem-se ao modelo *Cúbico 1* em sete meses. Nos restantes o *Quadrático 1a* apresenta igual  $r^2$ . O desempenho dos modelos quanto aos erros padrão da estimativa do grupo de dados é similar ao do  $r^2$ : o modelo *Linear 1* tem o pior desempenho, apresentando os maiores valores de *Se* em todos os meses. Os modelos que ajustam funções não lineares sem intercepto apresentam o menor erro.

NANNI (1986) comenta que, em muitos casos o investigador assume que  $y = 0$  quando  $x = 0$ , como acontece nos ajustes propostos pelos modelos HARRISON e COOMBES (1986) e RANGARAJAN et al. (1984). Alerta, então, que o procedimento para encontrar o intervalo de confiança e fazer testes de hipóteses é similar ao caso em que se considera o intercepto da equação diferente de zero, mas que tais modelos devem ser adotados com extrema cautela pois, em muitos casos, a equação completa é mais adequada para os valores de interesse de  $x$ , podendo ter inclusive um melhor ajuste. Com base nisso, testa-se mais dois modelos da primeira fase do método indireto.

4. *Quadrático 1b* ajusta uma função quadrática completa ( $a' \neq 0$ ) aos dados disponíveis. O índice  $C/10$  é  $(x)$ , enquanto a explanatória ( $y$ ) é  $1 - \frac{n}{N}$ .
5. *Cúbico 1b* ajusta uma equação cúbica completa ( $a' \neq 0$ ) aos dados diários. As variáveis  $x$  e  $y$  são as mesmas do ajuste anterior.

A aplicação desses dois modelos aos dados diários é realizada e os resultados são mostrados na tabela 5.9. Os modelos *Quadrático 1b* e *Cúbico 1b* tem o coeficiente independente não nulo, mas sua magnitude é pequena.

Tabela 5.9: Coeficientes de dois modelos indiretos estimados pelo MMQ Ordinário (primeira fase)

Mês	Dados	Modelo Quadrático 1b						Modelo Cúbico 1b							
		coeficientes			Erro Padrão			da equação				Erro padrão			
		a'	b'	c'	a'	b'	c'	a'	b'	c'	d'	a'	b'	c'	d'
Jan	49	0,35	-0,92	1,49	0,11	0,37	0,29	0,24	-0,15	0,05	0,79	0,22	1,43	2,61	1,43
Fev	48	0,25	-0,43	1,05	0,24	0,74	0,53	-0,48	3,37	-4,97	2,98	0,69	3,43	5,35	2,64
Mar	66	0,09	-0,10	0,93	0,07	0,25	0,21	0,04	0,54	-0,51	0,87	0,08	0,66	1,40	0,84
Abr	72	0,06	-0,08	0,92	0,03	0,17	0,16	0,04	0,13	0,37	0,37	0,04	0,40	1,01	0,66
Mai	79	0,06	0,15	0,61	0,04	0,21	0,21	0,07	0,03	0,93	-0,20	0,05	0,52	1,19	0,76
Jun	81	0,05	0,04	0,87	0,03	0,15	0,14	0,06	-0,14	1,37	-0,33	0,04	0,40	1,01	0,65
Jul	85	0,05	-0,15	1,08	0,03	0,17	0,16	0,05	-0,24	1,32	-0,16	0,04	0,41	1,04	0,68
Ago	86	0,09	-0,37	1,22	0,04	0,17	0,16	0,09	-0,30	1,03	0,12	0,04	0,54	1,36	0,86
Set	80	0,05	0,21	0,68	0,06	0,25	0,22	0,08	-0,30	1,89	-0,74	0,07	0,65	1,45	0,88
Out	74	0,07	-0,11	1,00	0,04	0,15	0,13	0,05	0,16	0,37	0,39	0,04	0,33	0,72	0,44
Nov	86	0,08	-0,16	0,98	0,07	0,26	0,21	0,04	0,19	0,23	0,45	0,10	0,73	1,50	0,89
Dez	50	0,03	0,09	0,84	0,07	0,27	0,23	0,06	-0,27	1,64	-0,49	0,09	0,66	1,37	0,83
Anual	856	0,07	-0,09	0,95	0,01	0,06	0,05	0,06	0,08	0,52	0,17	0,02	0,15	0,34	0,21

A tab. 5.9 mostra os meses de janeiro e fevereiro com erro padrão do coeficiente independente muito mais alto que o dos demais, o que pode ser causado pelo pequeno número de dados analisados: dados diários não estavam disponíveis em um dos anos estudados. Os valores de  $r^2$  e  $Se$  são apresentados para cada mês e em geral na tab. 5.10.

**Tabela 5.10:** Valores de  $r^2$  e  $Se$  obtidos na aplicação de dois modelos da primeira fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário

Mês	Modelo Quadrático 1b		Modelo Cúbico 1b	
	Coeficiente de determinação	Erro padrão da estimativa	Coeficiente de determinação	Erro padrão da estimativa
	$(r^2)$	Se	$(r^2)$	Se
Jan	0,81	0,13	0,81	0,13
Fev	0,69	0,15	0,70	0,15
Mar	0,81	0,15	0,81	0,15
Abr	0,86	0,12	0,86	0,13
Mai	0,76	0,15	0,76	0,15
Jun	0,90	0,12	0,90	0,12
Jul	0,88	0,14	0,88	0,14
Ago	0,85	0,15	0,85	0,15
Set	0,80	0,17	0,80	0,17
Out	0,94	0,08	0,95	0,08
Nov	0,81	0,15	0,81	0,15
Dez	0,89	0,12	0,89	0,12
Anual:	0,85	0,14	0,85	0,14

Os valores de  $r^2$  são pouco maiores que os obtidos pelos modelos sem intercepto. O erro padrão devido à aplicação dos dois modelos não lineares completos à amostra geral é 0,14, valor obtido também para aqueles sem intercepto. O resultado mais importante na modificação é o melhor ajustamento dos pontos próximos à origem: embora fundamentos teóricos considerem que em  $1-n/N' = 0$  as observações denunciem ausência de nuvens ( $C/10=0$ ), isso não se comprova. A hipótese de céu claro registrado corretamente por observador em terra e pelo medidor de brilho solar (implícita nos métodos originais) não se verifica na prática. Tal anomalia é apontada em REDDY (1974), HOYT (1977), RANGARAJAN et al.(1984) e HARRISON e COOMBES (1986).

Examinando a validade das equações obtidas, os resíduos da estimativa desses cinco modelos são avaliados. Os resultados do teste de normalidade (K-S,  $n = 856$ ) mostram que a hipótese de normalidade dos resíduos pode ser rejeitada com confiabilidade de 95%. Quando os mesmos dados são agrupados em função do mês, essa hipótese nos modelos *Linear 1*, *Quadrático 1b* e *Cúbico 1b (completos)* não pode ser descartada em alguns meses e pode em outros. Com resíduos dos modelos não lineares incompletos (*Quadrático 1a* e *Cúbico 1a*) essa hipótese não pode ser descartada em nenhum mês. Então, o pressuposto da normalidade dos resíduos só é atendido

integralmente com confiabilidade de 95% na primeira fase do método direto quando o modelo *Quadrático 1a* e *Cúbico 1a* são utilizados na estimativa de  $1-n/N'$ . O exame das médias dos resíduos revela, contudo, que esses dois modelos (equação quadrática e cúbica sem intercepto ajustada aos dados) têm seus valores médios mais afastados de zero. De fato, segundo WERKEMA e AGUIAR (1996), o pressuposto da média nula dos resíduos é mais facilmente satisfeito em modelos com o coeficiente independente ( $a \neq 0$ ) na equação, o que não ocorre com esses modelos.

Uma análise visual da plotagem dos resíduos padronizados  $e_i$  contra os valores dos resíduos precedentes da série observada é realizada com a finalidade de detectar a autocorrelação dos resíduos, de onde se conclui que os resíduos da estimativa segundo os cinco modelos investigados nesta fase mantém uma independência serial.

Observa-se, ainda, que nas estimativas feitas com todos os dados também não se comprova a hipótese de homocedasticidade dos resíduos. O modelo *Linear 1* produz estimativas nas quais a variância dos resíduos padronizados diminui em função do aumento do índice estimado de nebulosidade ( $1-n/N$ ,  $1 =$  céu encoberto). Entende-se, então, que ocorrem diferenças maiores entre  $y_i$  estimado e medido à medida que o céu se apresenta mais coberto de nuvens. Resíduos heterocedásticos são também verificados nos outros quatro modelos não-lineares em dados dos três anos. Na análise mensal, a análise visual da variância dos resíduos mostra graus diferentes de heterocedasticidade em função do modelo adotado. O *Linear 1* fornece resultados mais desfavoráveis.

Então, como alguns pressupostos de validade das equações de MMQ Ordinário não são atendidos (em especial a homocedasticidade dos resíduos), os coeficientes devem ser recalculados pela técnica do MMQ Ponderado, mas nenhum dos esquemas mais comuns de ponderação é passível de uso com os modelos não-lineares da primeira fase do método indireto. Em quase todos os meses (exceto janeiro e fevereiro) há médias diárias de  $C/10$  iguais a zero (ponderação  $1/x$  ou  $1/x^2$  impossível) ou valores diários de  $1-n/N'$  ( $y$ ) nulos (esquema  $1/y$  ou  $1/y^2$  também impossível).

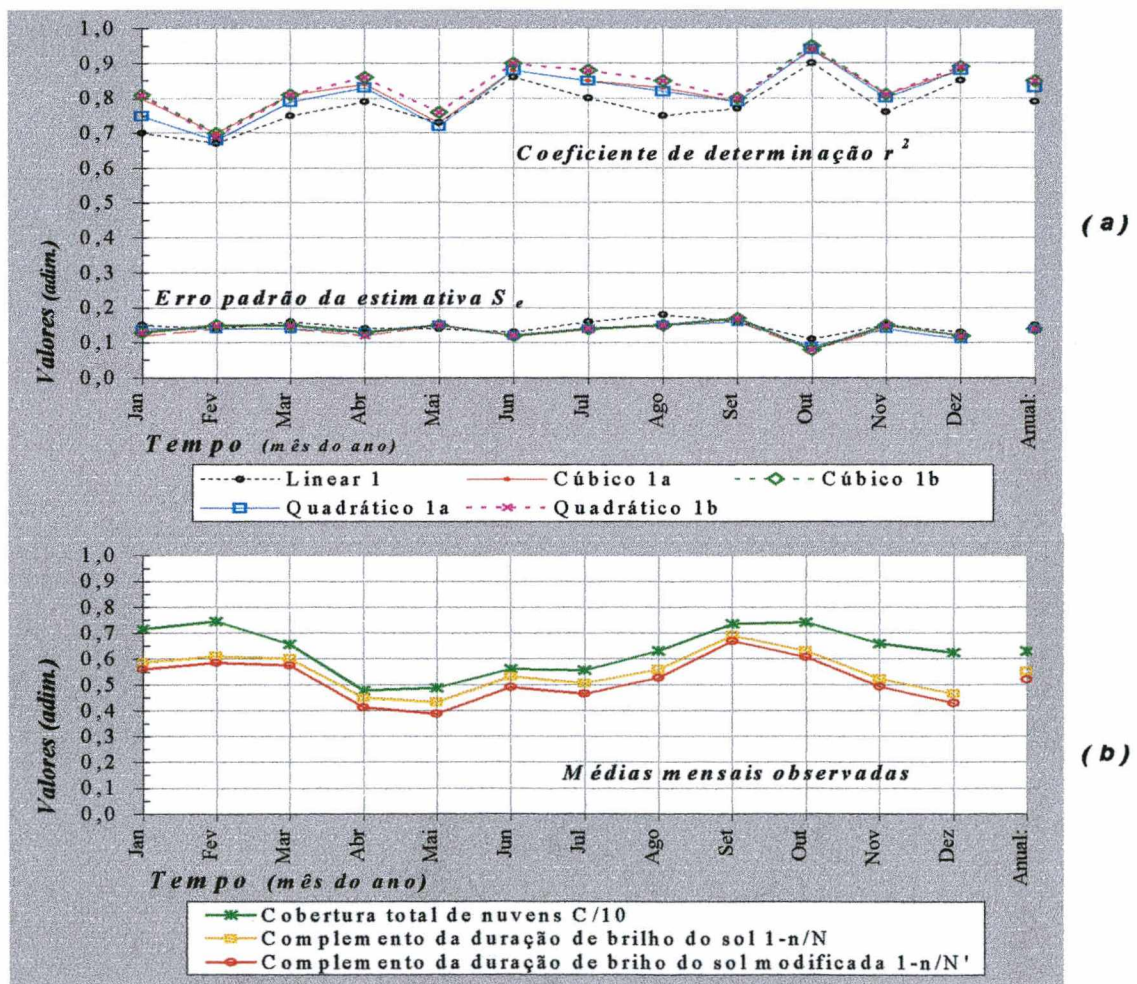
Como os modelos não-lineares mostram melhor avaliação que o *Linear 1*, a substituição de  $1-n/N'$  por  $1-n/N$  como variável dependente permite utilizar o esquema  $1/y$  na estimativa ponderada dos coeficientes das quatro equações gerais (quadrática e cúbica com e sem intercepto). Os resultados são mostrados na tab. 5.11, onde se vê que o erro padrão da estimativa (0,14) é o mesmo obtido pelos modelos não-lineares com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário, mas os  $r^2$  são pouco menores.

**Tabela 5.11:** Coeficientes de quatro modelos indiretos estimados pelo MMQ Ponderado (primeira fase)

Modelo	Dados	Coeficientes				de determinação $r^2$	Erro padrão da estimativa Se
		da equação					
		a'	b'	c'	d'		
Quadrático 1a Ponderado	856		0,32	0,54		0,81	0,14
Quadrático 1b Ponderado	856	0,13	-0,21	0,98		0,83	0,14
Cúbico 1a Ponderado	856		1,00	-1,80	1,70	0,82	0,14
Cúbico 1b Ponderado	856	0,11	0,10	0,09	0,62	0,83	0,14

5.3.2. Adequação dos modelos da primeira fase do método indireto às estimativas de complemento de brilho do sol

A fig. 5.10 mostra graficamente os resultados da aplicação dos modelos investigados nesta fase (tab. 5.8 e 5.10, p. 83 e 85).



**Figura 5.10:** Gráfico de evolução no tempo: (a)  $r^2$  e  $S_e$  de cinco modelos da primeira fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário; (b) Médias mensais observadas.

Na fig. 5.10 nota-se que o modelo *Linear 1* tem o pior desempenho, mas através do teste *F* aplicado à equação Geral conclui-se, com confiança de 95%, que a hipótese de existência de relação linear entre  $C/10$  e  $1-n/N$  não pode ser rejeitada. O pior valor de  $r^2$  dos modelos ocorre em fevereiro e o melhor em outubro. É interessante notar que o valor médio mensal de  $C/10$  indica nestes meses cerca de 70% do céu coberto por nuvens. Os modelos *Quadrático* e *Cúbico 1b* produzem estimativas de  $1-n/N'$  com  $r^2$  maiores, mostrando melhor desempenho. De fato, o *runs test* é realizado usando PRISMA® e seu *p-value*, extremamente baixo, leva à conclusão de que os dados não seguem uma linha reta, devendo ser ajustados por uma equação não linear (curva).

Valores de  $1-n/N$  e  $1-n/N'$  estimados pelas equações do modelo linear e dos não-lineares são plotados em gráfico e comparados aos observados em três anos. A fig. 5.11 (a) a (c) mostra os resultados da aplicação das equações gerais.

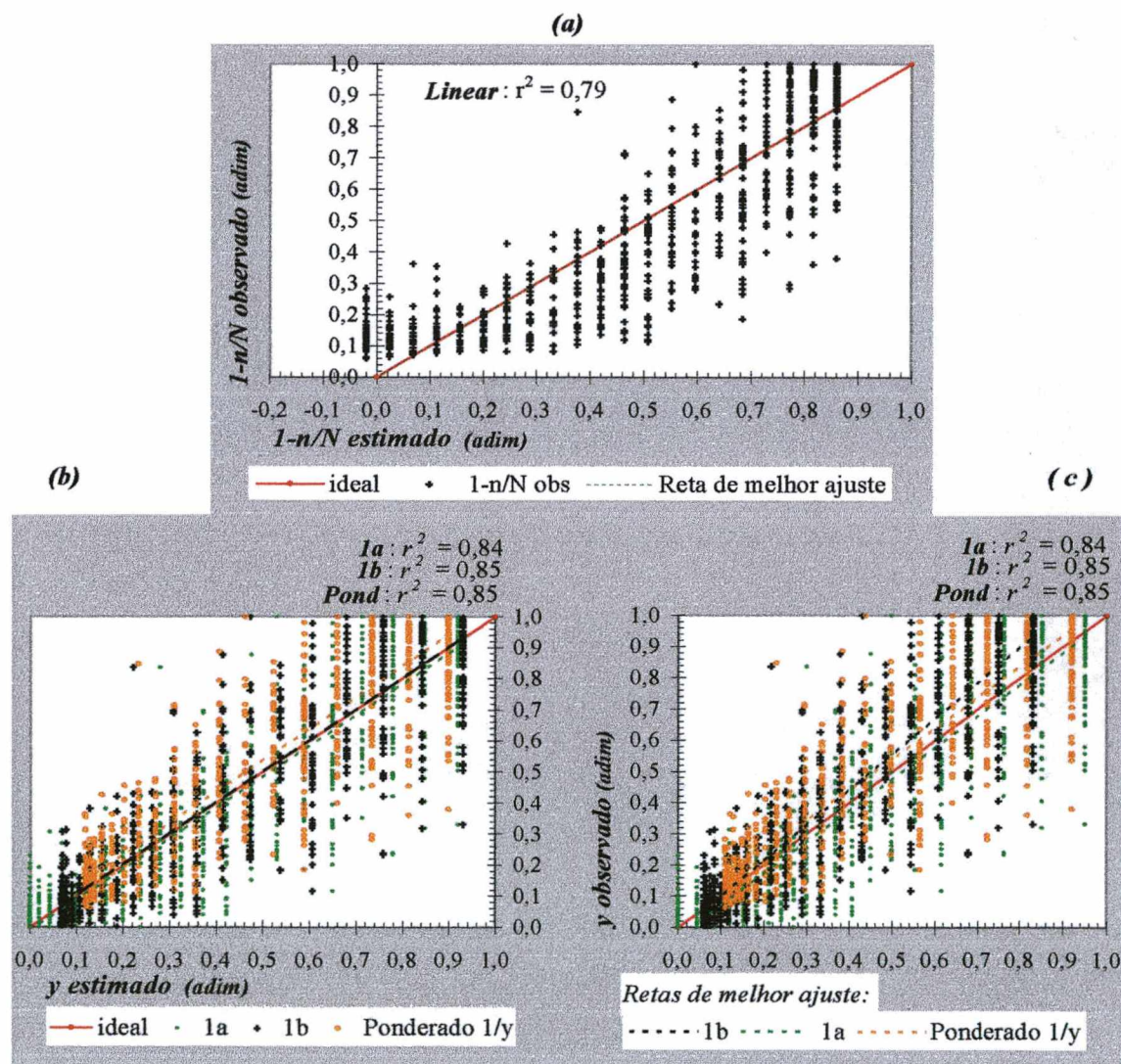


Figura 5.11: Plotagem de dados medidos e calculados do complemento do brilho do sol através de sete modelos da primeira fase (a) *Linear 1* (b) *Quadráticos* e (c) *Cúbicos*



A fig. 5.11(a) mostra a inadequação do modelo *Linear 1* à predição pela estimativa de valores negativos. A parte (b) mostra uma maior concordância entre os valores estimados pelos três modelos quadráticos em céu parcialmente nublado. Em céus claros e encobertos a diferença entre os valores estimados pelos diferentes modelos é mais evidente. A nuvem de pontos mais próxima à linha ideal revela uma maior adequação dos modelos quadráticos em céus claros e uma maior variância dos resíduos é associada a céus predominantemente nublados. Os diferentes modelos cúbicos mostrados na parte (c) da mesma figura mostram os mesmos resultados, mas os modelos sem intercepto (*Quadrático* e *Cúbico 1a*) mostram pior desempenho em céus extremamente claros do que os com intercepto. Uma faixa de valores medidos de  $1-n/N'$  entre zero e aproximadamente 0,25 é estimada como zero por esses dois modelos.

O  $r^2$  da linha de melhor ajuste entre valores observados e estimados é bastante semelhante em todos os modelos não lineares ( $r^2 \approx 0,85$ ), mas a plotagem dessa linha para valores estimados pelos modelos *Quadrático* e *Cúbico 1b Ponderados* mostra intercepto diferente de zero, o que indica que esses modelos tendem a subestimar os valores de complemento da duração de brilho do sol. A plotagem da linha de melhor ajuste entre valores observados e estimados pelo modelo *Cúbico 1b* mostra uma reta com inclinação bastante distinta da ideal, o que leva à conclusão de que quanto mais encoberto se apresenta o céu, mais o modelo subestima os valores desejados.

A tab. 5.12 descreve os resíduos absolutos da aplicação da equação geral de sete modelos da primeira fase do método indireto aos dados diários de três anos.

**Tabela 5.12:** Estatística de resíduos absolutos dos modelos da primeira fase do método indireto

<i>Modelos / Resíduos</i>	<i>1-n/N Linear 1</i>	<i>1-n/N' Quadrático 1a</i>	<i>1-n/N' Quadrático 1b</i>	<i>1-n/N Quadrático 1b Ponderado</i>	<i>1-n/N' Cúbico 1a</i>	<i>1-n/N' Cúbico 1b</i>	<i>1-n/N Cúbico 1b Ponderado</i>
<i>Máximo:</i>	0,47	0,56	0,61	0,54	0,62	0,61	0,62
<i>Mínimo:</i>	-0,50	-0,59	-0,60	-0,62	-0,50	-0,52	-0,54
<i>Média:</i>	0,00	-0,01	0,00	-0,02	0,05	0,04	0,04
<i>Desvio padrão:</i>	0,15	0,14	0,14	0,14	0,15	0,13	0,13

A menor amplitude dos resíduos é devida ao modelo *Linear 1* e entre os não-lineares aos modelos *Cúbico 1a* e *1b*, embora esses modelos apresentem maiores resíduos máximos, juntamente com *Cúbico 1b Ponderado* e *Quadrático 1b*. Dos modelos não-lineares, só o *Quadrático 1b* tem média de resíduos igual a zero, mas o desvio padrão de todas as amostras de resíduos tem valores bastante próximos.

A estimativa não linear com comparação de ajustes pelo teste  $F$  é realizada com PRISMA<sup>®</sup> para amostras gerais dos vários modelos e conclui-se pelo ajuste quadrático (completo, com intercepto) e pelo cúbico (quando incompleto ou ponderado).

Avaliados os resultados das estimativas de complemento de duração de brilho do sol segundo sete modelos da primeira fase do método indireto (*Linear 1*, *Quadrático 1a e 1b* e *Cúbico*) com coeficientes de equação estimados pelo MMQ Ordinário e Ponderado, o *Linear1* desempenha pior nos meses e em geral. Na maior parte dos meses os ajustes não-lineares são responsáveis pelos maiores coeficientes de determinação. Nos modelos MMQ Ponderado observam-se valores  $r^2$  inferiores aos correspondentes com estimação pelo MMQ Ordinário, além de média dos resíduos diferente de zero. As análises dos modelos gerais indicam que estimativas com o modelo *Quadrático 1b* (MMQ Ordinário, eq. 5.1) pode ser útil para predição de complemento da duração relativa de brilho do sol a partir de observações superficiais de cobertura total de nuvens em Florianópolis.

$$1 - \frac{n}{N'} = 0,07 - 0,09 \cdot \left(\frac{C}{10}\right) + 0,95 \cdot \left(\frac{C}{10}\right)^2 \quad \dots (5.1)$$

O modelo apresenta  $r^2=0,85$  na relação com dados observados e maior concordância em dias de céu claro: menor dispersão à média entre  $0,05 < 1 - n/N' < \approx 0,20$  e maior em céus predominantemente encobertos.

### 5.3.3. Estimativa dos coeficientes dos modelos da Segunda Fase

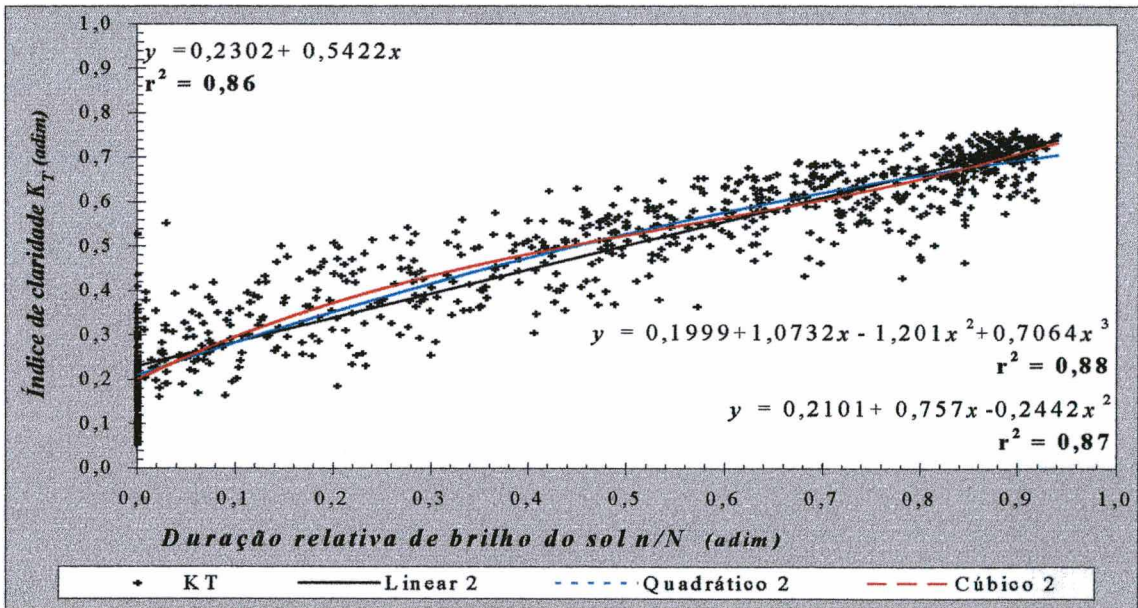
Nesta fase, índices de duração de brilho do sol (duração relativa  $n/N$ , razão entre duração absoluta medida no dia e duração máxima admitida nesse dia) são assumidos e relacionados ao índice de claridade  $K_T$ . Portanto, como nas etapas anteriores, os métodos relacionam os dois índices adimensionais, válidos entre 0 e 1, tendo por fim a predição. Tais modelos são fundamentados, também, na análise de regressão.

A relação entre  $n/N$  e  $K_T$  ainda é amplamente estudada. De forma genérica, quando a duração de brilho do sol  $n$  registrada é pequena, ou seja,  $n/N$  é zero ou próxima dele, a energia solar medida pelo piranômetro tende a ser, do mesmo modo, pequena e o  $K_T$  tem valores mínimos. Por outro lado, quando  $n/N$  é máxima, espera-se que  $K_T$  também o seja. Então, o fenômeno da relação entre brilho do sol e irradiação solar pode ser descrito em termos gerais: quanto maior o índice relativo da duração de brilho do sol, maior será também o  $K_T$  (transmissividade atmosférica), ou seja, mais irradiação global será detectada pelo piranômetro. O  $r$  entre amostras gerais de  $n/N$  e  $K_T$  é 0,93 (relação direta forte) e o  $r^2$  é 0,86:  $n/N$  explica 86% da variância de  $K_T$ .

Três modelos são testados por aplicar análise de regressão simples em dados de  $K_T$  e  $n/N$ , ajustando curvas pelo método dos mínimos quadrados:

1. *Linear 2* apresenta uma das mais importantes modificações do modelo ANGSTRÖM (1924), onde a irradiação máxima é admitida em função da radiação calculada no topo da atmosfera (extraterrestre,  $H_o$ ). Muito utilizado atualmente, o modelo ajusta uma reta do tipo  $y = a'' + b''x$  aos dados disponíveis, onde  $n/N$  é a variável  $x$ , enquanto  $K_T$  é a dependente  $y$ ;
2. *Quadrática 2* encontra bons resultados com uma equação de segundo grau  $y = a'' + b''x + c''x^2$  aos dados disponíveis, onde  $x$  e  $y$  são os mesmos índices;
3. *Cúbico 2* encontra resultados também satisfatórios com a função cúbica do tipo  $y = a'' + b''x + c''x^2 + d''x^3$  ajustada aos dados disponíveis dos mesmos  $x$  e  $y$ .

As três equações gerais de ajuste são testadas e os coeficientes são determinados pelo MMQ Ordinário. A fig. 5.12 mostra os resultados: plotagem dos dados, linhas de ajuste propostas pelos três modelos, equações e coeficientes  $r^2$  de cada ajustamento de curva. Não fica evidente qualquer melhoria pelo uso de equações não-lineares na estimativa de  $K_T$  a partir de dados de  $n/N$  em Florianópolis com dados de três anos.



**Figura 5.12:** Valores de  $K_T$  medidos e estimados a partir de  $n/N$  em Florianópolis conforme três modelos indiretos (segunda fase) com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário.

A figura 5.12 mostra que, apesar do modelo *Cúbico 2* mostrar maior  $r^2$ , os valores são próximos entre si. A dispersão é menor se comparada à dos métodos anteriores. A equação linear conforme proposta por PRESCOTT (1940) aplicada a todos os dados diários em Florianópolis apresenta um maior valor de  $r^2$  (0,88) que a proposta pelo autor para os dados do estudo nos EUA e Austrália (0,80 e 0,63 respectivamente), mas os coeficientes  $a$  e  $b$  obtidos neste estudo são muito próximos aos do trabalho original. A

tabela 5.13 mostra os resultados obtidos com o MMQ Ordinário na estimativa dos coeficientes mensais e gerais dos três modelos indiretos da segunda fase investigados.

Tabela 5.13: Coeficientes de três modelos indiretos estimados pelo MMQ Ordinário (segunda fase)

Mês	Dados	Modelo Linear 2				Dados	Modelo Quadrático 2						Modelo Cúbico 2							
		coeficientes		Erro Padrão			coeficientes			Erro Padrão			coeficientes				Erro padrão			
		a''	b''	a''	b''		a''	b''	c''	a''	b''	c''	a''	b''	c''	d''	a''	b''	c''	d''
Jan	49	0,23	0,54	0,02	0,03	49	0,19	0,84	-0,38	0,02	0,11	0,13	0,19	1,10	-1,20	0,68	0,02	0,25	0,74	0,57
Fev	48	0,24	0,55	0,02	0,04	48	0,20	0,89	-0,43	0,02	0,13	0,15	0,19	1,00	-0,76	0,26	0,03	0,30	0,84	0,64
Mar	66	0,25	0,49	0,02	0,03	66	0,22	0,73	-0,28	0,02	0,10	0,12	0,22	0,98	-1,00	0,57	0,02	0,24	0,70	0,52
Abr	72	0,25	0,51	0,02	0,02	71	0,25	0,54	-0,04	0,02	0,10	0,10	0,21	1,30	-2,00	1,30	0,02	0,27	0,69	0,47
Mai	79	0,29	0,46	0,02	0,03	79	0,25	0,66	-0,20	0,03	0,12	0,11	0,23	1,00	-1,20	0,72	0,03	0,28	0,70	0,49
Jun	81	0,24	0,52	0,01	0,02	81	0,22	0,75	-0,26	0,02	0,10	0,11	0,22	0,81	-0,44	0,13	0,02	0,23	0,63	0,45
Jul	85	0,19	0,58	0,01	0,02	84	0,18	0,71	-0,14	0,01	0,09	0,10	0,18	0,78	-0,36	0,15	0,02	0,22	0,61	0,43
Ago	86	0,22	0,56	0,01	0,03	86	0,21	0,76	-0,23	0,02	0,10	0,12	0,20	1,50	-2,30	1,50	0,02	0,29	0,81	0,57
Set	80	0,23	0,54	0,01	0,03	80	0,22	0,83	-0,35	0,02	0,12	0,14	0,02	0,26	0,79	0,61	0,02	0,26	0,79	0,61
Out	74	0,20	0,63	0,01	0,02	74	0,18	0,90	-0,32	0,01	0,09	0,10	0,17	1,30	-1,50	0,91	0,01	0,20	0,59	0,45
Nov	86	0,24	0,53	0,02	0,03	86	0,21	0,76	-0,25	0,02	0,09	0,10	0,21	0,74	-0,20	-0,04	0,02	0,23	0,61	0,44
Dez	50	0,24	0,54	0,02	0,03	50	0,23	0,60	-0,07	0,02	0,11	0,11	0,23	0,78	-0,61	0,40	0,02	0,25	0,71	0,52
Anual:	856	0,23	0,54	0,00	0,01	856	0,21	0,76	-0,24	0,00	0,03	0,03	0,20	1,10	-1,20	0,71	0,01	0,07	0,19	0,14

Os coeficientes não variam muito mensalmente e o erro padrão dos interceptos é menor que o dos outros coeficientes das equações (quase nulo nas gerais). Os resultados de  $r^2$  e  $Se$  devido à aplicação dos modelos a dados diários são apresentados na tab. 5.14. O erro padrão é da mesma ordem de grandeza em todos os casos (0,06 a 0,09) e os coeficientes  $r^2$  do modelo linear não diferem muito. Os mais baixos coeficientes ocorrem em fevereiro, maio e setembro (0,81 no modelo *Linear 2*), sendo que os mais altos são devidos aos modelos não-lineares em julho e setembro (0,92).

Tabela 5.14: Valores de  $r^2$  e  $Se$  obtidos na aplicação de três modelos da segunda fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário

Mês	Modelo Linear 2		Modelo Quadrático 2		Modelo Cúbico 2		Médias mensais observadas	
	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa ( $Se$ )	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa ( $Se$ )	Coeficiente de determinação ( $r^2$ )	Erro padrão da estimativa ( $Se$ )	n/N	$K_T$
	Jan	0,84	0,07	0,87	0,06	0,87	0,06	0,43
Fev	0,81	0,07	0,84	0,06	0,84	0,06	0,41	0,47
Mar	0,83	0,07	0,84	0,07	0,84	0,07	0,46	0,48
Abr	0,87	0,06	0,87	0,06	0,89	0,06	0,62	0,56
Mai	0,81	0,06	0,81	0,06	0,82	0,06	0,60	0,57
Jun	0,87	0,07	0,88	0,07	0,88	0,07	0,49	0,49
Jul	0,91	0,07	0,92	0,06	0,92	0,07	0,51	0,49
Ago	0,86	0,08	0,86	0,08	0,87	0,08	0,45	0,48
Set	0,81	0,09	0,82	0,09	0,84	0,09	0,33	0,41
Out	0,91	0,07	0,92	0,06	0,92	0,06	0,33	0,41
Nov	0,83	0,08	0,85	0,07	0,85	0,07	0,49	0,50
Dez	0,90	0,06	0,90	0,06	0,90	0,06	0,48	0,50
Anual:	0,86	0,07	0,87	0,07	0,88	0,07	0,47	0,48

Examinando a validade das equações obtidas, os resíduos são avaliados. O teste de normalidade (K-S,  $n = 856$ ) mostra que a hipótese de normalidade dos resíduos da estimativa linear na amostra geral e de maio pode ser descartada (confiabilidade 95%). Então, o pressuposto da normalidade dos resíduos é atendido na segunda fase do método indireto quando os modelos *Quadrático 2* e *Cúbico 2* são utilizados na estimativa de  $K_T$  através de amostras mensais ou gerais. A plotagem dos resíduos padronizados  $e_i$  contra valores precedentes mostra que os resíduos das estimativas não são autocorrelacionados.

Observa-se uma variância dos resíduos padronizados mais constante que a dos modelos diretos ou da primeira fase, mas a nuvem de pontos próxima à média em  $n/N > 0,8$  mostra erros menores em dias predominantemente claros. Entende-se, então, que ocorrem diferenças maiores entre  $y_i$  estimado e medido à medida que o céu se apresenta mais coberto de nuvens. Na análise mensal, a heterocedasticidade também não é considerada problemática. Na fig. 5.13 observa-se, ainda, que os modelos não-lineares superestimam mais os valores de  $K_T$  em céu parcialmente nublado do que o *Linear 2*.

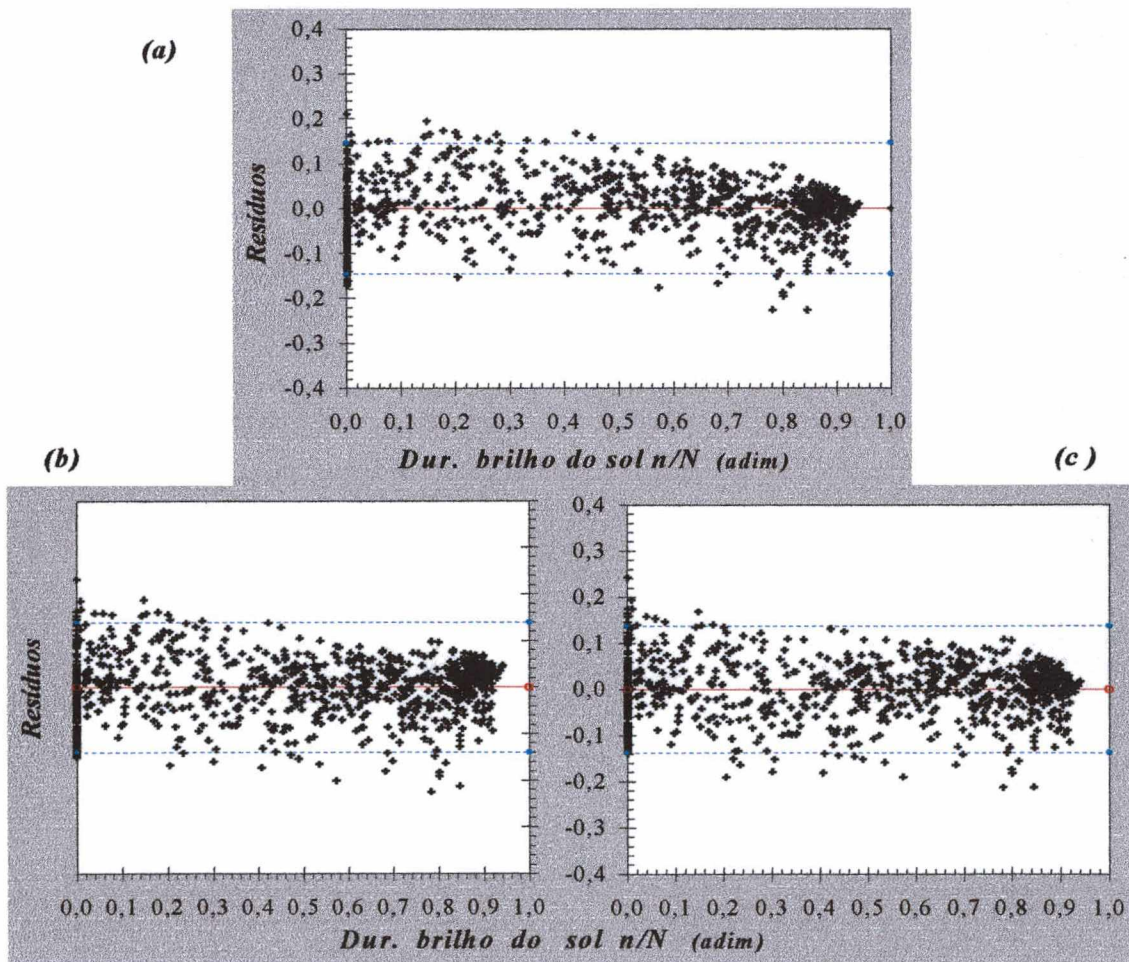


Figura 5.13: Gráfico de dispersão entre  $C/10$  e resíduo  $e_i$  na estimativa de todos os dados diários conforme três modelos do método indireto (segunda fase): (a)*Linear*, (b)*Quadrático* e (c)*Cúbico*

### 5.3.4. Adequação dos modelos da segunda fase do método indireto às estimativas de $K_T$

O teste  $F$  examina a existência da relação linear entre as variáveis do modelo *Linear 2* aplicado às amostras mensais e gerais e conclui-se, com confiança de 95%, que a hipótese de existência de relação linear entre  $K_T$  e  $n/N$  não pode ser rejeitada. A fig. 5.14 mostra graficamente os resultados na aplicação dos três modelos investigados (tab. 5.14, p. 92). Extrai-se que os valores mínimos de  $r^2$  ocorrem em maio, setembro e novembro e os máximos ultrapassam 0,90 em julho, outubro e dezembro.

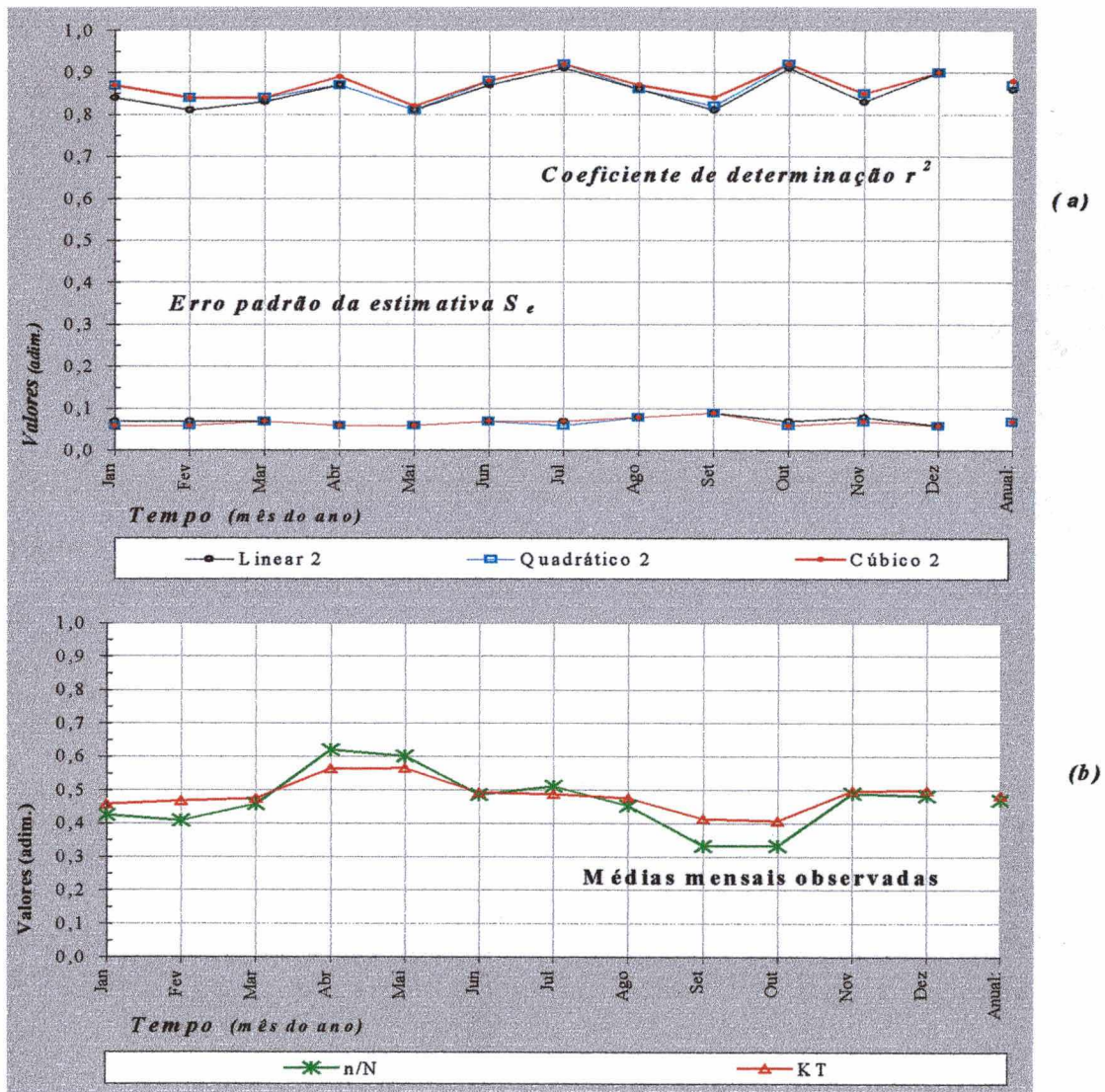


Figura 5.14: Gráfico de evolução no tempo: (a)  $r^2$  e  $S_e$  de três modelos da segunda fase do método indireto com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário; (b) Médias mensais observadas.

Os três modelos mostram, ainda, desempenho similar, com diferenças mais marcantes em janeiro e fevereiro, onde o modelo *Linear 2* apresenta menor  $r^2$  e maior  $S_e$ . O *runs test* é realizado usando PRISMA® e seu *p-value* leva à conclusão de que os

dados não seguem uma linha reta, devendo ser ajustados por equação não linear (curva) na amostra geral e em todos os meses, exceto julho. Ajustes de curvas com comparação pelo teste  $F$  são realizadas com o mesmo software estatístico para amostras gerais e mensais, concluindo-se pelo modelo *Linear 2* em abril, maio, julho, e dezembro. Em agosto, setembro, outubro e em todo o período o *Cúbico 2* é escolhido, enquanto nos outros meses (janeiro, fevereiro, março, junho, novembro) o modelo *Quadrático 2* é considerado o melhor ajuste.

Valores de  $K_T$  estimados pelas equações dos três modelos são plotados em gráfico e comparados aos observados em três anos. A fig. 5.15 mostra os resultados da aplicação das equações gerais.

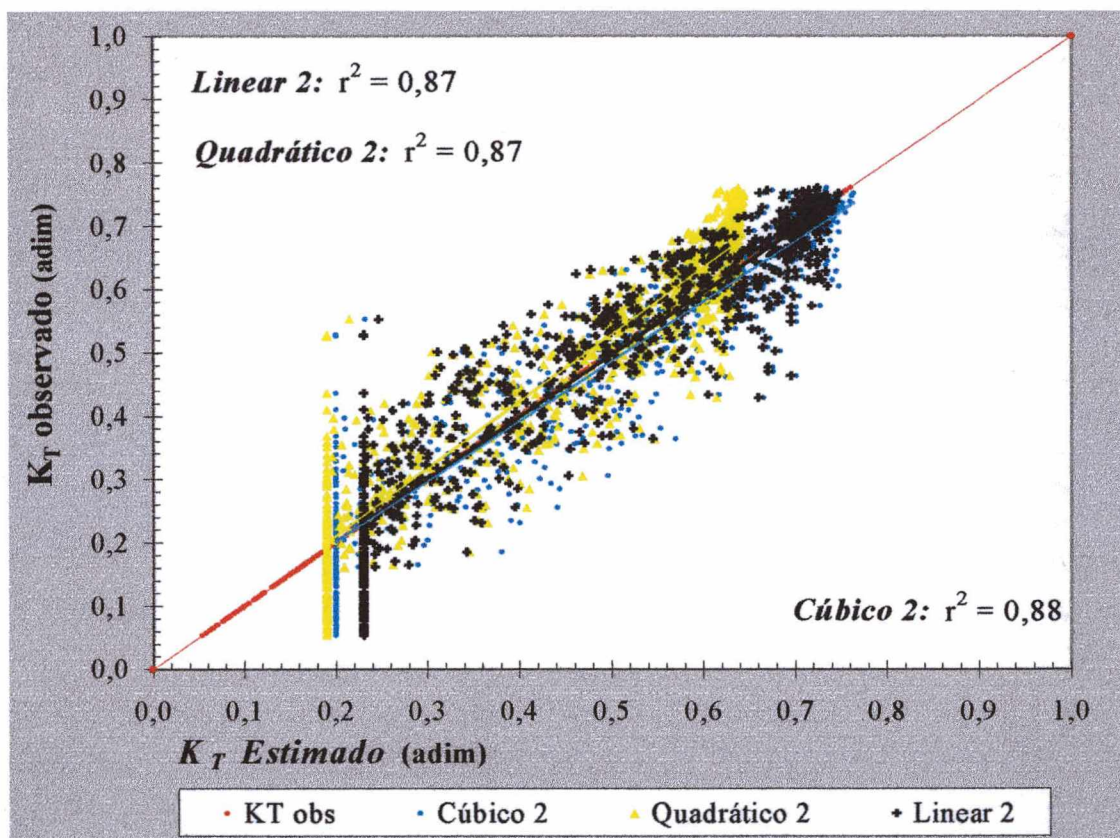


Figura 5.15: Plotagem de dados de  $K_T$  medidos e estimados pelos modelos da segunda fase do método indireto (a) *Linear 2* (b) *Quadrático 2* e (c) *Cúbico 2*

A fig. 5.15 mostra que os três modelos falham na estimativa de valores baixos de  $K_T$ : a faixa de valores medidos entre 0,05 e 0,20 é estimada como zero nos modelos não-lineares e valores estimados com o *Linear 2* só são não nulos em  $K_T$  acima de 0,25. Em céus encobertos a diferença entre os valores estimados é mais evidente. A nuvem de pontos mais próxima à linha ideal revela uma maior adequação dos modelos *Linear 2* e *Cúbico 2* em céus claros, e uma maior concordância entre os valores estimados por eles

em céu parcialmente nublado, mas a variância dos resíduos se apresenta maior que em céu predominantemente claro. O  $r^2$  da linha de melhor ajuste entre valores observados e estimados é bastante semelhante em todos os modelos ( $r^2 \approx 0,87$ ), mas a plotagem da linha de melhor ajuste entre valores observados e estimados por *Quadrático 2* e *Cúbico 2* mostra uma reta com inclinação distinta da ideal, o que leva à conclusão de que quanto mais encoberto o céu se apresenta, mais esses modelos, respectivamente, superestimam/subestimam os valores desejados. A tab. 5.15 descreve os resíduos absolutos da aplicação das três equações gerais aos dados diários de todo o período.

**Tabela 5.15:** Estatística de resíduos absolutos dos modelos da segunda fase do método indireto.

<i>Modelos Indiretos (2a fase)/ Resíduos</i>	$K_T$ <i>Linear 2</i>	$K_T$ <i>Quadrático 2</i>	$K_T$ <i>Cúbico 2</i>
<b>Máximo</b>	0,31	0,34	0,33
<b>Mínimo:</b>	-0,23	-0,19	-0,24
<b>Média:</b>	0,00	0,03	-0,01
<b>Desvio padrão:</b>	0,07	0,07	0,07

A tab. 5.15 mostra menor amplitude de resíduos que a dos modelos diretos ou da primeira fase do método indireto. Só o modelo *Linear 2* apresenta média de resíduos igual a zero no nível de significância adotado, mas as diferenças não são grandes. O sinal negativo na média comprova a tendência do modelo *Cúbico 2* em subestimar valores calculados. O desvio padrão dos resíduos é o mesmo para os três modelos.

Avaliados os resultados das estimativas do índice de claridade  $K_T$  segundo três modelos da segunda fase do método indireto (*Linear 2*, *Quadrático 2* e *Cúbico 2*) com coeficientes de equação estimados pela técnica dos MMQ Ordinário, observa-se que os ajustes têm  $r^2$  e  $Se$  semelhantes. Os modelos não lineares têm média dos resíduos ligeiramente diferente de zero. Análises dos modelos gerais indicam que a estimativa pelo modelo *Quadrático 2* é menos útil à predição de  $K_T$  a partir de duração relativa de brilho do sol em Florianópolis. Os modelos gerais *Linear 2* e *Cúbico 2* com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário são apresentados nas eqs. 5.2 (a) e (b) e mostram resultados mais satisfatórios.

$$K_T = 0,23 + 0,54 \cdot \left(\frac{n}{N}\right) \quad \dots (5.2a)$$

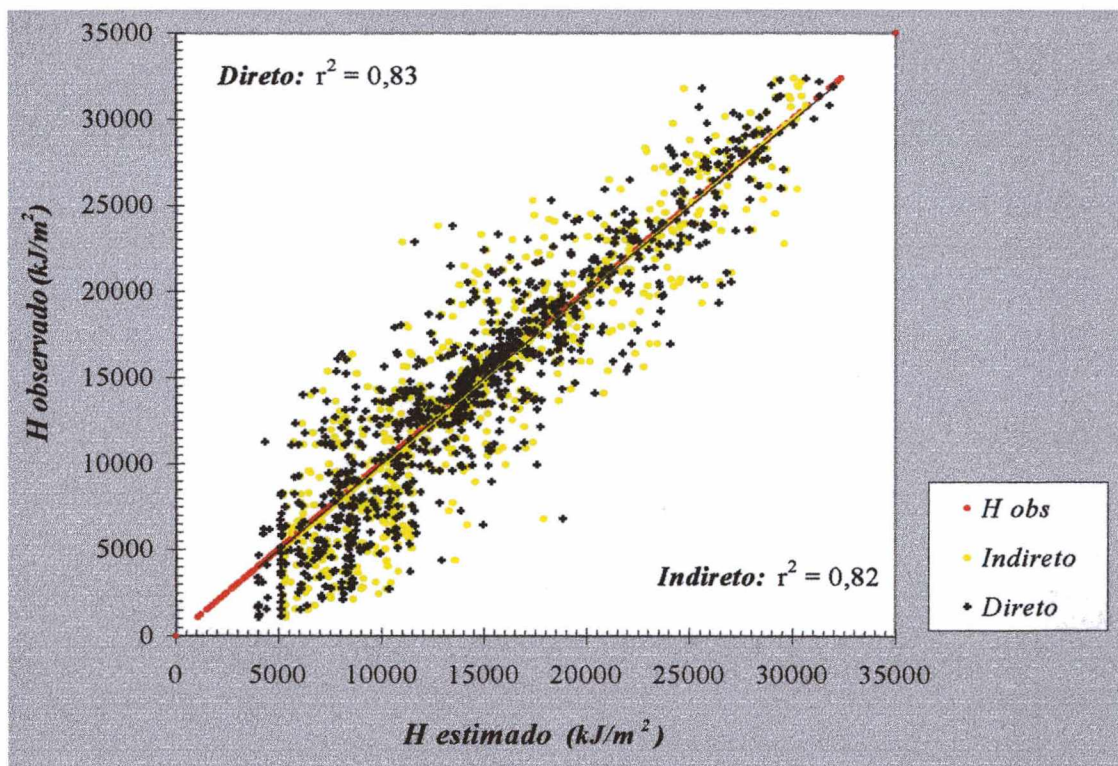
$$K_T = 0,20 + 1,10 \cdot \left(\frac{n}{N}\right) - 1,20 \cdot \left(\frac{n}{N}\right)^2 + 0,71 \cdot \left(\frac{n}{N}\right) \quad \dots (5.2b)$$



Os modelos apresentam, respectivamente,  $r^2=0,87$  e  $0,88$  na relação com dados observados de  $K_T$ , maior concordância em dias de céu predominantemente nublados e maior dispersão dos resíduos em relação à sua média em céus claros. Valores baixos de  $K_T$  ( $<0,25$ ) não são corretamente estimados pelos dois modelos.

#### 5.4. Os erros na estimativa de irradiação solar global horizontal em Florianópolis

Estimativas de  $K_T$  através de um método *Direto* e um *Indireto* são realizadas, onde no primeiro a estimativa mensal é cumprida conforme o modelo *Quadrático 1* e no segundo utiliza-se uma combinação dos modelos gerais *Quadrático 1b* e *Cúbico 2*, todos com coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário. As estimativas de  $K_T$  são convertidas a seus valores de irradiação solar global na horizontal e os erros obtidos são avaliados em comparação com dados medidos de todo o período. A fig. 5.16 mostra a plotagem de 856 dados diários observados de  $H$  e estimados pelos dois métodos.



**Figura 5.16:** Plotagem de dados  $H$  observados e estimados pelo método *Direto* e *Indireto*

A figura 5.16 mostra que o coeficiente  $r^2$  entre dados observados e estimados pelos dois métodos não mostra diferença significativa. O método *Direto* explica 83% da variância dos valores de  $H$  observados, enquanto o *Indireto* explica 82%. A amplitude de valores estimados é maior no *Direto*, cobrindo maior faixa de valores correspondentes observados. A maior concentração de pontos ao redor da linha ideal

indica a melhor concordância dos dois métodos com dados observados na faixa aproximada de irradiação entre 12000 e 20000 kJ/m<sup>2</sup> (3335 e 5555 W.h/m<sup>2</sup>).

A estatística das amostras de irradiação observada, estimada e dos desvios correspondentes é apresentada na tab. 5.16. O valor máximo da amostra observada é 475 kJ/m<sup>2</sup> maior que o de *Direto* e 1706,78 kJ/m<sup>2</sup> que o de *Indireto*. A média das amostras é semelhante, mas o valor mínimo de *H* estimada (3974,76 e 5214,36 kJ/m<sup>2</sup> no *Direto* e *Indireto*, respectivamente) é superior ao observado (1082,70 kJ/m<sup>2</sup>).

**Tabela 5.16:** Estatística dos desvios entre os métodos *Direto* e *Indireto* e dados de irradiação *H* observados em Florianópolis por três anos.

<i>Método / Estatística (kJ/m<sup>2</sup>)</i>	<i>H observado</i>	<i>Modelo Direto</i>	<i>Modelo Indireto</i>
<i>Máximo amostral</i>	32359,32	31958,57	30652,54
<i>Média amostral</i>	14915,62	14957,75	15043,87
<i>Mínimo amostral</i>	1082,70	3974,76	5214,36
<i>Desvio padrão amostral</i>	7024,46	6420,97	6270,80
<i>Desvio máximo (em módulo)</i>	-	12027,45	11869,69
<i>Desvio médio</i>	-	42,13	128,26
<i>Desvio padrão dos erros</i>	-	2884,30	2991,59

A tabela 5.16 mostra ainda que o método *Direto* tem desvio máximo maior (em módulo) se comparado ao do *Indireto*, mas seu desvio médio é aproximadamente 67% (86,13 kJ/m<sup>2</sup>) menor. Esse método apresenta, ainda, menor desvio padrão dos erros.

Mas esses parâmetros não são suficientes para se julgar a aplicabilidade dos métodos. Dois valores calculados são estimadores estatísticos comumente utilizados para avaliar a adequação de modelos de irradiação solar [DAVIES et al. (1984); GOPINATHAN (1990); AL-SADAH e RAGAB (1991) e HALOUANI et al. (1993)]: o Random Mean Square Error (RMSE) e o Mean Bias Error (MBE).

MA e IQBAL (1983) comparam modelos de estimativa de radiação solar em superfícies inclinadas utilizando esses dois testes estatísticos de erro para avaliar os resultados, os quais são também definidos em IQBAL (1986) pelas eq. 5.3 (a) e (b), onde  $y_{i, est}$  é o i-ésimo valor calculado;  $y_{i, obs}$  é o i-ésimo valor observado e  $n$  é o número de observações.

$$RMSE = \sqrt{\left\{ \frac{\sum (y_{i, est} - y_{i, obs})^2}{n} \right\}} \quad \dots (5.3a)$$

$$MBE = \left[ \frac{\sum (y_{i, est} - y_{i, obs})}{n} \right] \quad \dots (5.3b)$$

Geralmente, quanto menor o RMSE, mais adequado é o modelo. Contudo, alerta-se que pequenos erros no somatório podem levar a significantes aumentos em RMSE. O MBE, por sua vez, prove informações a respeito da super e subestimação: o valor positivo dá a quantidade média de superestimação nos cálculos, enquanto valores negativos denotam subestimação. Um baixo MBE é desejado, mas a falha deste teste é que valores superestimados de medições individuais cancelam subestimações.

HALOUANI et al. (1993) utiliza dois índices percentuais derivados do RMSE e MBE, eq. 5.4 (a) e (b), onde:  $H_m$  é o valor médio (aritmético) calculado de uma faixa de  $n$  valores medidos da irradiação solar global e  $n$  é o número de observações.

$$RMSE(\%) = 100.(1/H_m) \sqrt{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 / n} \quad \dots (5.4a)$$

$$MBE(\%) = 100.(1/H_m) \cdot \sum_{i=1}^n \varepsilon_i / n \quad \dots (5.4b)$$

Em GOPINATHAN (1988) e (1990), o autor acrescenta a estes, um outro teste de erro estatístico em suas investigações: *Mean Percentage Error* (MPE). O erro percentual médio é definido conforme mostra a eq. 5.5:

$$MPE = \left\{ \sum [y_{i,obs} - y_{i,est} / y_{i,obs} \cdot 100] \right\} / n \quad \dots (5.5)$$

Os valores desses índices de avaliação de modelos são calculados para os métodos *Direto* e *Indireto* e a tab. 5.17 mostra os resultados obtidos em todo o período.

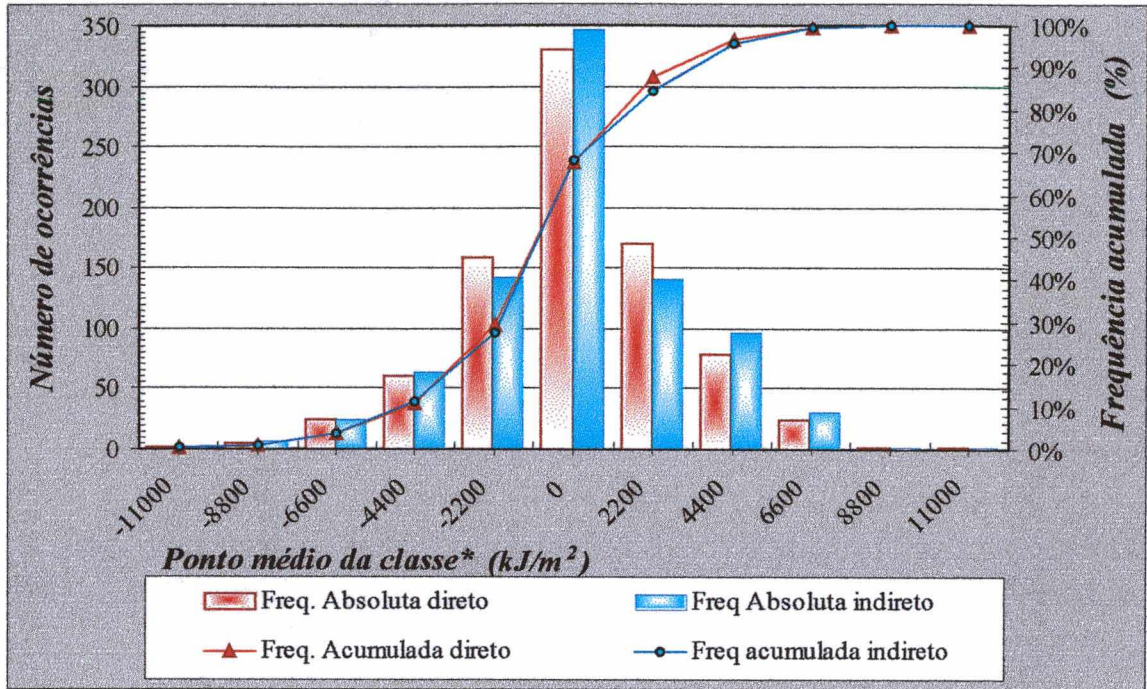
**Tabela 5.17:** Testes estatísticos de erro para dados diários estimados pelo modelo *Direto* e *Indireto* em três anos

<i>Modelo / Índice de avaliação</i>	<i>Direto</i>	<i>Indireto</i>
<i>MBE (kJ/m<sup>2</sup>)</i>	42,13	128,26
<i>RMSE (kJ/m<sup>2</sup>)</i>	2882,92	2992,60
<i>MBE (%)</i>	0,28	0,86
<i>RMSE (%):</i>	19,33	20,06
<i>MPE (%):</i>	-11,24	-13,73
<i>Coefficiente de correlação r (adim)</i>	0,92	0,91

O valor positivo mostrado pelo MBE na tabela 5.17 indica que ambos os métodos superestimam os valores observados. A quantidade média de  $H$  superestimada pelo *Direto* é menor (42,13 kJ/m<sup>2</sup>), assim como o desvio randômico apresentado pelo RMSE (2882,92 kJ/m<sup>2</sup>). A superestimação dos métodos é também observada nos valores negativos de MPE (também menor no *Direto*). O valor do coeficiente  $r$ , por sua

vez, indica haver uma forte relação linear entre valores observados e estimados pelos dois métodos sem, contudo, revelar diferença significativa entre eles.

A figura 5.17 apresenta o histograma de freqüências dos desvios relativos à aplicação dos métodos *Direto* e *Indireto*.



\*Nota: As amplitudes das classes são iguais (2200 kJ/m<sup>2</sup>).

**Figura 5.17:** Histograma de freqüências dos desvios entre valores observados de *H* e estimados pelos métodos *Direto* e *Indireto* no período três anos em Florianópolis.

A figura 5.17 permite concluir que a maior freqüência absoluta dos desvios dos dois métodos ocorre na classe cujo ponto médio é zero. Como o comprimento de classes é 2200 kJ/m<sup>2</sup>, observa-se que a maioria dos desvios superestima (ou subestima), em média, até 1100 kJ/m<sup>2</sup> do valor observado, (aproximadamente 305 W.h/m<sup>2</sup>). Nessa classe, a freqüência relativa de desvios do *Indireto* (40,42%) é maior que a do *Direto* (38,55%), o que só ocorre novamente nas classes de ponto médio  $\pm 4400$  kJ/m<sup>2</sup> (917 a 1528 W.h/m<sup>2</sup>). A soma de freqüências nas três classes de maior número de ocorrência (centrais) é 76,99% no método *Direto* e 73,48% no *Indireto*.

Desvios maiores ou iguais a 7700 kJ/m<sup>2</sup> ocorrem com pequena freqüência nos dois métodos. As duas primeiras e últimas classes (sub e superestimação) têm soma de freqüências relativas de 0,82% e 0,32% (*Direto*) e de 0,93% e 0,95% (*Indireto*).

O histograma de freqüências da irradiação solar global diária horizontal em Florianópolis no período estudado é mostrado na figura 5.18. O comprimento das classes é 2844 kJ/m<sup>2</sup>. O maior número de ocorrências (123) se dá na faixa

compreendida entre 12453,08 e 15297,08  $\text{kJ/m}^2$  (3459,19 e 4249,19  $\text{W.h/m}^2$ ) e o menor (20, frequência 2,34%) acontece quando  $H$  é maior que 29517,08  $\text{kJ/m}^2$  (8200  $\text{W.h/m}^2$ ).

Os desvios relativos são calculados e os pares ordenados são agrupados seguindo as mesmas classes da irradiação. O desvio relativo médio percentual para cada classe de  $H$  é, então, apresentado na figura 5.19.

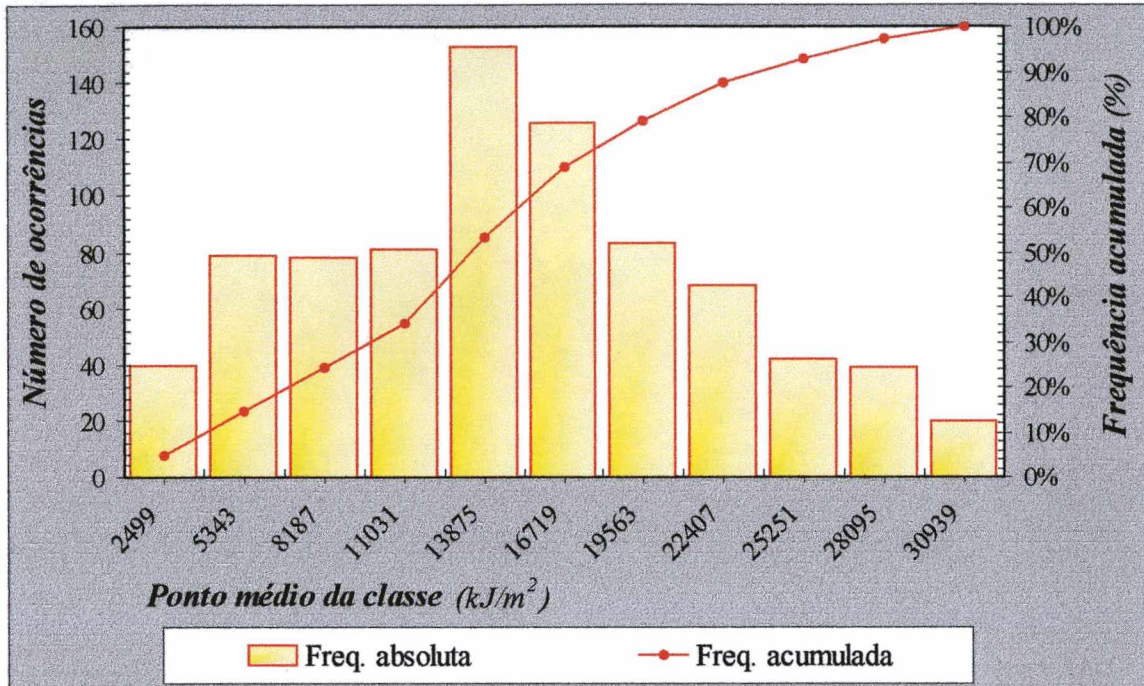
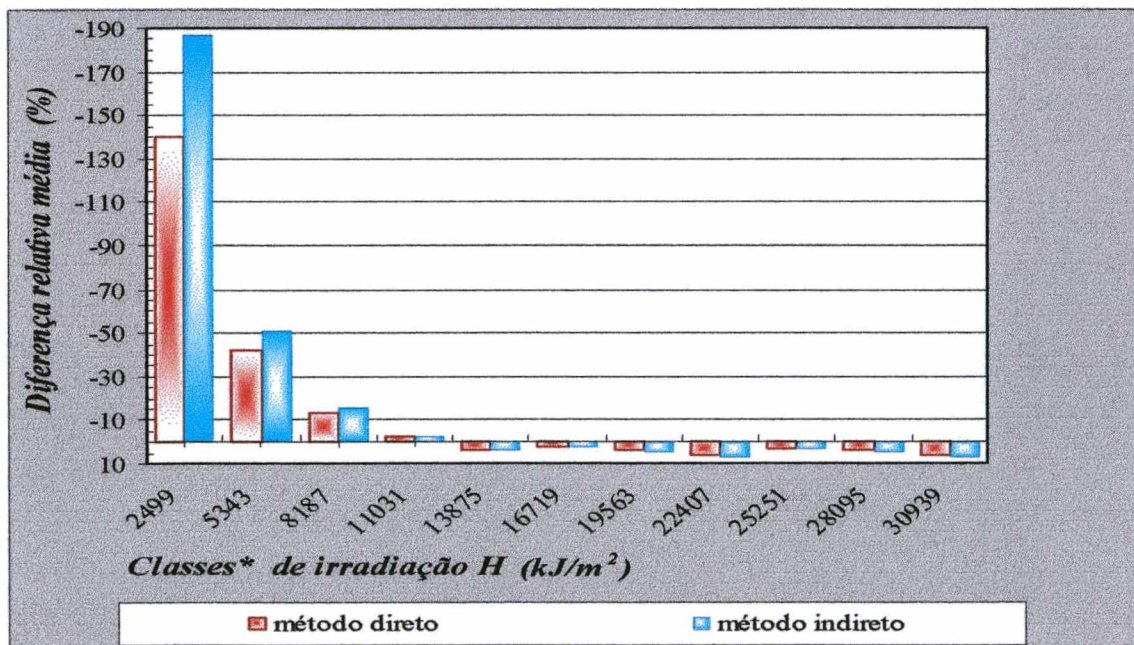


Figura 5.18: Histograma de frequências da irradiação solar global diária observada em Florianópolis no período de três anos



\*Nota: As amplitudes das classes são iguais (2883,68  $\text{kJ/m}^2$ ).

Figura 5.19: Diferença percentual relativa média dos desvios dos modelos *Direto* e *Indireto* nas classes de irradiação  $H$  observadas em Florianópolis no período de três anos

Para melhor visualização, o gráfico de colunas da fig. 5.19 apresenta-se invertido, com as diferenças negativas (superestimação) mostradas na parte superior do eixo vertical. A diferença relativa média percentual mais elevada (*Direto*: -140,06% e *Indireto*: -186,77%) ocorre na classe de menor irradiação (1077-3921 kJ/m<sup>2</sup>) e é 1146% maior que o erro percentual médio MPE no *Direto* e 1260% no *Indireto*, aproximadamente. Contudo, observa-se na fig. 5.18 que a frequência de ocorrência dessa classe é pequena (4,94%).

Na classe de maior ocorrência de irradiação *H* (12493-15297 kJ/m<sup>2</sup>), a diferença percentual média é pequena nos dois métodos (3,98 e 3,43% para o *Direto* e *Indireto*, respectivamente). As diferenças médias nas duas classes de *H* com maior ocorrência são menores no método *Indireto*, mas o valor não é significativo. Nas demais classes, as diferenças médias são ainda mais próximas ou devidas ao método *Direto*.

Observa-se que nas classes de maior incidência solar (acima de 12433 kJ/m<sup>2</sup>) as diferenças positivas indicam subestimação e tem pequenos valores. Caso contrário, as diferenças médias são negativas e mostram ambos os métodos superestimando os valores observados. A superestimação é tanto maior quanto menor *H*.

Essas análises demonstram que tanto o método *Direto* quanto o *Indireto* tem desempenho satisfatório quando a irradiação observada está acima de 6765 kJ/m<sup>2</sup>, onde a frequência de ocorrência dos valores de irradiação soma 85,29%. Abaixo desse valor (14,71%), os métodos superestimam *H* em mais de 42%. Em 4,90% das ocorrências de *H* (1077-2921 kJ/m<sup>2</sup>) são verificados os maiores desvios dos dois métodos e o *Direto* mostra-se mais útil que o *Indireto* na predição, uma vez que a superestimação apontada pela diferença média relativa percentual é 33,35% menor.

O valor de MBE dos dois métodos indica superestimação dos valores observados, sendo menor pelo *Direto* (42,13 kJ/m<sup>2</sup>, 0,28%). O método *Direto* apresenta, também, menor erro randômico RMSE (2882,92 kJ/m<sup>2</sup>, 19,33%) e médio percentual MPE (-11,24%).

## Capítulo 6: Conclusão e considerações finais

### 6.1. Conclusão

Esse trabalho investiga a aplicação de métodos diretos e indiretos de estimativa de irradiação solar global ( $H$ ) a partir de observações superficiais de cobertura total de nuvens ( $C$ ) em Florianópolis, SC, Brasil ( $17,50^\circ$  S LAT e  $48,34^\circ$  O LONG). Convém salientar que estes dados, assim como os de brilho do sol, são largamente disponíveis, mas que os primeiros são menos úteis à predição que os últimos devido aos erros inerentes ao processo de coleta. Dados de  $C$  são obtidos com base em estimativas visuais e são disponíveis geralmente em médias mensais ou diárias expressas em oitavas de céu encoberto por todos os tipos de nuvens.

Para tanto, dados medidos de irradiação solar global horizontal e três registros instantâneos diários de  $C$  no local durante três anos (1994-1997) são pré-qualificados. Como dados horários de  $C$  não são disponíveis, os de irradiação são integrados em base diária e a média diária de  $C$  é calculada com dois registros do período diurno (12:00 e 18:00 h GMT). A descrição das amostras pré-qualificadas encontra-se na tab. 4.1, p. 53.

As amostras pré-qualificadas (em geral e por mês) são sujeitas à aplicação de três modelos diretos (*Linear*, *Quadrático* e *Cúbico*); cinco modelos da primeira fase do método *Indireto* (*Linear 1*, *Quadrático 1a/1b* e *Cúbico 1a/1b*) e três da segunda fase (*Linear 2*, *Quadrático 2* e *Cúbico 2*). Todos os modelos analisados são fundamentados na análise de regressão simples. Os coeficientes das equações são estimados para Florianópolis pela técnica do MMQ Ordinário e sua adequação à predição é avaliada inicialmente através do exame de seus pressupostos. Quando essas condições básicas não são verificadas os coeficientes são recalculados pelo MMQ Ponderado.

As predições de  $K_T c 1-n/N'$  são comparadas aos dados observados e as análises de adequação dos modelos são fundamentadas na avaliação dos pressupostos e análise dos coeficientes  $r$ ,  $r^2$  e  $Se$ . Conclui-se, que a análise do melhor modelo com base nos valores do coeficiente  $r$  tem alguns inconvenientes, mas traz importantes informações para compreensão das relações, uma vez que mostra a possibilidade de existência de:

- a) Relação linear inversa forte entre  $C/10$  e  $K_T$  ( $r=0,83$ ), indicando que cerca de 69% da variância de  $K_T$  em média pode ser explicada pela de  $C/10$  ( $r^2=0,69$ );

- b) Relação linear direta forte entre  $C/10$  e  $1-n/N'$  ( $r=0,89$ ), indicando que, em média, cerca de 79% da variância de  $1-n/N'$  pode ser explicada pela variância de  $C/10$  ( $r^2=0,79$ ); e
- c) Relação linear direta forte entre  $K_T$  e  $n/N$  ( $r=0,93$ ), indicando que cerca de 86% da variância de  $K_T$  em média pode ser explicada pela de  $n/N$  ( $r^2=0,86$ ).

É importante alertar que a utilização dos valores  $r^2$  como único parâmetro na avaliação de modelos fornece uma alternativa simplista que pode conduzir a grandes erros de irradiação horária, passo de tempo desejável em simulação computacional.

Apesar de se concluir que um alto valor de  $r$  entre amostras de duas variáveis indica a possibilidade de existência de uma relação linear entre as séries de dados, não se pode dizer que a causa do aumento de uma seja a diminuição de outra. Para atender melhor às fortes correlações deve-se investigar a adição de um terceiro fator que, com seu aumento ou diminuição, afete o comportamento das duas ao mesmo tempo.

As análises auxiliam na seleção de modelos simples responsáveis pelo melhor ajuste. A hipótese de relação não linear entre as variáveis  $C/10$  e  $K_T$  (método *Direto*) e  $C/10$  e  $1-n/N'$  (primeira fase do *Indireto*) é, em contraponto, assumida (em concordância com a tendência verificada no gráfico de dispersão). A verificação de melhoria de ajuste diante do aumento do grau da equação de ajuste, assim como a comparação das estimativas com dados observados revelam dois métodos mais adequados às estimativas em Florianópolis no período estudado, eq. 6.1 a 6.3.

Pelo método *Direto*, as análises não indicam melhoria significativa na estimativa de  $K_T$  com modelo *Cúbico* ao invés de *Quadrático* na maioria dos meses, então o modelo direto *Quadrático* com coeficientes mensais estimados pelo MMQ Ordinário é mais útil para predição do  $K_T$  em Florianópolis. O modelo apresenta  $r^2 = 0,76$  na comparação com dados observados com a amostra completa, mas mostra maior concordância em dias de céu claro ( $K_T > 0,70$ ). A eq. 6.1 apresenta a curva genérica ajustada pelo modelo *Quadrático 1*. O modelo mensal mostra-se mais adequado e os coeficientes para cada mês, estimados pelo MMQ Ordinário, além dos erros padrão e estatísticas  $r^2$  e  $S_e$  são apresentados na tabela 5.6, Capítulo 5, p. 79.

$$K_T = a + b \cdot \left(\frac{C}{10}\right) + c \cdot \left(\frac{C}{10}\right)^2 \quad \dots (6.1)$$

O agrupamento dos dados em meses e a utilização dos coeficientes mensais são, portanto, recomendados na obtenção de estimativas mais eficientes através do método *Direto*, que explica 83% da variância dos valores de  $H$  observados.



Estimativas de  $1-n/N'$  pela primeira fase do método *Indireto* são convertidas a seus valores de  $n$  para, juntamente com  $N$ , estimar  $K_T$  e derivar dados de irradiação solar global na horizontal ( $K_T=H/H_0$ ). As equações 6.2 e 6.3 mostram as formulações gerais de melhor ajuste na primeira e segunda fase do método indireto, respectivamente. A primeira é uma curva (modelo *Quadrático 1b*) e a última, uma reta ajustada conforme o modelo *Linear 2*. Ambas têm seus coeficientes estimados pelo MMQ Ordinário.

$$1 - \frac{n}{N'} = 0,07 - 0,09 \cdot \left(\frac{C}{10}\right) + 0,95 \cdot \left(\frac{C}{10}\right)^2 \quad \dots (6.2)$$

$$K_T = 0,23 + 0,54 \cdot \left(\frac{n}{N'}\right) \quad \dots (6.3)$$

Isolando-se a duração de brilho do sol  $n$  na eq. 6.2 e substituindo-o na eq. 6.3 tem-se a estimativa de irradiação  $H$  pelo método *Indireto*. Estimativas indiretas são calculadas, então, pela eq. 6.3 onde  $n$  é apresentada em função de  $C$  e  $N'$  na eq. 6.4.

$$n = N' \left[ 1 - \left( 0,07 - 0,09 \cdot \left(\frac{C}{10}\right) + 0,95 \cdot \left(\frac{C}{10}\right)^2 \right) \right] \quad \dots (6.4)$$

O método apresenta  $r^2=0,82$  na relação com dados observados, indicando explicar 82% da variância de  $H$  observada.

O coeficiente  $r^2$  pelos dois métodos não mostra diferença significativa. O valor do coeficiente  $r$ , por sua vez, indica haver uma forte relação linear entre valores observados e estimados pelos dois métodos sem, contudo, revelar diferença significativa entre eles. A amplitude de valores estimados é maior no *Direto*, cobrindo maior faixa de valores correspondentes observados. A média das amostras é semelhante, mas o valor mínimo das estimativas é superior ao observado.

Nos testes estatísticos de erro, o valor positivo mostrado pelo MBE indica que ambos os métodos superestimam os valores observados. A quantidade média de  $H$  superestimada pelo *Direto* é menor (42,13 kJ/m<sup>2</sup>), assim como o desvio randômico apresentado pelo RMSE (2882,92 kJ/m<sup>2</sup>). A superestimação dos métodos é também observada nos valores negativos de MPE (também menor no *Direto*).

A maior frequência relativa dos desvios dos dois métodos ( $\approx 68\%$ ) ocorre na classe com ponto médio zero. Então, quase 70% dos desvios super ou subestima, em média, até 1100 kJ/m<sup>2</sup> do valor observado. O maior número de ocorrências de  $H$  se dá na faixa compreendida entre 12453 e 15297 kJ/m<sup>2</sup>, onde a diferença percentual média é pequena nos dois métodos (3,98 e 3,43% para o *Direto* e *Indireto*, respectivamente). A soma de frequências relativas nas três classes de maior número de ocorrência de  $H$  é

76,99% no método *Direto* e 73,48% no *Indireto* e o menor número de ocorrências de  $H$  se dá quando  $H$  acima de 29517,08 kJ/m<sup>2</sup>. Quando são maiores ou iguais a 7700 kJ/m<sup>2</sup> (em módulo), os desvios ocorrem com pouca frequência nos dois métodos (1,14% no método *Direto* e 1,88% no *Indireto*) e correspondem às duas classes de menor e maior irradiação ( $\leq 6765$  e  $\geq 26673$  kJ/m<sup>2</sup>). A diferença relativa média percentual mais elevada (-140,06% no *Direto*) ocorre na classe de menor irradiação (1077-3921 kJ/m<sup>2</sup>), sendo aproximadamente 1146% maior que o erro percentual médio MPE. A frequência de ocorrência dessa classe é pequena (4,94%).

Observa-se, que com incidência solar acima de 12433 kJ/m<sup>2</sup> as diferenças médias relativas percentuais passam a ser positivas, indicando subestimação, mas têm pequenos valores. Caso contrário, as diferenças médias negativas mostram os métodos superestimando os valores observados. A superestimação é tanto maior quanto menor  $H$ .

Esses resultados permitem concluir que tanto o método *Direto* quanto o *Indireto* tem desempenho satisfatório quando a irradiação observada está acima de 6765 kJ/m<sup>2</sup>, onde a frequência de ocorrência dos valores de irradiação soma 85,29%. Abaixo desse valor (14,71%), os métodos superestimam  $H$  em média mais de 42%. Em 4,90% das ocorrências de  $H$  (1077-2921 kJ/m<sup>2</sup>) são verificados os maiores desvios dos dois métodos e o *Direto* mostra-se mais útil que o *Indireto* na predição, uma vez que a superestimação apontada pela diferença média relativa percentual é 33,35% menor.

A grande variação residual detectada comprova que outras variáveis importantes não são levadas em conta pelos métodos. A simplicidade dos métodos se traduz num pior desempenho se comparado a outros modelos mais complexos, analíticos ou empíricos. Mas, como as variáveis de entrada destes últimos muitas vezes não são disponíveis, conclui-se que, nestes casos, os métodos *Direto* e *Indireto* são úteis e fornecem estimativas razoáveis para irradiação acima de 6765 kJ/m<sup>2</sup>, o que pode levar a obtenção de um banco de dados de irradiação solar estimada útil em programas de simulação térmica e energética de edificações.

É importante ressaltar três limitações principais desta pesquisa: os resultados obtidos têm uma forte dependência temporal e espacial, não devendo os coeficientes resultantes ser utilizados em locais com clima diferenciado daquele de Florianópolis; tais resultados referem-se ao estudo de uma faixa estritamente pequena de dados. É necessário aplicar a metodologia a uma série de dados mais longa para comprovar os resultados, assim como analisar os resultados na estimativa de dados não utilizados na

elaboração estatística dos modelos. Além disso, há de se levar em conta os grandes erros e as várias incertezas associadas às medições de quantidade total nuvens.

Contudo, conclui-se que o método *Direto* conforme equacionado em 6.1, é adequado à estimativa da faixa de irradiação solar diária observada em Florianópolis a partir de observações superficiais de cobertura total de nuvens, fundamentalmente quando outros dados não são disponíveis.

## **6.2. Sugestões para trabalhos futuros**

Dentre os tantos trabalhos que poder-se-ia sugerir a partir das limitações, resultados e conclusões obtidos nessa dissertação destacam-se as seguintes sugestões:

1. Realização de análise comparativa entre resultados apresentados e obtidos na aplicação de outros modelos desenvolvidos a partir de duração de brilho do sol e/ou cobertura de nuvens estimada de imagens de satélite para o local;
  2. Obter resultados da análise do efeito das modificações introduzidas por HAY (1979) na estimativa da irradiação solar a partir de duração de brilho do sol.
  3. Estudo de partição dos modelos, extraindo correlações diferentes para céu claro, nublado e encoberto, com base em estimativas visuais ( $C$ ) complementadas pelo critério do “índice de limpidez” de LIU e JORDAN (1960) *apud* COLLE et al. (1998);
  4. Estudo de modelos de conversão de valores diários em horários adequados ao local em estudo;
  5. Aplicação da metodologia apresentada a medições horárias de  $C$  realizadas no Aeroporto Hercílio Luz (Ilha de Santa Catarina) e comparação com resultados de modelo de conversão diária/horária adequado a Florianópolis;
  6. Análise da possibilidade de utilização e/ou adaptação das equações obtidas em outros locais com características climáticas similares;
  7. Incorporação da irradiação solar nos bancos de dados para avaliação térmica e energética em edificações.
-

### Referências Bibliográficas

- ABREU, S. L. Estações solarimétricas. In: I Seminário Fontes não-convencionais de energia: as tecnologias solar, eólica e de biomassa, 1988, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: Instituto Euvaldo Lodi, LABSOLAR, UFSC, p. 115-128, 1998.
- ABREU, S. L.; PEREIRA, Ê., B.; COLLE, S.; COUTO, P. Validação do Modelo de Estimção da Radiação Solar Incidente na Superfície Utilizando Imagens de Satélite. XIII Congresso Brasileiro e II Congresso Ibero Americano de Engenharia Mecânica (CONEM-CIDIM), Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte, dezembro de 1995, 7 p.
- AKINOGLU, B. G. A review of sunshine-based models used to estimate monthly average global solar radiation. **Renew. Energy**, v. 1, p. 479-497, 1991.
- AKINOGLU, B. G.; ECEVIT, A. Construction of a quadratic model using modified Ångström coefficients to estimate global solar radiation. **Solar Energy**, v. 45, n. 2, p. 85-92, 1990.
- AL-MAHDI, N.; AL BAHARNA, N. S.; ZAKI, F. F. Assessment of solar radiation models for the Gulf Arabian countries. **Renew. Energy**, v. 2, p. 65-71, 1992.
- AL-SADAH, F. H.; RAGAB, F. M. Study of global daily solar Radiation and its relation to sunshine duration in Bahrain. **Solar Energy**, v. 47, n. 2, p. 115-119, 1991.
- ÅNGSTRÖM, A. On the computation of global radiation from records of sunshine. **Arkiv för Geofisik**, v. 2, n. 22, p. 471-479, 1956.
- ÅNGSTRÖM, A. Solar and terrestrial radiation. **Quarterly Journal of Royal Meteorology Society**, v. 50 (II), p. 121-126, 1924.
- AUDIBERT, P. **A Energia Solar**. Lisboa: Publicações Dom Quixote, 1979.
- BAHEL, V.; BAKHSH, H.; SRINIVASAN, R. A correlation for estimating of global solar radiation. **Energy**, v. 12, p. 131-135, 1987.
- BARBARO, S.; CANNATA, G.; COPPOLINO, S.; LEONE, C.; SINAGRA, E. Diffuse solar radiation statistics for Italy. **Solar Energy**, v. 26, n. 5, p. 429-435, 1981a.
- BARBARO, S.; CANNATA, G.; COPPOLINO, S.; LEONE, C.; SINAGRA, E. Correlation between relative sunshine and state of the sky. **Solar Energy**, v. 26, n. 6, p. 537-550, 1981b.
- BENNETT, I. A method for preparing Maps of Mean Daily Global Radiation. **Arch. Met. Geoph. Biok. B.**, v. 13, n. 2, p. 217-248, 1964.
- BENNETT, I. Correlation of Daily Insolation with Daily Total Sky Cover, Opaque Sky Cover and Percentage of Possible Sunshine. **Solar Energy**, v. 12, p. 391-393, 1969.
- BENSON, R. B.; PARIS, M. V.; SHERRY, J. E.; JUSTUS, C. G. Estimation of daily and direct, diffuse and global solar radiation from sunshine duration measurements. **Solar Energy**, v. 32, n. 4, p. 523-535, 1984.
- BIGA, A. J.; ROSA, Rui. Estimating solar irradiation sums from sunshine and cloudiness observations. **Solar Energy**, v. 25, n. 3, p. 265-272, 1980.

- BLACK, J. N.; BONYTHON, C. W.; PRESCOTT, J. A. Solar radiation and the duration of sunshine. **Quarterly Journal R. Met. Soc.** v. 80, p. 231-235, 1954.
- BRAGA, H. J.; LEITE, G. B.; SILVA, L. M. da. **Determinação preliminar dos parâmetros  $a$  e  $b$  da equação de Ångström para seis localidades de Santa Catarina.** Florianópolis:EMPASC, 1987 (Documento n.89).
- CASTRO-DIEZ, Y.; ALADOS-ARBOLEDAS, L.; JIMENEZ, J. I. A model for climatological estimations of global, diffuse and direct solar radiation on a horizontal surface. **Solar Energy**, v. 42, n. 5, p. 417-424, 1989.
- CATSOULIS, B. D. A method for estimating monthly global solar Radiation. **Solar Energy**, v. 33, n. 5, p. 403-407, 1984.
- CEBALLOS, J. R.; De, A.; MOURA, G. B. Solar radiation assessment using Meteosat 4—VIS imagery. **Solar Energy**, v. 60, p. 209-219, 1997.
- CERQUETTI, F. SCUTERINI, C. MURRI, A. Correlations between total, diffuse and direct radiation and relative duration of sunshine. **Solar Energy**, v. 32, n. 4, p. 557-559, 1984.
- CHENDO, M. A. C.; MADUEKWE A. A. L. Hourly global and diffuse radiation of Lagos, Nigéria – correlations with some atmospheric parameters. **Solar Energy**, v. 52, n. 3, p. 247-251, 1994.
- CHUAH, D. G. S.; LEE, S. L. Solar radiation estimates in Malaysia. **Solar Energy**, v. 26, n. 1, p.33-40, 1981.
- COLLE, S.; PEREIRA, Ê. B. **Atlas de irradiação solar no Brasil.** Brasília: Laboratório de Energia Solar – LABSOLAR/EMC/UFSC, Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE e Instituto Nacional de Meteorologia – INMET, 1998.
- COURT, A. Comments on “Percent of Possible Sunshine amd the Total Cloud Cover”. **Monthly Weather Review**, v. 106, p. 571-572, 1978.
- DAVIES, J. A.; ABDEL-WAHAB, M. HOWARD, J. E. Error in estimating solar irradiance from a numerical model. **Solar Energy**, v. 32, n. 2, p. 307-309, 1984.
- DAVIES, J. A.; McKAY, D. C. Estimating solar Radiation from incomplete data. **Solar Energy**, v. 41, n. 1, p. 15-18, 1988.
- DUFFIE, J. A.; BECKMAN, W. A. **Solar Engineering of Thermal Processes.** New York: John Wiley e Sons INC., 1991.
- EZEKWE, C. I.; EZEILO, C. C. O. Measured solar radiation in a Nigerian environment compared with predicted data. **Solar Energy**, v. 26, n. 2, p. 181-186, 1981.
- FEUILLARD, T.; ABILLON, J.; BONHOMME, R. Relationship between global solar irradiation and sunshine duration in Guadeloupe. **Solar Energy**, v. 43, n. 6, p. 359-361, 1989.
- FLOCAS A. A. estimation and prediction of global solar radiation over Greece. **Solar Energy**, v. 24, n. 1, p. 63-70, 1980.
- GARG, H. P. **Treatise on Solar Energy.** New York: John Wiley & Sons, 1982.

- GLOVER, J.; McCULLOGH, J. S. G. The empirical relation between solar radiation and hours of bright sunshine in the high-altitude tropics. **Quarterly Journal of Royal Meteorology Society**, v. 84, p. 56-60, 1958.
- GOLDBERG, B.; KLEIN, W. H.; McCARTNEY, R. D. A comparison of some simple models used to predict solar irradiation on a horizontal surface. **Solar Energy**, v. 23, n. 1, p. 81-83, 1979.
- GONZÁLEZ, M. A. S. **A engenharia de avaliações na visão inferencial**. São Leopoldo, RS: Editora Unisinos, 1997.
- GOPINATHAN, K. K. A general formula for computing the coefficients of the correlation connecting global solar radiation to sunshine duration. **Solar Energy**, v. 41, n. 6, p. 499-502, 1988.
- GOPINATHAN, K. K. Computing the monthly mean daily diffuse radiation from clearness index and percent possible sunshine. **Solar Energy**, v. 41, n. 4, p. 379-385, 1988.
- GOPINATHAN, K. K. Estimation of hourly global and diffuse solar radiation from hourly sunshine duration. **Solar Energy**, v. 48, n. 1, p. 3-5, 1992.
- GOULART, S. V. G. **Dados Climáticos Para Avaliação de Desempenho Térmico de Edificações em Florianópolis**. Florianópolis: PGECV/UFSC, 1993 (Dissertação de Mestrado em Engenharia Civil).
- GOULART, S.; LAMBERTS, R.; FIRMINO, S. **Dados Climáticos para Projeto e Avaliação Energética de Edificações para 14 Cidades Brasileiras**. Florianópolis: Núcleo de Pesquisa em Construção/UFSC, 1997.
- GUEYMARD, C. Critical analysis and performance assessment of clear-sky solar irradiance models using theoretical and measured data. **Solar Energy**, v. 51, n. 2, p. 121-138, 1993.
- GUEYMARD, C.; JINDRA, P.; ESTRADA-CAJIGAL, V. A critical look at recent interpretations of the Ångström approach and its future in global solar radiation prediction. **Solar Energy**, v. 54, n. 5, p. 357-363, 1995.
- GÜL, M. S.; MUNEER, T.; KAMBEZIDIS, H. D. Models for obtaining solar radiation from other meteorological data. **Solar Energy**, v. 64, n. 1-3, p. 99-108, 1998.
- HALOUANI, N.; NGUYEN, C. T.; VO-NGOC, D. Calculation of monthly average global solar radiation on horizontal surfaces using daily hours of bright sunshine. **Solar Energy**, v. 50, n. 3, p. 247-258, 1993.
- HARRISON, A. W.; COOMBES, C. A. Empirical relationship of cloud shade to point cloudiness (Canada). **Solar Energy**, v. 37, n. 6, p. 417-421, 1986.
- HAURWITZ, B. Insolation in relation to cloud type. **Journal of Meteorology**, v. 5, p. 110-113, junho de 1948.
- HAWAS, M. M.; MUNER, T. Correlation between global radiation and sunshine data for India. **Solar Energy**, v. 30, n. 3, p. 289-290, 1983.
- HAY, J. E. Calculation of monthly mean solar radiation for horizontal and inclined surfaces. **Solar Energy**, v. 23, n. 4, p. 301-307, 1979.

- HINRICHSEN, K. The Ångström formula with coefficients having a physical meaning. **Solar Energy**, v. 52, n. 6, p. 491-495, 1994.
- HOYT, D. V. Percent of Possible Sunshine and the Total Cloud Cover. **Monthly Weather Review**, v. 105, p. 648-651, 1977.
- HUSSAIN, M. Correlation beam radiation with sunshine duration. **Solar Energy**, v. 48, n. 3, p. 145-149, 1992.
- HUTCHINSON, M. F.; BOOTH, T. H.; McMAHON, J. P.; NIX, H. A. Estimating monthly mean values of daily total solar radiation for Australia. **Solar Energy**, v. 32, n. 2, p. 277-290, 1984.
- IBRAHIM, S. M. A. Predicted and measured global solar radiation in Egypt. **Solar Energy**, v. 35, n. 2, p. 185-188, 1985.
- IDERIAH, F. J. K. A model for calculating direct and diffuse solar radiation. **Solar Energy**, v. 26, n. 5, p. 447-452, 1981.
- IQBAL, M. A study of Canadian diffuse and total solar radiation data –I: Monthly average daily horizontal radiation. **Solar Energy**, v. 22, n. 1, p. 81-86, 1979.
- IQBAL, M. Correlation of average diffuse and beam radiation with hours of bright sunshine. **Solar Energy**, v. 23, n. 2, p. 169-173, 1979.
- JAIN, P. C. A model for diffuse and global irradiation on horizontal surfaces. **Solar Energy**, v. 45, n. 5, p. 301-308, 1990.
- JAIN, S.; JAIN, P. C. A comparison of the Ångström-type correlation and the estimation of monthly average daily global irradiation. **Solar Energy**, v. 40, n. 2, p. 93-98, 1988.
- KAMEL, M. A.; SHALABY, S.A.; MOSTAFA, S. S. Solar radiation over Egypt: comparison of predicted and measured meteorological data. **Solar Energy**, v. 50, n. 6, p. 463-467, 1993.
- KASTEN, F.; CZPLAK, G. Solar and terrestrial radiation dependent on the amount and type of cloud. **Solar Energy**, v. 24, n. 2, p. 177-189, 1980.
- KHOGALI, A. Solar radiation over Sudan – comparison of measured and predicted data. **Solar Energy**, v. 31, n.1, p. 45-53, 1983.
- KIMBALL, H. H. Variations in the total and luminous solar radiation with geographical position in the United States. **Monthly Weather Review**, v. 47, n. 11, W. B. n. 699, 1919.
- KING, R.; BUCKIUS, R. O. Direct Solar Transmittance for a Clear Sky. **Solar Energy**, v. 22, n. 3, p. 297-301, 1979.
- KMENTA, J. **Elementos de Econometria Básica** (2.ed.).São Paulo: Atlas, v. 2,1988.
- KRÜGER, E. L.; LAMBERTS, R. Comparação da radiação solar medida com valores estimados a partir de dados de nebulosidade. In: V Encontro Nacional de Conforto no Ambiente Construído (ENCAC) e II Encontro Latino Americano de Conforto no Ambiente Construído, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: ANTAC, 1999.

- LAMBERTS, R.; PEREIRA, F. O. R.; Dutra, L. **Eficiência Energética na Arquitetura**. Florianópolis: PW Editores, 1997.
- LAPPONI, J. C. **Estatística usando EXCEL 5 e 7**. São Paulo: Laponi Treinamento e Editora, 1997.
- LEWIS, G.. Estimates of irradiance over Zimbabwe. **Solar Energy**, v. 31, n. 6, p. 609-612, 1983.
- LEWIS, G. The utility of the Ångström-type equation for the estimation of global irradiation. **Solar Energy**, v. 43, n. 5, p. 297-299, 1989.
- LUHANGA, P. V. C.; ANDRINGA, J. Characteristics of solar radiation at Sebele, Gaborone, Botswana. **Solar Energy**, v. 44, n. 2, p. 77-81, 1990.
- LUMB, F. E. The influence of cloud on hourly amounts of total solar radiation at the sea surface. **Quarterly Journal of Royal Meteorology Society**, v. , p. 43-56, 1964.
- LUND, I. A. Relationships between insolation and other surface weather observation at Blue Hill, Massachusetts. **Solar Energy**, v. 12, p. 95-106, 1968.
- MA, C. C. Y.; IQBAL, M. Statistical comparison of models for estimating solar radiation on inclined surface. **Solar Energy**, v. 31, n. 3, p. 313-317, 1983.
- MANNI, A.; RANGARAJAN, S. Techniques for the precise estimation of hourly values of global, diffuse and direct solar radiation. **Solar Energy**, v. 31, n. 6, p. 577-595, 1983.
- MANTELLI NETO, S. L. Coleta, Controle e Qualificação de Dados Solarimétricos BSRN. In: I Seminário Fontes não-convencionais de energia: as tecnologias solar, eólica e de biomassa, 1988, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: Instituto Euvaldo Lodi, LABSOLAR, UFSC, p. 129-135, 1988.
- MAXWELL, E. L. METSAT – The solar radiation model used in the production of the national solar radiation data base (NSRDB). **Solar Energy**, v. 62, n. 4, p. 263-279, 1998.
- McQUIGG, J. D.; DECKER, W. L. Solar energy, a summary of records at Columbia, Missouri. **Mon. Agr. Exp. Sta. Res. Bulletin** 671, 27 p., 1958.
- MODI, V.; SUKHATME, S. P. Estimation of Daily Total and Diffuse Insolation in India from Weather Data. **Solar Energy**, v. 22, n. 5, p. 407-411, 1979.
- MOSALAM SHALTOUT, M. A.; HASSEN, A. H. Solar Energy distribution over Egypt using cloudiness from meteosat photos. **Solar Energy**, v. 45, n. 6, p. 345-351, 1990.
- MOTULSKY, H. J. **Analyzing Data with Graphpad Prism**. San Diego: GraphPad Prism Software Inc, 1999. (www. Graphpad.com)
- MUNROE, M. M. Estimation of totals of irradiance on a horizontal surface from U. K. average meteorological data. **Solar Energy**, v. 24, n. 3, p. 235-238, 1980.
- NAGARAJA RAO, C. R.; BRADLEY, W. A.; LEE, T. Y. Some comments on Ångström-type regression models for the estimation of the daily global solar irradiation. **Solar Energy**, v. 34, n. 1, p. 117-119, 1985.



- NANNI, L. F. **Análise Estatística de Dados com Uso de Técnicas Computacionais**. Porto Alegre: UFRGS, 1986 (Caderno Técnico).
- NARCISO FILHO, P. **Estimação de Radiação Solar Total Diária a Partir de Dados de Nebulosidade - Radiação Global e Difusa**. Florianópolis: SITERPA / UFSC (Relatório Interno n. 4/93), 1993.
- NEUWIRTH, F. The estimation of global and sky radiation in Áustria. **Solar Energy**, v. 24, n. 5, p. 421-426, 1980.
- NOIA, M. Solar irradiance estimation from geostationary satellite data: I. Statistical models. **Solar Energy**, v. 51, p. 449- 456, 1993.
- NOIA, M. Solar irradiance estimation from geostationary satellite data: II. Physical models. **Solar Energy**, v. 51, p. 457, 1993.
- NORRIS, D. J. Correlation of solar radiation with clouds. **Solar Energy**, v. 12, p. 107-112, 1968.
- NYBERG, A. Determination of Global Radiation with the Aid of Observations of Cloudiness. **Acta Agriculture Scandinavica**, v. 27, p. 297-300, 1977.
- ÖGELMAN, H.; ECEVIT, A.; TASDEMIROGLU, E. A new method for estimating solar radiation from bright sunshine data. **Solar Energy**, v. 33, n. 6, p. 619-625, 1984.
- OLSETH, J. A.; SKARTVEIT, A. Characteristics of hourly global irradiance modelled from cloud data. **Solar Energy**, v. 51, n. 3, p. 197-204, 1993.
- PAGE, J. K. The estimation of monthly mean values of daily total short-wave radiation on vertical and inclined surfaces from sunshine. **Proceeding UN conf. New Source of Energy**, v. 4, p. 78 (paper n<sup>o</sup> 35/5/98).
- PALTRIDGE, G. W.; PROCTOR, D. Monthly mean solar radiation statistics for Australia. **Solar Energy**, v. 18, p. 235-243, 1976.
- PENMAN, H. L. Natural evaporation from open water, bare soil and grass. **Proc. Roy. Soc.**, v. A193, p. 120, 1948.
- PEREIRA, Ê.; ABREU, S. L. de; COLLE, S. Determinação de uma Correlação para o Cálculo da Radiação Solar Difusa Incidente a partir da Radiação Solar Global. In: VI Congresso Brasileiro de Engenharia e Ciências Térmicas e VI Congresso Latino Americano de Transferência de Calor y Matéria (ENCIT-LATCYM/96). **Anais...** Salta, Argentina: 1996a.
- PEREIRA, Ê.; ABREU, S. L. de; SRUHLMANN, R.; RIELAND, M.; COLLE, S. Survey of the incident solar radiation in Brazil by use of Meteosat satellite data. **Solar Energy**, v. 57, n. 2, p. 125-132, 1996b.
- PEREZ, R.; SEALS, R.; ZELENKA, A. Comparing satellite remote sensing and ground network measurements for the production of site/time specific irradiance data. **Solar Energy**, v. 60, n. 2, p. 89-96, 1997.
- PRESCOTT, J. A. Evaporation from a water surface in relation to solar radiation. **Transactions of the Royal Society of South Australia**, v. 64 (part 1), p. 114-118, 1940.

- RAJA, I. A. Insolation-sunshine relation with site elevation and latitude. **Solar Energy**, v. 53, n. 1, p. 53-56, 1994.
- RANGARAJAN, S.; SWAMINATHAN, M. S.; MANI, A. Computation of solar radiation from observations of cloud cover. **Solar Energy**, v. 32, n. 4, p. 553-556, 1984.
- REDDY, S. J. An empirical method of estimation of total solar radiation. **Solar Energy**, v. 13, p. 287-290, 1971.
- REDDY, S. J. An empirical method for estimating sunshine from total cloud amount. **Solar Energy**, v. 15, p. 281-285, 1974.
- REDDY, S. J. The estimation of global solar radiation and evaporation through precipitation – a note. **Solar Energy**, v. 38, n. 2, p. 97-104, 1987.
- RIETVELT, M. R. A new method for estimating the regression coefficients in the formula relating solar radiation to sunshine. **Agric. Met.**, v. 19, p. 243-252, 1978.
- ROBINSON, N. **Solar Radiation**. New York: Elsevier Publishing Company, 1966.
- SABBAGH, J. A. Estimation on the total solar radiation from meteorological data. **Solar Energy**, v. 19, p. 307-311, 1977.
- ŞAHİN, A. D.; ŞEN, Z. Statistical Analysis of the Ångström Formula Coefficients and Application for Turkey. **Solar Energy**, v. 62, n. 1, p. 29-38, 1998.
- SAMUEL, T. D. M. A. Estimation of global radiation for Sri Lanka. **Solar Energy**, v. 47, n. 5, p. 333-337, 1991.
- SAYIGH, A. A. M. New York: Academic Press, 1977.
- SEARS, R. D.; FLOCCHINI, R. G.; HATFIELD, J. L. Correlation of total, diffuse and direct solar radiation with the percentage of possible sunshine for Davis, California. **Solar Energy**, v. 27, n. 4, p. 357-360, 1981.
- SOLER, A. On the monthly variation in the atmospheric transmission for the cloudless skies as inferred from the correlation daily global. **Solar Energy**, v. 37, n. 3, p. 235-238, 1986.
- SOLER, A. Dependence on cloudiness of the relation between the ratio of diffuse to global radiation and the ratio of global to extraterrestrial radiation. **Solar Energy**, v. 44, n. 3, p. 179-181, 1990a.
- SOLER, A. Dependence on latitude of the relation between the diffuse fraction of solar radiation and the ratio of global to extraterrestrial radiation. **Solar Energy**, v. 44, n. 5, p. 297-302, 1990b.
- SOLER, A. Statistical comparison for 77 European stations of 7 sunshine-based models. **Solar Energy**, v. 45, n. 6, p. 365-370, 1990c.
- SPIEGEL, M. R. **Estatística**. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 1976.
- SRIVASTAVA, S.K.; SINGH, O. P.; PANDEY, G. N. Estimation of global solar radiation in Uttar Pradesh (India) and comparison of some existing correlations. **Solar Energy**, v. 51, n. 1, p. 27-29, 1993.

STIGTER, C. J. Sampling and estimation of better defined cloudiness for Dar es Salaam. **Solar Energy**, v. 28, n. 1, p. 49-53, 1982.

SUPIT, I.; KAPPEL, R. R. van. A simple method to estimate global radiation. **Solar Energy**, v. 63, n. 3, p. 147-160, 1998.

SWARTMAN, R. K.; OGUNLADE, O. Solar radiation estimates from common parameters. **Solar Energy**, v. 11, p. 170-172, 1967.

TURTON, S. M. The relationship between total irradiation and sunshine duration in the humid tropics. **Solar Energy**, v. 38, n. 5, p. 353-354, 1987.

WERKEMA, M. C. C; AGUIAR, S. **Planejamento e análise de experimentos**. Belo Horizonte: FCO, 1996.

WOODHEAD, T. Empirical relations between cloud amount, insolation and sunshine duration in East Africa: I. **East African Agricultural and Forestry Journal**, p. 211-213, 1966.

YEBOAH-AMANKWAH, D.; AGYEMAN, K. Differential Ångström model for predicting insolation from hours of sunshine. **Solar Energy**, v. 45, n. 6, p. 371-377, 1990.

---