

Revista Brasileira de Agrometeorologia v. 1, n. 1, 105-116, 1993.

Aprovado para publicação em 15/07/92.

**AVALIAÇÃO DE MODELOS DE ESTIMATIVA DO NÚMERO DIÁRIO DE "HORAS DE FRIO"  
PARA O ESTADO DE SANTA CATARINA**

**EVALUATION OF METHODS TO ESTIMATE DAILY NUMBER OF CHILLING HOURS FOR  
THE STATE OF SANTA CATARINA, BRAZIL.**

Augusto Carlos Pola<sup>1</sup> e Luiz Roberto Angelocci<sup>2</sup>

**RESUMO**

São avaliados quatro modelos de estimativa do número diário de horas de frio para três localidades do Estado de Santa Catarina. Dois deles constituem-se de equações de regressão linear de 2º grau em base mensal para cada localidade, utilizando como variáveis independentes as temperaturas extremas diárias. Os outros modelos utilizam aproximações da curva diária de variação da temperatura do ar, permitindo o estabelecimento de equações matemáticas de estimativa de horas de frio a partir das temperaturas extremas do dia e da temperatura das 21h (hora local) ou somente a partir das temperaturas extremas. Foram comparados valores do número diário de horas de frio estimado através dos modelos com os valores computados a partir de termogramas, evidenciando que se pode estimar com precisão satisfatória o total diário de horas de frio com modelos de regressão linear e os que se baseiam na curva da variação diária da temperatura do ar.

**Palavras-chave:** Fruticultura de clima temperado, temperatura do ar, horas de frio.

**SUMMARY**

Four methods to estimate the daily number of hour below any base temperature for three localities from the State of Santa Catarina, Brazil, were evaluated. Two of them consisted of monthly quadratic regression

---

<sup>1</sup> Engº Agrº, M.Sc., EMPASC, Caixa Postal 591, CEP 89500, Caçador, SC.

<sup>2</sup> Engº Agrº, Dr., Bolsista do CNPq, Deptº de Física e Meteorologia - ESALQ/USP, Caixa Postal 9, CEP 13400, Piracicaba, SP.

equations for each locality, correlating the daily number of hour below any base temperature to daily extremes air temperatures (methods 1 and 2). In the other methods, the air temperature variation during the time between two subsequent occurrences of maximum air temperature is represented by a series of straight lines or by two sinusoidal functions in order to establish equations to estimate the daily number of chilling hours using the extremes and the 9 p.m. local time temperature, (method 3) or using only the daily extremes air temperatures (method 4). The values estimated by the methods were compared to those obtained from thermograms to give information about the precision and the aplicability of each method.

**Key-words:** Temperate-zone fruits, air temperature, "chilling hours".

## INTRODUÇÃO

O número de horas que a temperatura do ar permanece abaixo de determinado valor é um índice bioclimático bastante utilizado nos estudos do efeito do nível térmico sobre o desenvolvimento vegetal. O uso na fruticultura de clima temperado é devido que as plantas caducifólias necessitam de baixas temperaturas durante o repouso invernal, para a quebra de dormência das gemas. Invernos com frio insuficiente para atender às exigências das plantas normalmente determinam anomalias fenológicas (CHANDLER et al, 1937; SAMISH, 1954; GURDIAN & BIGGS, 1964; PETRY & PASQUAL, 1982), cujo resultado final é a redução do rendimento e da longevidade (LEDESMA, 1959).

O índice que expressa o número de horas em que a temperatura do ar permanece abaixo de um valor base tem sido genericamente denominado de "horas de frio" e em fruticultura adota-se a temperatura base (TB) de 7,2°C ou, por aproximação, 7,0°C. Este limite, entretanto, não é aplicado a todas espécies e cultivares, sendo também utilizado TB = 13,0°C para caracterizar espécies menos exigentes em frio invernal (WEINBERGER, 1956; DAMARIO, 1969; PEDRO JUNIOR et al, 1979).

A determinação das horas de frio pode ser feita a partir de termogramas ou do registro horário da temperatura do ar, procedimento que apresenta dois problemas. O primeiro refere-se ao pequeno número de estações meteorológicas no Brasil que possuem termógrafos ou registros horários, além do fato daquelas que possuem, não raro apresentam falhas na série climática. O segundo refere-se ao fato de que a cotação de termogramas é uma operação trabalhosa e demorada.

Numa tentativa de superar estes problemas, tem-se recorrido ao uso de equações de regressão de

estimativa de horas de frio em função de temperaturas mínimas (MARKUS, 1952) ou das temperaturas médias (MOTA, 1957; PASCALE & ASPIAZÚ, 1965; PEDRO JUNIOR et al, 1979). HELDWEIN et al (1989) comparando 15 modelos mensais de regressão para Santa Maria, RS, verificaram que as equações de 1° e de 2° graus, tendo como variáveis independentes a temperatura mínima e a razão de amplitudes, foram as mais adequadas para estimativa do total diário de horas de frio. Os modelos de regressão, entretanto, só permitem estimativas para as localidades onde foram desenvolvidos ou climaticamente muito similares (DAMARIO, 1969).

ANGELOCCI et al (1979) propuseram um modelo analítico com base na curva típica de variação diária da temperatura do ar, que permite a estimativa do total diário de horas de frio a partir das temperaturas extremas do ar e das 21 h. Não sendo um modelo estatístico, elimina-se a exigência de dados de termógrafo ou registros horários no estabelecimento das equações, aspecto imprescindível nos modelos de regressão. Comparações feitas com horas de frio obtidas através de termogramas para várias localidades do Estado de São Paulo indicaram que o modelo é confiável e que seu uso pode ser generalizado nas condições climáticas brasileiras, eventualmente com pequenas modificações no parâmetro "horários mais frequentes de ocorrência das temperaturas extremas". HELDWEIN et al (1989) testaram esse modelo, juntamente com mais 31 modelos de regressão para estimativa do número diário de horas de frio, para Santa Maria (RS), concluindo que o analítico foi o mais preciso para estimar horas de frio abaixo de 7°C e de 13°C.

O presente trabalho objetiva avaliar o comportamento de modelos, de regressão e analíticos, de estimativa de horas de frio para as localidades catarinenses de Caçador, Videira e São Joaquim, SC.

## MATERIAL E MÉTODOS

Utilizaram-se os termogramas e dados diários de temperatura máxima (TM), temperatura mínima (Tm) e temperatura do ar às 21 horas (T<sub>21</sub>), das localidades de Caçador (latitude: 26°46'S; longitude: 51°01'W; altitude: 960 m), Videira (latitude: 27°00'S; longitude: 51°09'W; altitude: 775 m) e São Joaquim (latitude: 28°17'S; longitude: 49°55'W; altitude: 1.408 m), dos meses de abril a outubro, de doze, dez e nove anos, para cada um daqueles locais, respectivamente. O número diário observado de horas de frio (HF<sub>obs</sub>), tomado como referência para a análise dos valores estimados, foi obtido através da cotação de registros termográficos. Dias com temperatura base adotada (TB) igual ou inferior à temperatura mínima foram excluídos da análise. Também foram excluídos os dias que apresentaram uma diferença maior que 1°C entre o valor de temperatura obtido de termômetros e o respectivo valor registrado nos termogramas (TM, Tm ou T<sub>21</sub>). No trabalho considerou-se o

intervalo de um dia como o período compreendido entre a ocorrência das temperaturas máximas de dias consecutivos conforme utilizado por ANGELOCCI et al (1979).

Com base no trabalho de HELDWEIN et al (1989), inicialmente estimou-se o total diário de horas de frio, para cada mês e para as temperaturas base de 7°C e 13°C, com modelos de regressão linear de 2º grau tendo como variável independente a temperatura mínima do ar (Tm), denominado de **Estatístico 1**, e com a razão das amplitudes (RA), denominado de **Estatístico 2**. A razão das amplitudes foi obtida com a seguinte expressão:

$$RA = 24(TB - Tm)/(Tmax - Tm)...(1)$$

onde:

TB = temperatura base;

Tm = temperatura mínima do dia;

TM1= temperatura máxima do dia "n - 1";

TM2= temperatura máxima do dia "n".

Tmax= (TM1 + TM2)/2

O total diário de horas de frio também foi estimado com o modelo analítico, com ajuste ao horário de ocorrência das temperaturas máxima e mínima nas condições climáticas de Santa Catarina. Um levantamento da distribuição do horário de ocorrência das temperaturas extremas nas localidades do estudo, a partir dos termogramas, indicou que a temperatura mínima ocorre com a maior frequência entre 6 h e 8 h, com predominância para 7 h, enquanto que a temperatura máxima ocorre mais frequentemente entre 14 h e 16 h, com predominância às 15 h. Como adotou-se 7 h e 15 h como os horários de ocorrência das temperaturas mínima e máxima diárias, respectivamente, também usados por HELDWEIN et al (1989) para o mesmo modelo para Santa Maria (RS), utilizou-se suas equações para a estimativa do total diário de horas de frio.

Também se testou um modelo baseado na variação média da temperatura do ar que normalmente apresenta formas ondulatórias, com seu valor mínimo ocorrendo próximo ao horário do nascer do sol e o seu máximo entre 14:00 e 16:00 horas. Nos dias em que ocorrem estas oscilações regulares, observou-se para o Estado de Santa Catarina que a variação da temperatura pode ser representada, de modo aproximado, por duas funções senoidais. A primeira é aplicada no intervalo de tempo entre as ocorrências de TM1 e de Tm e a segunda no intervalo de tempo entre as ocorrências de Tm e de TM2. Através dessas funções podem ser estimados valores instantâneos de temperatura do ar, sendo possível detectar os momentos (tempos) em que estes valores tornam-se eventualmente iguais à temperatura base e permitindo, conseqüentemente, a estimativa do

número diário de horas de frio.

A Figura 1 exemplifica o modelo descrito, mostrando na abcissa uma escala de horário e uma de tempo. A variação da temperatura do ar no intervalo compreendido entre as ocorrências da temperatura máxima de um dia "n - 1" (TM1) e da temperatura mínima do dia "n" (Tm), é representada através da seguinte função seno de 1/4 de período:

$$T(t) = TM1 + (Tm - TM1) \cdot \text{sen} \left| \frac{p}{2} \cdot \frac{(t - t_{M1})}{(t_m - t_{M1})} \right| \dots (2)$$

onde:

T(t) = Temperatura estimada no tempo t;

t<sub>m</sub> = tempo de ocorrência da temperatura mínima ;

t<sub>M1</sub> = tempo de ocorrência da temperatura máxima do dia "n - 1";

t<sub>M1</sub> ≤ t ≤ t<sub>m</sub>

Da mesma forma, outra função seno de 1/4 de período é utilizada para representar a variação da temperatura do ar no intervalo de tempo compreendido entre os instantes de ocorrência da temperatura mínima (Tm) e da temperatura máxima do dia "n" (TM2):

$$T(t) = Tm + (TM2 - Tm) \cdot \text{sen} \left| \frac{p}{2} \cdot \frac{(t - t_m)}{(t_{M2} - t_m)} \right| \dots (3)$$

onde:

t<sub>M2</sub> = tempo de ocorrência da temperatura máxima do dia "n"

t<sub>m</sub> ≤ t ≤ t<sub>M2</sub>.

Adotou-se o momento de ocorrência de "t<sub>m</sub>" como 7:00 horas e o de ocorrência das temperaturas máximas (t<sub>M1</sub> e t<sub>M2</sub>) foi fixado às 15:00 horas. Portanto, têm-se que (t<sub>m</sub> - t<sub>M1</sub>) é igual a 16 horas na equação 2 e que (t<sub>M2</sub> - t<sub>m</sub>) é igual a 8 horas na equação 3, enquanto que na escala de tempo adotada, o valor de t<sub>M1</sub> é igual a zero, o de t<sub>m</sub> é igual a 16 e o de t<sub>M2</sub> é igual a 24 horas.

Visando à estimativa diária de horas de frio (HF) abaixo de determinada temperatura base (TB), cinco casos foram considerados:

caso 1: TM1 ≥ TB; TM2 ≥ TB; Tm ≥ TB;

caso 2:  $TM1 < TB$ ;  $TM2 < TB$ ;

caso 3:  $TM1 > TB$ ;  $TM2 > TB$ ;  $Tm < TB$ ;

caso 4:  $TM1 \leq TB$ ;  $TM2 > TB$ ;  $Tm < TB$ ;

caso 5:  $TM1 > TB$ ;  $TM2 \leq TB$ .

Simbolizando por " $t_a$ " o horário em que a temperatura, em decréscimo, iguala-se à temperatura base (casos 3 e 5), e por " $t_b$ " o horário em que a temperatura, em elevação, iguala-se a temperatura base (casos 3 e 4), o número diário de horas de frio (HF) pode ser facilmente estimado para cada caso, a saber:

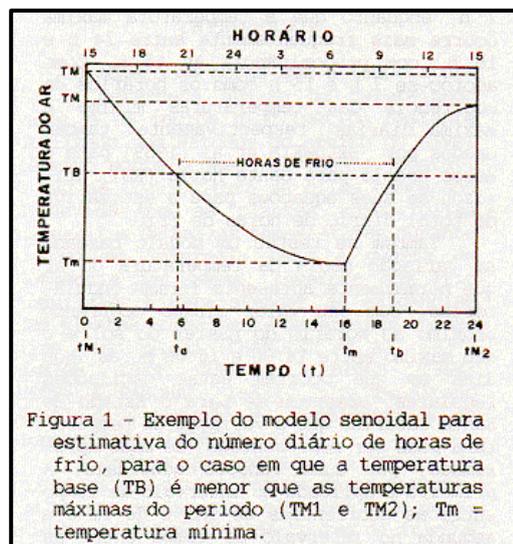
caso 1:  $HF = 0$ ;

caso 2:  $HF = 24$  horas;

caso 3:  $HF = t_b - t_a$ ;

caso 4:  $HF = t_b - t_{M1}$ ;

caso 5:  $HF = t_{M2} - t_a$ .



Para avaliar os diferentes modelos de estimativa, correlacionou-se os valores diários estimados ( $HF_{est}$ ) para cada modelo, para cada mês, temperatura base e local, com os respectivos totais diários de horas de frio cotados de termogramas ( $HF_{obs}$ ). A partir dos coeficientes de correlação ( $R$ ) obtidos, calculou-se a transformação  $z(R)$ , segundo PIMENTEL GOMES (1985), de acordo com a expressão:

$$z(R) = 0,5 \ln \left( \frac{1+R}{1-R} \right) \dots (4)$$

O teste  $t$  foi aplicado à diferença entre dois valores  $z(R)$ , referentes a dois coeficientes de correlação quaisquer ( $R_1$  e  $R_2$ ) em comparação, através da expressão (HELDWEIN et al, 1989):

$$|z(R_1) - z(R_2)| = 1,96 \sqrt{2/(N-3)} \dots (5)$$

Na equação 5,  $|z(R_1) - z(R_2)|$  é a diferença máxima absoluta entre os valores de  $z(R)$  dos modelos que não diferem estatisticamente entre si, pelo teste  $t$ , ao nível de 5% de probabilidade, sendo  $N$  o número de pares de dados correlacionados em cada mês.

Foi feita, também, a comparação dos modelos a partir dos valores dos coeficientes lineares e angulares das equações de regressão entre o número de horas de frio estimado através de cada modelo e o computado a partir de termogramas.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta os valores dos parâmetros  $a$ ,  $b$  e  $c$  das equações do modelo de regressão de estimativa do número diário de horas de frio com a razão das amplitudes para as temperaturas base adotadas. Os valores do teste  $F$  para o coeficiente linear ( $b$ ) foram significativos em todos os meses, independente da temperatura base e local, indicando serem os valores de  $b$  diferentes de zero. Observa-se, também que as equações mostraram-se significativamente de 2º grau pois os valores de  $c$  diferem estatisticamente de zero, com cinco exceções. Os valores de  $R^2$  foram sempre superiores a 89%. Os valores de  $a$ ,  $b$  e  $c$  das equações de regressão tendo temperatura mínima como variável independente (modelo estatístico 1) não são apresentados, pois este modelo mostrou-se pouco recomendável.

Nas Tabelas 2 e 3 são apresentados, para as temperaturas base de 7°C e 13°C, os coeficientes lineares ( $a$ ), angulares ( $b$ ) e de correlação ( $R$ ), bem como das transformações  $z(R)$  das equações de modelo de regressão linear entre os valores diários de horas de frio computados a partir de termogramas e os estimados através de

cada modelo, nos meses de abril a outubro, para cada localidade.

Tabela 1 - Valores dos parâmetros  $a$ ,  $b$  e  $c$  das equações de regressão  $y = a + bx + cx^2$  para estimativa do número diário de horas de frio abaixo de 7°C e 13°C, em função da razão de amplitudes.

	Parâmetros (TB = 7°C)			Parâmetros (TB = 13°C)			
	a	b	c	a	b	c	
<b>CAÇADOR</b>							
Abr	0,2805	1,5790**	-0,0472ns	Abr	0,6556	1,4422**	-0,0314**
Mai	-0,1529	1,5288**	-0,0297*	Mai	2,3445	1,0536**	-0,0118**
Jun	0,9664	1,4837**	-0,0299**	Jun	4,0222	1,0132**	-0,0120**
Jul	1,2514	1,3095**	-0,0186**	Jul	2,9022	1,1124**	-0,0140**
Ago	0,1507	1,7075**	-0,0493**	Ago	2,5111	1,1338**	-0,0149**
Set	0,5149	1,6195**	-0,0497**	Set	1,9791	1,2261**	-0,0174**
Out	0,5459	1,9188**	-0,0836**	Out	2,7912	1,2007**	-0,0268*
<b>VIDEIRA</b>							
Abr	2,4932	1,4382**	-0,0426ns	Abr	1,3055	1,4985**	-0,0363**
Mai	2,2818	1,3849**	-0,0234**	Mai	1,8777	1,2414**	-0,0168**
Jun	1,8150	1,5423**	-0,0350**	Jun	3,8211	1,0868**	-0,0146**
Jul	0,8720	1,6907**	-0,0365**	Jul	4,5599	0,9310**	-0,0106**
Ago	1,3573	1,3833**	-0,0272*	Ago	3,3484	1,0410**	-0,0169**
Set	1,1085	1,4867**	-0,0381*	Set	1,6148	1,2197**	-0,0169*
Out	-0,1225	1,9295**	-0,0598ns	Out	1,2958	1,2878**	-0,0263ns
<b>SÃO JOAQUIM</b>							
Abr	0,9060	1,2117**	0,0068ns	Abr	2,8103	1,2848**	-0,0210**
Mai	2,6921	1,1727**	-0,0149**	Mai	3,7537	0,9968**	-0,0098**
Jun	2,9767	1,1477**	-0,0144**	Jun	5,9180	0,7956**	-0,0066**
Jul	1,1260	1,3955**	-0,0219**	Jul	2,3675	1,1721**	-0,0144**
Ago	3,2466	1,1682**	-0,0164**	Ago	2,9530	1,1032**	-0,0131**
Set	2,0291	1,3565**	-0,0244ns	Set	3,8741	1,1073**	-0,0151**
Out	-0,3499	2,2277**	-0,0851*	Out	3,0800	1,0899**	-0,0134**

ns = Teste F não significativo. \*\* Teste F significativo a 1%  
\* = Teste F significativo a 5%.

Tabela 2 - Valores dos coeficientes  $a$  e  $b$ , do coeficiente de correlação  $R$  e da transformação  $Z(R)$  das equações de regressão entre horas de frio estimadas ( $Y$ ) pelos diferentes modelos e horas de frio observadas em termogramas ( $X$ ), abaixo de 7°C para três localidades.

Mês	Modelo	SÃO JOAQUIM				VIDEIRA				CAÇADOR			
		a	b	R(%)	Z(R)	a	b	R(%)	Z(R)	a	b	R(%)	Z(R)
ABR	estatístico (1)	1,69	0,75	86,17	1,2999 a	1,92	0,74	86,17	1,2999 a	0,76	0,85	92,42	1,6171 a
	estatístico (2)	1,57	0,76	87,29	1,3451 a	2,10	0,72	85,06	1,2583 a	1,02	0,80	89,72	1,4577 a
	analítico (3)	2,59	0,77	81,07	1,1291 a	-1,64	1,05	88,38	1,3929 a	0,00	0,36	95,03	1,8349 a
	senoidal (4)	3,30	0,60	85,62	1,2769 a	1,82	0,71	87,92	1,3722 a	2,31	0,75	89,27	1,4351 a
MAI	estatístico (1)	2,36	0,81	89,98	1,4712 b	2,43	0,73	84,95	1,2544 b	0,96	0,88	94,07	1,7441 a
	estatístico (2)	1,56	0,87	93,48	1,6951 a	1,53	0,83	90,91	1,5234 a	0,76	0,91	95,30	1,8635 a
	analítico (3)	0,69	0,97	97,83	2,2563 a	-0,06	1,05	95,68	1,9066 a	0,59	0,99	95,95	1,9396 a
	senoidal (4)	1,28	0,85	93,69	1,7121 b	0,96	0,78	82,24	1,6049 ab	2,77	0,74	94,76	1,8077 a
JUN	estatístico (1)	3,15	0,78	88,23	1,3861 b	1,98	0,83	90,83	1,5177 b	3,38	0,68	82,69	1,1783 b
	estatístico (2)	1,87	0,87	93,19	1,6726 ab	1,20	0,90	94,86	1,7980 ab	1,70	0,84	91,68	1,5686 a
	analítico (3)	2,33	0,89	95,15	1,8474 a	-0,96	1,06	95,35	1,8690 a	1,13	0,93	90,07	1,4759 ab
	senoidal (4)	1,04	0,89	93,89	1,7267 ab	0,82	0,84	94,86	1,8176 a	2,38	0,77	90,62	1,5058 a
JUL	estatístico (1)	2,51	0,80	89,28	1,4356 b	4,40	0,51	71,59	0,8992 b	2,23	0,77	87,96	1,3740 c
	estatístico (2)	1,20	0,90	95,01	1,8328 ab	1,32	0,86	92,79	1,6431 a	1,16	0,88	93,90	1,7295 ab
	analítico (3)	2,08	0,88	95,20	1,8527 ab	-0,30	0,97	91,39	1,5501 a	1,21	0,91	89,47	1,4450 bc
	senoidal (4)	1,79	0,84	96,02	1,9485 a	1,48	0,78	93,06	1,6628 a	1,87	0,81	94,70	1,8919 a
AGO	estatístico (1)	4,58	0,65	79,97	1,0978 b	1,82	0,78	88,04	1,3775 b	2,00	0,78	88,24	1,3865 a
	estatístico (2)	2,18	0,83	91,19	1,5387 a	1,07	0,87	93,32	1,6826 a	1,14	0,87	93,40	1,5888 a
	analítico (3)	1,81	0,92	94,66	1,7980 a	-0,92	1,09	95,92	1,9358 a	0,47	1,00	91,95	1,5858 a
	senoidal (4)	0,60	0,89	92,75	1,6402 a	1,74	0,80	93,26	1,6780 a	2,32	0,79	92,58	1,6282 a
SET	estatístico (1)	3,32	0,69	83,12	1,1920 a	1,96	0,77	87,73	1,3639 b	1,69	0,79	88,80	1,4124 ab
	estatístico (2)	1,33	0,71	84,01	1,2215 a	1,30	0,85	92,05	1,5923 b	1,11	0,86	92,84	1,6467 ab
	analítico (3)	2,02	0,89	91,68	1,5686 a	-1,05	1,15	97,32	2,1495 a	-0,83	1,14	94,55	1,7875 a
	senoidal (4)	2,49	0,73	88,04	1,3775 a	1,56	0,87	94,32	1,7663 ab	2,06	0,82	87,22	1,3422 b
OUT	estatístico (1)	1,81	0,74	85,91	1,2899 a	0,74	0,86	93,07	1,6636 a	0,11	0,98	99,19	2,7525 a
	estatístico (2)	1,33	0,81	89,84	1,4639 a	0,57	0,90	94,58	1,7913 a	0,17	0,97	98,74	2,5304 a
	analítico (3)	1,28	0,96	90,58	1,5036 a	-0,42	0,95	93,52	1,6983 a	-2,00	1,28	98,63	2,4883 a
	senoidal (4)	2,51	0,65	90,80	1,5160 a	2,13	0,72	94,62	1,7942 a	0,75	0,98	98,51	2,4460 a

OBS.: Letras iguais indicam que os modelos não diferem estatisticamente entre si, pelo teste "t", ao nível de 5% de probabilidade, em cada mês.

Tabela 3 - Valores dos coeficientes *a* e *b*, do coeficiente de correlação *R* e da transformação *Z(R)* das equações de regressão entrê horas de frio estimadas (*Y*) pelos diferentes modelos e horas de frio observadas em termogramas (*X*), abaixo de 13°C para três localidades.

Mês	Modelo	SÃO JOAQUIM				VIDEIRA				CAÇADOR						
		a	b	R(%)	Z(R)	a	b	R(%)	Z(R)	a	b	R(%)	Z(R)			
ABR	estatístico (1)	5,64	0,59	76,94	1,0189	b	1,58	0,84	92,00	1,5890	a	2,65	0,72	84,50	1,2384	b
	estatístico (2)	2,35	0,83	91,20	1,5393	a	1,17	0,88	94,10	1,7467	a	1,44	0,84	91,92	1,5838	a
	analítico (3)	1,15	0,84	93,69	1,7121	a	-0,01	1,06	95,03	1,8349	a	0,88	0,98	90,61	1,5053	ab
	senoidal (4)	0,61	0,88	91,80	1,5762	a	1,28	0,86	94,31	1,7654	a	2,58	0,78	90,56	1,5194	ab
MAI	estatístico (1)	1,13	0,80	89,21	1,4321	b	1,00	0,76	84,97	1,2551	b	4,56	0,61	76,60	1,0609	b
	estatístico (2)	2,22	0,86	92,92	1,6525	ab	1,22	0,90	94,98	1,8297	a	2,19	0,81	90,31	1,4888	a
	analítico (3)	2,90	0,87	94,84	1,8156	a	1,61	0,94	95,47	1,8823	a	1,93	0,94	90,76	1,5137	a
	senoidal (4)	1,34	0,90	93,64	1,7080	a	1,36	0,85	95,07	1,8390	a	2,21	0,85	90,74	1,5126	a
JUN	estatístico (1)	5,17	0,71	84,20	1,2280	b	6,93	0,57	75,63	0,9875	b	7,81	0,48	69,01	0,8481	b
	estatístico (2)	2,59	0,85	92,39	1,6150	a	2,31	0,86	92,52	1,6240	a	2,70	0,82	90,50	1,4992	a
	analítico (3)	3,60	0,82	93,33	1,6834	a	1,14	0,97	93,52	1,6983	a	1,85	0,91	92,15	1,5989	a
	senoidal (4)	0,42	0,94	93,44	1,6920	a	-0,41	0,98	92,50	1,6226	a	0,98	0,90	90,09	1,4770	a
JUL	estatístico (1)	3,33	0,80	89,50	1,4465	c	8,20	0,45	67,42	0,8184	c	6,25	0,56	74,91	0,9709	b
	estatístico (2)	1,44	0,91	95,65	1,9031	b	4,16	0,72	85,06	1,2583	b	2,56	0,82	90,57	1,5031	a
	analítico (3)	1,43	0,94	96,35	2,3946	a	1,85	0,91	96,02	1,4733	ab	1,64	0,92	92,24	1,6049	a
	senoidal (4)	1,03	0,91	96,64	2,0347	b	1,02	0,89	92,25	1,6056	a	1,74	0,86	90,42	1,4946	a
AGO	estatístico (1)	6,15	0,66	80,98	1,1264	b	4,28	0,67	81,63	1,1456	b	6,28	0,52	72,21	0,9120	b
	estatístico (2)	2,09	0,88	93,97	1,7355	a	2,22	0,83	90,99	1,5269	a	1,46	0,89	94,27	1,7618	a
	analítico (3)	3,33	0,85	95,09	1,8411	a	1,00	0,99	92,68	1,6352	a	-0,78	1,05	96,19	1,9707	a
	senoidal (4)	1,41	0,90	95,32	1,8657	a	1,07	0,90	90,32	1,4893	a	0,79	0,94	95,14	1,8463	a
SET	estatístico (1)	8,44	0,50	70,81	0,8834	b	3,92	0,68	82,61	1,1757	b	6,91	0,44	66,30	0,7981	c
	estatístico (2)	3,02	0,82	90,73	1,5120	a	1,55	0,87	93,49	1,6959	a	1,88	0,85	92,06	1,5929	b
	analítico (3)	2,48	0,90	94,48	1,7810	a	0,60	1,01	95,86	1,9284	a	0,59	1,00	95,42	1,8767	a
	senoidal (4)	0,25	0,94	91,63	1,5655	a	2,27	0,84	93,36	1,6857	a	1,69	0,87	94,12	1,7485	ab
OUT	estatístico (1)	5,99	0,56	74,60	0,9639	b	2,24	0,75	86,35	1,3069	a	4,72	0,51	71,63	0,9000	c
	estatístico (2)	2,46	0,82	90,30	1,4882	a	1,48	0,83	91,38	1,5501	a	2,54	0,74	85,96	1,2918	bc
	analítico (3)	3,07	0,87	94,23	1,7582	a	0,11	1,08	93,60	1,7047	a	-1,21	1,19	94,97	1,8287	a
	senoidal (4)	1,51	0,87	91,58	1,5623	a	2,32	0,84	91,84	1,5787	a	1,13	0,91	89,22	1,4326	b

OBS.: Letras iguais indicam que os modelos não diferem estatisticamente entre si, pelo teste "t", ao nível de 5% de probabilidade, em cada mês.

Observa-se que os quatro modelos não diferiram estatisticamente entre si nas três localidades, para a temperatura base de 7°C nos meses de abril e outubro, meses que normalmente apresentam a menor disponibilidade de frio dentro do período estudado no ano, bem como nos de maio e agosto em Caçador e de setembro em São Joaquim (Tabela 2). Em junho, julho e agosto para São Joaquim e Videira, assim como em junho para Caçador, os modelos estatístico 2, analítico e senoidal não diferiram estatisticamente entre si. Os três modelos, diferiram do estatístico 1 em agosto para São Joaquim e em julho para Videira. Nos demais meses, para TB igual a 7°C, observa-se que o analítico diferiu dos demais em maio para São Joaquim; nos meses de maio e setembro para Videira, os modelos analítico e senoidal não diferiram entre si; o estatístico 1, o estatístico 2 e o senoidal também não diferiram entre si, sendo que o analítico diferiu dos dois estatísticos. Para Caçador, no mês de julho o estatístico 2 e o analítico não diferiram entre si, o mesmo acontecendo entre o estatístico 2 e o

senoidal e entre o estatístico 1 e o analítico; no mês de setembro o estatístico 1, o estatístico 2 e o analítico não diferiram entre si e também não houve diferença entre o estatístico 1, o estatístico 2 e o senoidal.

Tomando como referência os valores diários de horas de frio observados nos termogramas, a análise dos coeficientes lineares ( $a$ ), angulares ( $b$ ) e de correlação ( $R$ ) das equações de regressão entre esses valores e os estimados através dos modelos, é possível uma discussão sobre a eficiência de estimativa de cada um, pois quanto mais próximo de zero os valores de  $a$ , de um os valores de  $b$  e de 100% os valores de  $R$  para um modelo, maior sua tendência de estimar valores de HF mais próximos dos reais (observados).

Embora em cerca de 45% dos casos não fossem encontradas diferenças estatísticas entre os modelos, a análise dos coeficientes  $a$ ,  $b$  e  $R$  da Tabela 2 permite discutir vários aspectos interessantes nesses casos. Primeiro, os menores desvios entre valores observados e estimados para todos os modelos, significando melhores estimativas, ocorreram em Caçador; segundo, enquanto o modelo analítico tendeu a superestimar em São Joaquim e em Caçador e a subestimar em Videira, os outros três tenderam a apresentar superestimativas para valores baixos de horas de frio (até aproximadamente 8), relativamente mais importantes quanto menor o valor de HF e subestimativas para valores de HF elevados; terceiro, o modelo senoidal foi o que apresentou, em geral, os maiores desvios.

Para aproximadamente 55% dos casos para TB igual a 7°C nos quais foram constatadas diferenças estatísticas entre os modelos, é possível observar que o estatístico 1 foi o que pior se comportou, apresentando os menores valores de  $b$  e  $R$ , bem como os maiores de  $a$ , levando à estimativas com erros elevados, o que permite concluir não ser um modelo recomendável para as três localidades, ao contrário dos outros três modelos. Para uma melhor análise desses últimos três, é feita a seguir uma discussão com base na Tabela 3 e na Figura 2. Essa figura mostra as retas originadas pelas equações de regressão entre horas de frio estimadas pelos três modelos e as observadas nos termogramas, até um valor de 16 horas, para aqueles meses em que foram constatadas diferenças estatísticas entre modelos. Embora nem todos os meses apresentem número diário de horas de frio da ordem de 16 (principalmente abril e outubro), as retas são apresentadas até esse valor no sentido de se visualizar o comportamento dos modelos em relação aos valores observados, para o que apresenta-se também a linha 1:1.

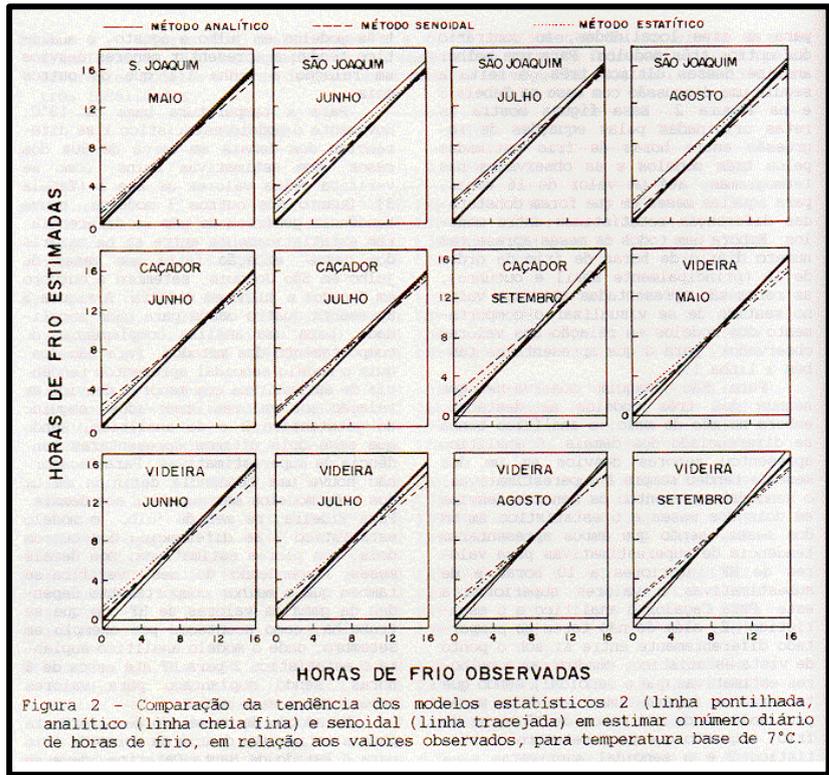
Para São Joaquim observa-se que nenhum dos três modelos se destacou, embora no mês de maio, o analítico tenha se diferenciado dos demais. O analítico apresentou menores desvios em um dos meses e tendeu sempre à superestimativas; o senoidal apresentou os menores desvios em dois dos meses e o estatístico em um dos meses, sendo que ambos apresentaram tendência de superestimativas para valores de HF inferiores a 10

horas e de subestimativas a valores superiores a este. Para Caçador o analítico e o estatístico 2, além de não terem se comportado diferentemente entre si sob o ponto de vista estatístico, conduziram a melhores estimativas que o senoidal, sendo que tenderam a superestimar em dois meses para valores de até cerca de 10 horas de frio, enquanto que para setembro o estatístico 2 e o senoidal mantiveram essa tendência; já o analítico subestimou para HF até cerca de 6 horas e superestimou acima desse valor. Para Videira, observa-se que o método analítico apresentou tendência de subestimar em toda a gama de valores de HF em maio, junho e julho, enquanto que para agosto e setembro tendeu a subestimar até cerca de 8 horas e superestimar a valores superiores tendência essa inversa nos 5 meses para os outros dois modelos. Embora não tenha havido diferença estatística entre os três modelos em julho e agosto, o analítico tendeu a apresentar menores desvios em relação a linha 1:1 que os outros dois.

Para a temperatura base de 13°C, novamente o modelo estatístico 1 se diferenciou dos demais em cerca de 90% dos casos, com estimativas ruins, como se verifica pelos valores de  $a$  e  $b$  (Tabela 3). Quanto aos outros 3 modelos, houve tendência genérica de não se diferenciarem estatisticamente entre si na maioria dos casos, exceção feita aos meses de julho em São Joaquim, setembro e outubro em Caçador e julho em Videira. A Figura 3 apresenta quatro casos para cada localidade, para uma análise complementar do comportamento dos métodos. Para São Joaquim o modelo senoidal apresentou tendência de estimativas com menores desvios em relação aos valores observados, seguido do estatístico 2 e do analítico, sendo que esse dois últimos apresentaram tendência de superestimativas. Para Caçador, não houve uma tendência definida de um dos três modelos ser superior aos demais. Para Videira, no mês de julho, o modelo estatístico 2 se diferenciou dos outros dois, com piores estimativas; nos demais meses, dependendo do mês, verifica-se também que o melhor comportamento dependeu da gama de valores de HF com que se trabalha, como aconteceu por exemplo em setembro, onde o modelo analítico suplanta o estatístico 2 para HF até cerca de 6 horas, sendo suplantado para valores superiores a esse nível.

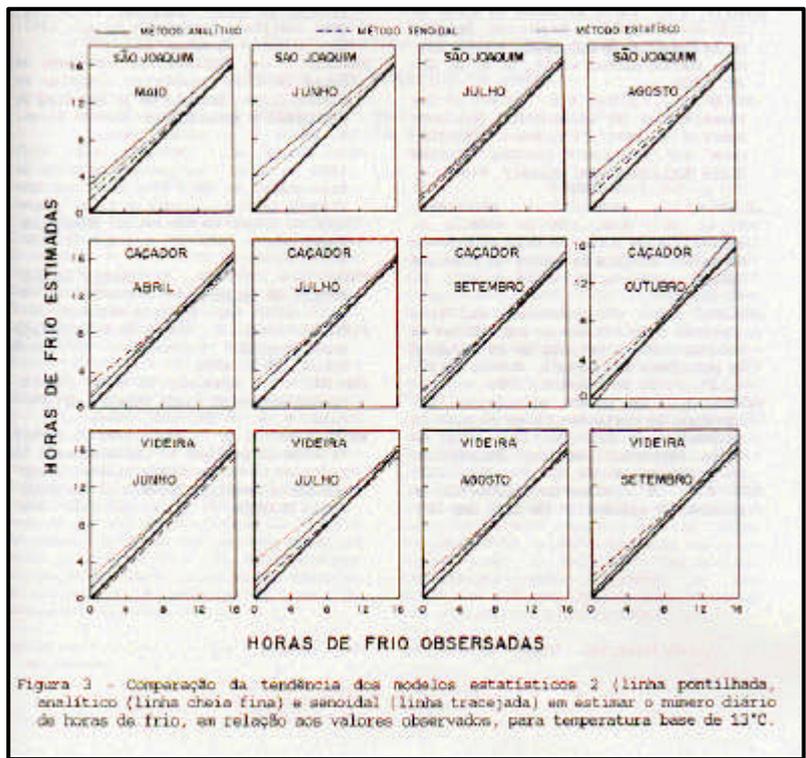
Na adoção de um método de referência para a estimativa diária de horas de frio para o Estado de Santa Catarina, deve-se considerar o aspecto de que o modelo estatístico não pode ser usado indiscriminadamente em qualquer localidade com os coeficientes aqui apresentados, por se basear em equações de regressão originadas nas localidades do estudo, devendo em princípio ficarem restritas a essas regiões. Os modelos analítico e senoidal apresentam a vantagem de necessitarem somente observações instantâneas de temperatura do ar, sendo que nesse aspecto o senoidal leva a vantagem de somente exigir temperaturas extremas, enquanto o analítico exige também a leitura das 21 horas. Ressalvada a necessidade de se conhecer o horário de ocorrência das

temperaturas extremas, o qual deve ser pouco variável entre localidades do Estado de Santa Catarina, teoricamente nada impede que esses dois métodos sejam aplicados a localidades catarinenses diferentes daquelas



do estudo.

## CONCLUSÃO



O total diário de horas de frio, abaixo de 7°C e 13°C, pode ser estimado com precisão satisfatória pelos modelos estatístico 2, analítico e senoidal para as localidades de São Joaquim, Caçador e Videira, SC.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANGELOCCI, L.R., CAMARGO, M.B.P.de, PEDRO JUNIOR, M.J. et al. Estimativa do total de horas abaixo de determinada temperatura base através das medidas diárias da temperatura do ar. **Bragantia**, Campinas, v. 38, n. 4, p. 27-36, 1979.
- CHANDLER, W.W., KIMBALL, M.H., PHILIP, G.L. et al. **Chilling requirements for opening of buds on deciduous orchard trees and some other plants in California**. Berkeley: University of California, 1937. 63p. California Agr. Exp. Sta. Bul., 611.
- DAMARIO, E.A. Carta estimada de horas de frio de la Republica Argentina. **Revista de la Facultad de Agronomía y Veterinaria**, Buenos Aires, v. 17, n. 2, p. 25-38, 1969.
- GURDIAN, R.J., BIGGS, R.H. Effect of low temperatures on terminating bud dormancy of "Okinawa", "Flordawon", "Flordahome" and "Nemaguard" peaches. **Florida State Horticultural Society**, Miami, v. 77, p. 370-378, 1964.
- HELDWEIN, A.B., ANGELOCCI, R., ESTEFANEL, V. et al. Avaliação de modelos de estimativa de horas de frio para Santa Maria-RS. **Revista do Centro de Ciências Rurais**, Santa Maria, v. 19, n. 1/2, p. 45-92, 1989.
- LEDESMA, N.R. Consecuencias del frío invernal insuficiente en los árboles de foliagem caduco. **Revista de la Facultad de Agronomía de la Plata**. Buenos Aires, v. 27, n. 2, p. 181-196, 1959.
- MARKUS, R. Um estudo estatístico dos invernos de Porto Alegre em relação às exigências de frio das frutíferas de clima temperado. **Revista Agrônômica**, Porto Alegre, v. 16, p. 231-298, 1952.
- MOTA, F.S. **Os invernos de Pelotas-RS, em relação às exigências de frio das frutíferas de clima temperado**. Porto Alegre: Instituto Agrônômico do Sul, 1957. 38p. Boletim Técnico, 18.
- PASCALE, A.J., ASPIAZÚ, C. Regimen de horas de frio durante el invierno en Buenos Aires. **Revista de la Facultad de Agronomía y Veterinaria**. Buenos Aires, v. 16, n. 2, p. 62-82, 1965.
- PEDRO JUNIOR, M.J., ORTOLANI, A.A., RIGITANO, O. et al. Estimativa de horas de frio abaixo de 7°C e 13°C para regionalização da fruticultura de clima temperado no Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v. 38, n. 13, p. 123-130, 1979.

PETRY, J.L., PASQUAL, M. Quebra da dormência em macieira. Florianópolis: EMPASC, 1982. 54p.  
Boletim Técnico, 18.

PIMENTEL-GOMES, F. Curso de Estatística Experimental. Piracicaba: Livraria Nobel, 1985. 466p.

SAMISH, R.M. Dormancy in woody plants. Annual Review of Plant Physiology, Palo Alto, v. 5, p. 183-201, 1954.

WEINBERGER, J.H. Prolonged dormancy trouble in peaches in the southeast in relation to winter temperatures. Proceedings of American Society of Horticultural Science, v. 67, p. 107-112, 1956.