

## PROVÁVEL EFEITO URBANO NAS RELAÇÕES IDF DAS CHUVAS DE PORTO ALEGRE

**André Luiz Lopes da Silveira**

Instituto de Pesquisas Hidráulicas – UFRGS  
Av. Bento Gonçalves, 9500 – Caixa Postal 15029  
91501-970 Porto Alegre, RS  
silveira@if.ufrgs.br

### RESUMO

*Um estudo sobre os efeitos da urbanização sobre o regime hidrológico de uma bacia semi-urbanizada foi realizado em Porto Alegre entre o fim dos anos 70 e o início dos anos 80. Uma nova análise dos dados de 14 pluviógrafos que funcionaram na bacia do arroio Dilúvio (80 km<sup>2</sup>) revelou um provável efeito da urbanização nas precipitações. As relações de intensidade-duração-frequência (IDF) calculadas para a área urbana, com períodos de retorno entre 1 e 5 anos, apresentaram intensidades 9 a 26% maiores que as da área rural, sendo maior o efeito para as durações menores (durações analisadas entre 30 minutos e 8 horas). Uma análise regional permitiu sustentar a hipótese de existência de duas regiões distintas para as relações IDF, justamente as áreas urbana e rural da bacia. As diferenças de intensidade de chuva encontradas são coerentes com o efeito urbano esperado, isto é, as precipitações são mais intensas na parte urbana e este efeito é proporcionalmente maior para as durações menores. Os intervalos de confiança da IDF urbana são também proporcionalmente maiores. Estes efeitos deveriam ser considerados no projeto e operação de sistemas de drenagem urbana.*

### INTRODUÇÃO

As relações de intensidade-duração-frequência das precipitações, as curvas IDF, fornecem normalmente os elementos básicos para cálculo de chuvas de projeto da drenagem urbana das cidades. Seria interessante portanto investigar-se o quanto a própria urbanização afetaria as precipitações.

É fato aceito que se houver realmente efeito da urbanização sobre as chuvas ele se dará no sentido de aumentar não somente o volume precipitado mas também as intensidades máximas, sobretudo à medida que as durações diminuirão. Huff (1977) observou em estudo realizado próximo a Saint Louis (EUA), que tal efeito acontece nas áreas urbanas por um reforço do processo convectivo e pela aparição de um maior número de células pluviosas, fatos que favoreceriam a fusão destas células, intensificando as precipitações. Este trabalho dos EUA indicou que devemos esperar sobre as áreas urbanas um incremento das intensidades de precipitação proporcionalmente maior para uma duração menor.

No Brasil são raros os estudos que tentam colocar em evidência o efeito da urbanização sobre as precipitações. Um exemplo é o estudo de Xavier et al. (1994) que analisou uma longa série histórica puntual de precipitações diárias na cidade de São Paulo e mostrou a dificuldade de atribuir variações do regime pluviométrico ao efeito urbano quando outros efeitos meteorológicos naturais também agem.

O presente trabalho tenta evidenciar o efeito urbano nas precipitações de outra forma, não procurando detectar mudanças de regime de uma série cronológica puntual, mas sim avaliando possíveis diferenças espaciais nas relações IDF sobre uma área que apresenta partes urbanas e rurais. Para isso nos propusemos analisar o acervo de dados pluviográficos do Projeto Dilúvio (Alvarez e Sanchez, 1979, Simões Lopes e Sanchez, 1986) que chegou a contar com 14 postos na bacia de 80 Km<sup>2</sup> do arroio Dilúvio em Porto Alegre, no período de 1978 a 1982. A área

urbana ocupa praticamente toda a região a oeste da cadeia de morros que divide a bacia, incluindo suas vertentes (Figura 1). A leste, a bacia mantém características rurais.

## METODOLOGIA

Uma área com parcelas urbanas e rurais cuja precipitação é medida por uma rede de pluviógrafos que cobre estas duas diferentes ocupações do solo, pode ser objeto de uma análise visando evidenciar possíveis efeitos da urbanização nas relações IDF. Para isso empregou-se uma metodologia que partiu da seguinte questão:

*É sustentável a hipótese de existência de uma relação IDF regional única na bacia e portanto nenhum efeito urbano existe ?*

Se tal hipótese não valer significa haver a possibilidade de associar as variações espaciais com o efeito urbano. Neste caso a pergunta passa a ser:

*As diferenças espaciais nas relações IDF vinculam-se com o posicionamento relativo das áreas urbanas e rurais?*

Caso positivo, chega-se à última questão:

*São as diferenças quantitativas das IDF no espaço as esperadas para um efeito urbano sobre as intensidades?*

A primeira hipótese a verificar é, portanto, a de existência ou não, em termos estatísticos, de uma mesma relação IDF pontual que seja válida para todos os pontos do espaço na área coberta pela rede pluviográfica. Em se tratando de uma rede densa deve-se esperar uma forte dependência espacial das precipitações medidas.

Uma estrutura de correlação espacial elevada pode introduzir uma tendenciosidade na estimativa de uma distribuição de probabilidades regional caso se utilize uma rede de medidas mais densa que o necessário sem as devidas correções. Tal tendenciosidade pode ser menos importante na estimativa de parâmetros de uma função

regional (Hosking e Wallis, 1988), mas o efeito poderá ser bem mais significativo quando forem estabelecidos intervalos de confiança.

A sistemática de cálculo adotada baseou-se justamente na suposição que uma lei regional não adimensionalizada equivale à lei "única". Para verificar a existência dessa lei única avalia-se o posicionamento das IDF individuais em relação ao intervalo de confiança da lei regional, para um dado nível de significância.

Para cada duração foi feito então o seguinte:

- a. Ajuste de curvas IDF individuais à cada um dos postos;
- b. Cálculo de uma IDF regional não adimensionalizada;
- c. Estabelecimento de intervalos de confiança para esta IDF regional;
- d. Verificação de como as IDF dos postos se situam em relação ao intervalo de confiança regional.

As etapas b), c) e d) visam à definição de grupos homogêneos de postos. Entretanto de início é testado o comportamento de todos os postos como se pertencessem à um grupo homogêneo único. Caso uma lei IDF única não seja capaz de representar a totalidade da rede pluviográfica, repete-se as citadas etapas com grupos distintos de postos. Evidentemente, não seria razoável tentar isolar mais que dois ou três grupos num universo de 14 postos.

As maiores dificuldades podem advir na etapa c) em função da correlação espacial elevada. Para realizar a etapa a) não se encontram dificuldades pois os ajustamentos estatísticos são individuais, por posto e por duração. Como as séries de dados eram curtas, em termos de anos, trabalhou-se com séries parciais, pois não seria aceitável estudar séries anuais com 4 ou 5 valores.

Na etapa b), um método simples de obter a lei regional é o que estima os quantis regionais pela média ponderada – em função dos tamanhos das séries de dados disponíveis – dos correspondentes quantis locais. Na etapa c) uma rede superdimensionada, na presença de uma correlação espacial elevada, pode estimar para menos as variâncias dos

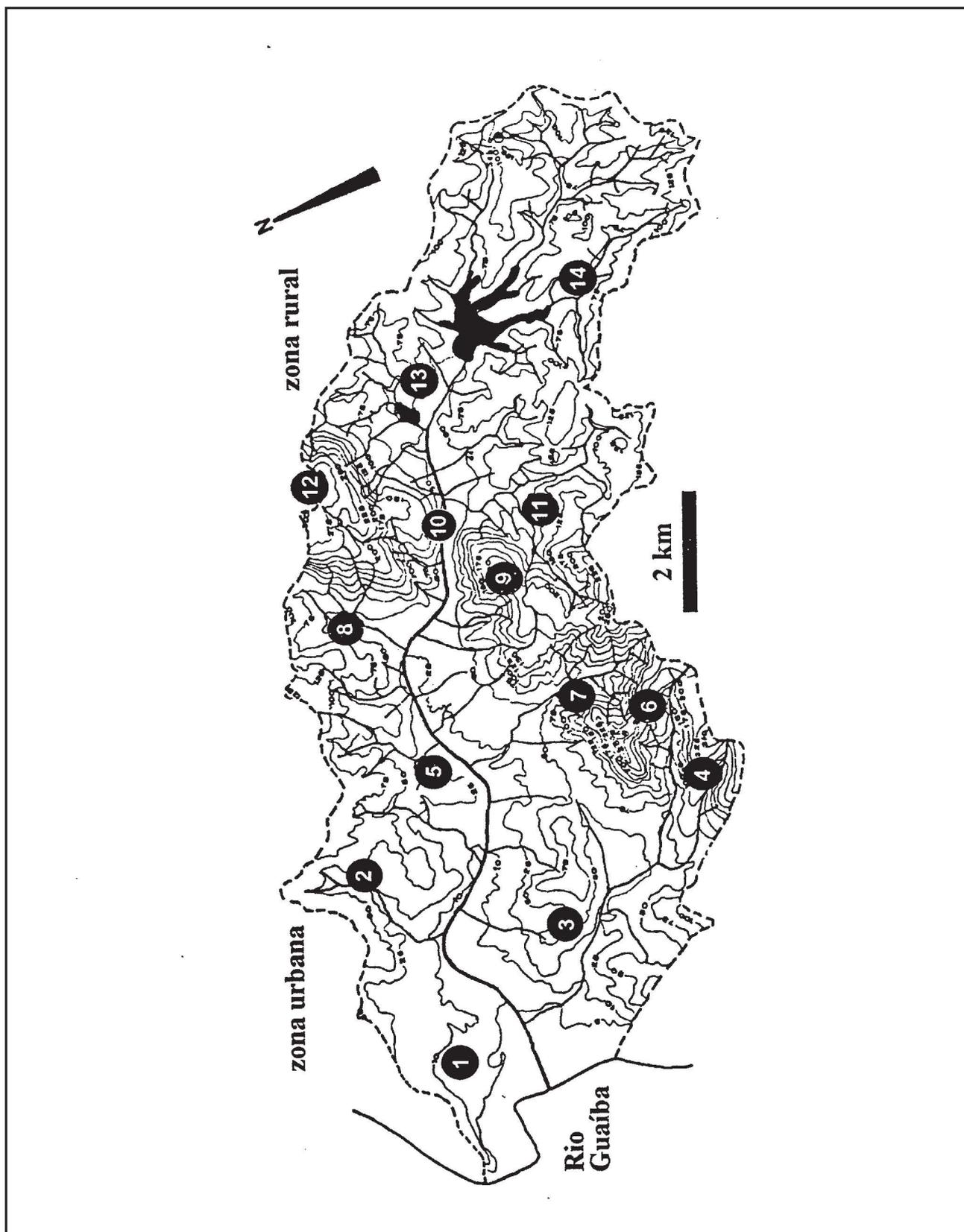


Figura 1. Bacia do arroio Dilúvio em Porto Alegre (situada entre as coordenadas 51°04' e 51°15' de longitude oeste e 30°01' e 30°08' de latitude sul).

quantis, se considerarmos as séries independentes (o que não é verdade se a correlação espacial é significativa). Para corrigir este efeito existe uma abordagem teórica que introduz o conceito de *número equivalente de postos independentes*. Este seria o número suficiente de postos para conter a mesma informação da rede superdimensionada sem no entanto adicionar tendenciosidade nas variâncias.

### Intervalo de confiança regional

Se considerarmos que um quantil regional na área coberta pela rede pluviográfica é uma variável aleatória representativa de uma média, seu intervalo de confiança pode ser estimado por:

$$x_p \pm k_\alpha s_p \quad (1)$$

$$s_p = \frac{s_m}{n_e^{1/2}} \quad (2)$$

sendo  $x_p$  o estimador da média do quantil,  $s_p$  o estimador de seu desvio-padrão,  $s_m$  a média ponderada (pelo tamanho das séries) dos estimadores dos desvios-padrão dos correspondentes quantis locais  $x$ ,  $n_e$  o número de postos independentes e  $k_\alpha$  o fator de frequência da distribuição do quantil  $p$  para um nível de significância  $\alpha$ .

A distribuição de Student com  $n-1$  graus de liberdade é preferível à normal reduzida quando não se conhece a variância da população, como normalmente é o caso em hidrologia (Gomide, 1976). Os estimadores dos desvios-padrão dos quantis locais têm uma expressão que depende do tipo da distribuição teórica de probabilidades e normalmente apresentam no denominador a raiz quadrada do efetivo local. Para calcular  $n_e$  existem fórmulas teóricas no entanto sua utilização em casos reais pode ser considerada empírica. Simulações do tipo Monte Carlo podem confirmar a adequação dessas fórmulas.

### Número equivalente de postos independentes

Este conceito atribui a cada variável aleatória regional que foi definida a partir de  $n$  populações pontuais correlacionadas entre si, um número  $n_e < n$ , representativo do número de populações independentes, que forneceriam a mesma quantidade de informação que as  $n$  populações originais. Em se tratando de uma rede de postos pluviográficos, haveria diversos  $n_e$ , de acordo com a variável estudada.

As expressões propostas para calcular estes diferentes  $n_e$  normalmente têm a seguinte forma geral (Kite, 1976; Stedinger, 1983):

$$n_e = \frac{n}{1 + (n-1)m_c} \quad (3)$$

sendo  $m_c$  uma medida de correlação entre os postos para a variável estudada. No caso da variância tem-se  $m_c = r_m$ ,  $r_m$  sendo a média dos coeficientes de correlação cruzada. Para a variância da variância regional estima-se  $m_c = r_m^2$ , isto é, a média dos quadrados dos coeficientes de correlação cruzada. Como  $r_m^2 < r_m$ , o número equivalente de postos independentes é inferior para a média regional que aquele referente à variância regional. A exigência de postos independentes para avaliar a média regional parece então menor do que para outras variáveis.

O emprego da expressão acima para um quantil regional pode ser feita admitindo-se  $m_c = r_{pm}$ , isto é, igual à média dos coeficientes de correlação cruzada dos quantis locais dos postos. Gottschalk (1989), fazendo uma hipótese de homogeneidade regional, chegou a uma expressão geral de  $r_{pm}$  para algumas distribuições teóricas de probabilidades com dois parâmetros, entre elas as distribuições normal, lognormal e gama.

### DADOS UTILIZADOS

Para aplicação da metodologia foram selecionadas as séries individuais dos 14

postos existentes no período entre janeiro de 1978 e junho de 1982, período este no qual a rede pluviográfica da bacia do Dilúvio funcionou com maior densidade espacial, comportando entre 11 e 14 postos em operação simultânea. Na Tabela 1 são apresentados os postos e seus períodos totais de observação.

**Tabela 1. Rede pluviográfica da bacia do Dilúvio.**

Cód.	Posto	Alt.(m)	Périodo
P1	Redenção	10	set 77-set 82
P2	Bela Vista	40	dez 77-dez 83
P3	Cepa-3	55	out 77-set 82
P4	Glória	175	mai 78-mar 82
P5	8° Distrito	20	desde ago 74
P6	Microondas	250	mai 78-nov 82
P7	Volta da Cobra	70	ago 77-set 82
P8	Beco Carvalho	50	dez 78-nov 82
P9	Morro da Tuca	200	fev 78-fev 84
P10	Agronomia	40	jun 79-out 82
P11	Beco do David	85	set 77-fev 84
P12	Morro Santana	275	abr 79-set 81
P13	IPH-DEPRC	80	1964-1983
P14	Saint Hilare	75	dez 77-out 83

Durante este período selecionado de 4,5 anos, cerca de 192 eventos foram isolados com base num critério de haver no mínimo 4 horas sem chuva entre os eventos, lâmina de ao menos 10 mm ou intensidade média mínima de 3 mm/h em um posto da rede. Na prática, foram negligenciadas apenas as precipitações mais fracas. Este critério permitiu selecionar cerca de 80% do volume precipitado sobre a rede. Como resultado obteve-se 43 eventos por ano. Num estudo anterior (Silveira, 1993), havia-se trabalhado com uma média de 25 eventos por ano, em 10 postos situados mais na área urbana da bacia.

A curta duração em anos das séries disponíveis impedia uma abordagem com base em séries de máximos anuais. Por isso passou-se à análise das séries parciais que, normalmente, ou são constituídas por todos os valores acima de um determinado nível, ou por um número fixo de máximos por ano. Escolheu-se trabalhar com o primeiro tipo com um nível mínimo que na prática se aproxima de zero dado o critério de seleção.

Admitiu-se 7 durações para o estabelecimento das séries parciais: 30, 60, 90, 120, 240, 360 e 480 minutos. A duração de 30 min corresponde à precisão temporal da maioria dos postos da rede e a duração de 480 min é a duração ultrapassada em somente 25% das chuvas.

Em consequência, 7 variáveis foram definidas para estudar as relações IDF de cada posto: as lâminas máximas de chuva caídas em cada uma das durações citadas. Cada evento selecionado fornece um valor máximo por duração e por posto, levando em consideração o fato de que não pode haver valor máximo para uma duração superior à do evento real. Por esta razão os tamanhos máximos das séries obtidas são decrescentes à medida que a duração aumenta. Entretanto, em razão de panes, de atrasos de instalação e de extinção de postos, nenhum posto possui suas séries com o tamanho máximo.

A Tabela 2 fornece os tamanhos das séries, posto por posto, duração por duração. A última linha apresenta os tamanhos máximos que cada série poderia atingir no período analisado. Correlogramas temporais confirmaram a hipótese de independência dos valores das séries. O fato das séries terem sido construídas com cada valor retirado de um sistema meteorológico distinto (geralmente frentes frias) favoreceu esta independência.

## RESULTADOS

### Cálculo das curvas IDF individuais

O aspecto das curvas IDF são semelhantes no mundo inteiro no sentido em que se observa intensidades de precipitação decrescentes à medida que a duração aumenta. Provavelmente isto derive do fato de que as mais fortes intensidades estão ligadas com os processos convectivos que, por observação, evoluem de estado em uma escala curta de tempo (minutos a horas), mesmo em climas temperados e por vezes em período hibernal. Por outro lado, intensidades mais fracas de precipitação podem facilmente serem associadas a processos frontais nos deslocamentos de grandes massas de ar que

evoluem numa escala de tempo maior (horas a dias).

**Tabela 2. Tamanho das séries parciais.**

	Duração						
	30'	60'	90'	2 h	4 h	6 h	8 h
P1	143	142	137	125	92	63	37
P2	149	148	144	136	103	70	42
P3	157	156	151	141	109	80	49
P4	118	118	115	106	84	60	36
P5	149	148	145	137	99	64	42
P6	138	138	133	122	89	60	36
P7	143	142	136	126	95	66	43
P8	141	140	137	128	98	63	37
P9	171	170	163	152	115	79	47
P10	70	69	66	63	48	30	17
P11	149	148	144	136	109	75	44
P12	75	75	72	69	56	36	20
P13	93	92	89	84	57	36	21
P14	128	127	122	113	89	60	35
Máx	192	191	184	171	128	87	52

No entanto, não existe uma lei universal para relações IDF e a sua determinação para um ponto exige o estudo dos dados locais de precipitação. Pode-se determinar relações IDF essencialmente de duas maneiras. Uma estima a intensidade para uma certa duração diretamente a partir das freqüências observadas, normalmente através do ajuste de uma expressão matemática qualquer ligando as intensidades (variáveis dependentes) às durações e freqüências empíricas (variáveis independentes). A outra maneira baseia-se no ajuste de uma distribuição teórica de probabilidades para cada duração capaz de representar bem a relação entre intensidades e período de retorno.

Esta segunda maneira é uma modelação probabilista conceitual (Desbordes, 1987) pois, na prática, não se consegue testar com fidelidade a hipótese de validade de uma lei de probabilidades particular e freqüentemente recai-se na situação de escolher uma "melhor" lei dentre várias leis teóricas conhecidas que foram testadas e definidas de antemão. A vantagem principal desta abordagem é que é possível estabelecer intervalos de confiança para as IDF ajustadas,

permitindo ter-se uma melhor idéia de sua representatividade. Por esta razão, este é o modo mais difundido de cálculo há algumas décadas. Com freqüência, aos valores assim obtidos são ajustadas funções analíticas para se obter uma equação (por vezes chamada de equação de chuvas intensas) da intensidade função da duração e do período de retorno.

Para cada uma das 98 séries de lâminas máximas precipitadas (14 postos e 7 durações) foi feito o ajuste das distribuições gama e lognormal, ambas com dois parâmetros, que foram as que melhor representaram o conjunto das séries, que via de regra apresentavam assimetrias importantes. Foi utilizado para isso o programa *Safarhy* (Lubes et al., 1995). Comparou-se o desempenho de cada uma das leis pois o objetivo era de definir um só tipo de distribuição capaz de se ajustar às séries com um mínimo de parâmetros. *Safarhy* estima os parâmetros pelos métodos dos momentos e da máxima verossimilhança. A distribuição de Pareto, freqüentemente utilizada para séries parciais (comumente associada à lei de Poisson) não foi testada porque não fazia parte do rol de distribuições do *Safarhy*.

Para julgar e comparar os ajustes usou-se o teste do  $\chi^2$  e também a simples inspeção visual da dispersão dos pontos no entorno da lei teórica, sobretudo na região dos quantis entre os períodos de retorno de 1 e 5 anos.

Para uma série parcial o período de retorno pode ser estimado por:

$$T = \frac{1}{\lambda(1-F(x))} \quad (4)$$

onde F é a freqüência de não excedência teórica para um valor da variável x e  $\lambda$  é o número médio de eventos desta variável por ano.

Na Equação (4) os valores de  $\lambda$  são admitidos constantes, mas diferem de duração para duração (seus valores são obtidos pela divisão da última linha da Tabela 2 pelos 4,5 anos das séries). O reduzido número de anos de observação impediu, na prática, a

modelagem do número anual de excedências do limiar por uma lei como a de Poisson.

Para julgar o aspecto visual dos ajustes adotou-se a expressão de posição de plotagem de Hazen:

$$F(x) = \frac{i - 0,5}{n} \quad (5)$$

onde  $F(x)$  é a estimativa da freqüência de não excedência da variável  $x$  cuja ordem é  $i$ , na série crescente dos  $n$  valores.

Para um nível de confiança de 95%, isto é, se é aceito um risco de primeira espécie de 5% na hipótese de que a série observada é uma amostra da distribuição, a lognormal é aceita para 77 das 98 séries, enquanto que para a distribuição gama obtém-se 55 aceitações. Para estas duas distribuições os melhores resultados foram obtidos com o método de estimativa dos parâmetros da máxima verossimilhança.

Apesar do bom desempenho da lognormal esta distribuição não representou bem as freqüências dos quantis entre períodos de retorno entre 1 e 5 anos, considerados extremos nas séries parciais estudadas. Por outro lado, a distribuição gama, confirmando sua melhor adequação teórica para valores extremos, ajusta-se mais satisfatoriamente a estes quantis. Por isso, a lei gama foi adotada para estabelecer as relações IDF neste estudo.

A expressão da função distribuição de probabilidades de uma variável  $x$  que segue a lei gama com dois parâmetros pode ser escrita como segue:

$$f(x, \alpha, \beta) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} \quad (6)$$

sendo  $\alpha$  e  $\beta$  os parâmetros e  $\Gamma(\alpha)$  a função matemática gama.

As leis gama dos 14 postos, que relacionam lâminas precipitadas com probabilidade de ocorrência, geram feixes de curvas IDF como o da Figura 2, que vale para o período de retorno  $T = 5$  anos.

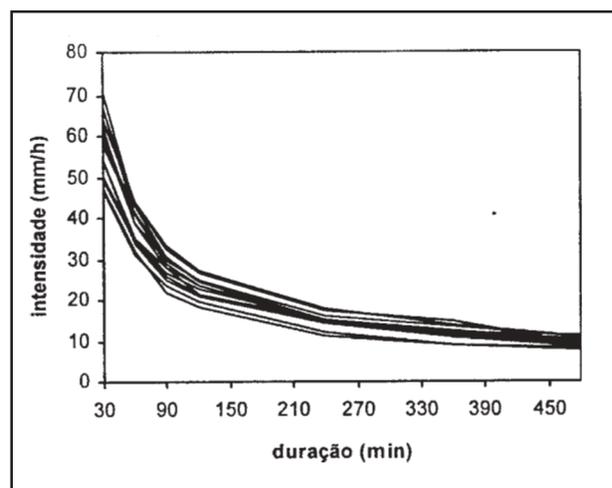


Figura 2. Feixe de curvas IDF individuais ( $T=5$  anos).

### Comparação com as IDF existentes

Ao se trabalhar com séries parciais correspondentes a 4,5 anos de dados pode haver alguma dúvida sobre a precisão das IDF resultantes. Felizmente foi possível avaliar a representatividade dessas IDF, que chamaremos aqui de IDF's *parciais*, comparando-as com IDF's calculadas com séries anuais (IDF's *anuais*) que existiam em alguns locais.

É o caso dos postos P1, P5 e P13. O posto P1 foi instalado pelo IPH no âmbito do *Projeto Dilúvio* (Alvarez e Sanchez, 1979) aproximadamente no mesmo local onde funcionou até 1974 o antigo posto do 8º Distrito de Meteorologia (INEMET), que mudou sua sede e instalou novo posto pluviográfico na parte média da bacia, identificado como posto P5 no referido projeto. Este posto oficial é o único que resta em funcionamento na bacia do Dilúvio desde 1984. O posto P13 do DEPRC, operado pelo IPH em seu campus, funcionou até 1983.

Três expressões para a relação IDF no local do posto P1 são disponíveis: a de Pfafstetter (1957), a de Camilo de Menezes e Noronha (DNOS, 1968) e a do DMAE (1972).

Pfafstetter (1957) baseou-se num registro de 24 anos da chuva de Porto Alegre (coordenadas 30°02' sul e 51°13' oeste) para estabelecer os parâmetros de uma lei

empírica, a mesma adotada para todos os postos da rede nacional de postos da época. Esta função empírica tinha seus coeficientes ajustados a partir das séries de precipitações máximas anuais de cada duração. A expressão de Porto Alegre, válida para durações entre 5 min e 48 horas, quando expressa em intensidade de precipitação, toma a forma:

$$i = \frac{1}{t} T^{\alpha + \frac{0,108}{T^{0,25}}} [0,4t + 22 \log_{10}(1 + 20t)] \quad (7)$$

sendo  $i$  a intensidade de chuva em mm/h,  $T$  o período de retorno em anos,  $t$  a duração em horas e  $\alpha$  um coeficiente em função da duração, com valores entre 0,108 e 0,166.

A IDF de Camilo de Menezes e Noronha (DNOS, 1968) subestima claramente as intensidades e não se presta a comparações.

A expressão do DMAE (1972) para este mesmo posto meteorológico foi estabelecida com a série de 1940 em meados de 1972, ou seja 32,5 anos. A diferença principal em relação à expressão de Pfafstetter (1957), mais que nos períodos analisados, encontra-se no modo de construção das séries e no método de cálculo aplicado. Inicialmente, 107 eventos foram selecionados para chegar à expressão DMAE (1972), mas apenas o valor máximo de cada ano fazia parte das séries estabelecidas. A distribuição de Gumbel foi ajustada a estas séries, uma para cada duração: 5, 10, 15, 20, 30, 40, 50, 60, 75, 90, 105 e 120 minutos. Após, uma expressão analítica foi ajustada por mínimos quadrados para representar todo o feixe das curvas IDF:

$$i = \frac{1265,67T^{0,052}}{(t + 12)^{\frac{0,88}{T^{0,05}}}} \quad (8)$$

sendo  $i$  a intensidade em mm/h,  $T$  o período de retorno em anos, e  $t$  a duração em minutos.

Esta expressão é uma das quatro equações IDF recomendadas pelo Departamento de Esgotos Pluviais de Porto Alegre (DEP, 1992).

A comparação das curvas IDF de Pfafstetter e DMAE e mais aquela obtida no presente estudo para o posto P1 indica que seus resultados são bastante próximos como mostra a Figura 3, para o período de retorno de 5 anos. Este fato revela de certa forma o caráter robusto da IDF calculada por três maneiras diferentes.

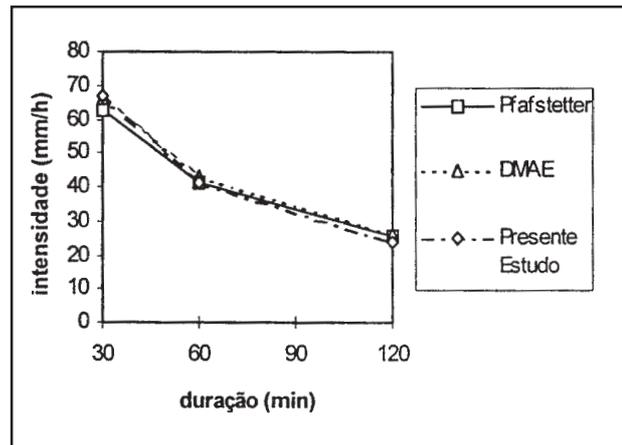


Figura 3. IDF do posto P1 para T=5 anos.

Para o posto P5, existe a expressão IDF estabelecida pelo DEP (1992). As séries estudadas continuam as intensidades máximas anuais entre 1974 (ano de instalação do posto) e 1989, das durações de 10, 20, 30, 45, 60, 90, 120, 150 e 180 minutos. Como na IDF do DMAE (1972), a distribuição de Gumbel foi utilizada para o ajuste de todas as séries, havendo em complemento, o ajuste adicional de uma expressão analítica pelo método dos mínimos quadrados. A expressão IDF finalmente obtida foi a seguinte:

$$i = \frac{2491,782T^{0,102}}{(t + 16)^{1,021}} \quad (9)$$

sendo  $i$  a intensidade em mm/h,  $T$  o período de retorno e  $t$  a duração em minutos.

A Figura 4 mostra resultados bastante próximos.

Finalmente para o posto P13 dispõe-se de duas expressões para as relações IDF: a de Diaz (1987) e a do DEP (1992). As duas expressões IDF foram estabelecidas com

base nos mesmos dados, ou seja os pluviogramas de 1964 a 1983. A distribuição de Gumbel também foi aplicada por ambos autores. A diferença básica aparece nas expressões analíticas finais. Entretanto, tanto uma escolha como a outra não revelam nenhuma tendenciosidade significativa: seus resultados são bastante semelhantes. A comparação dos resultados destas duas IDF com a obtida com séries parciais também mostram-se semelhantes.

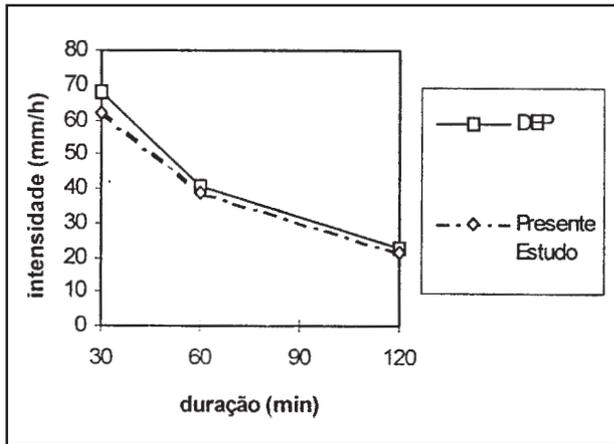


Figura 4. IDF do posto P5 para T=5 anos.

A curva IDF do posto P13 calculada pelo DEP (1992) é dada por:

$$i = \frac{509,859T^{0,106}}{(t + 10)^{0,72}} \quad (10)$$

sendo *i* a intensidade em mm/h, *T* o período de retorno em anos e *t* a duração em minutos.

A Figura 5 mostra a aderência do cálculo feito com as séries parciais, no presente estudo, com período de retorno de 5 anos.

Todas estas comparações asseguram a continuação do estudo com séries parciais. Aparentemente estas são capazes de fornecer relações IDF confiáveis. Admitindo-se então que isto seja válido para as IDF de todos os postos, as conclusões acerca da variabilidade espacial das curvas IDF serão também confiáveis.

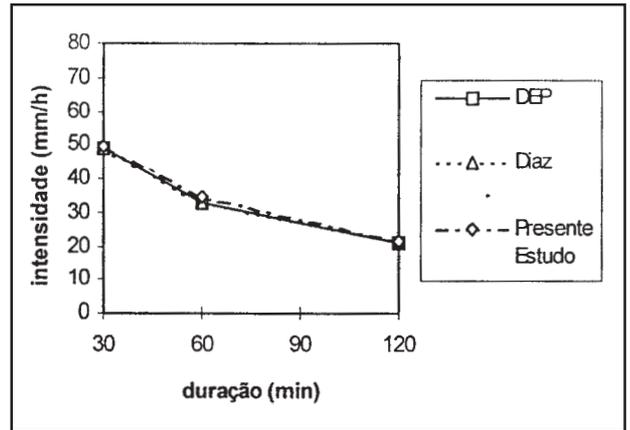


Figura 5. IDF do posto P13 para T=5 anos.

### IDF regional e intervalo de confiança

Como afirmamos antes, nossa sistemática de análise das relações IDF no espaço da bacia do Dilúvio começa pela estimativa de uma lei regional não adimensional e de seu intervalo de confiança com os dados dos 14 pluviógrafos da rede. A curva IDF regional calculada pela média ponderada (em função do tamanho das séries) é apresentada na Figura 6 (para o período de retorno de 5 anos) juntamente com as envoltórias dos desvios-padrão.

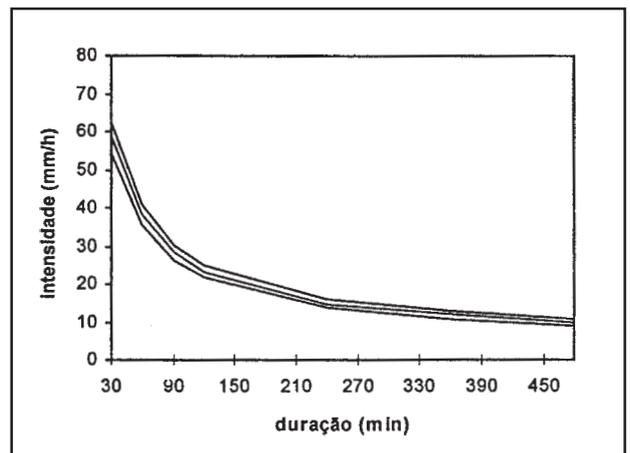


Figura 6. IDF regional com desvios-padrão (T=5 anos).

Os desvios-padrão dos quantis regionais, que são importantes no cálculo dos intervalos de confiança, foram estimados pela Equação (2), onde intervêm a média

ponderada dos desvios-padrão locais e o número equivalente de postos independentes para cada quantil regional.

Para se chegar aos valores que originam a Figura 6 vários cálculos prévios foram necessários. Os desvios-padrão locais, por exemplo, foram estimados pela Equação (11) relativa à lei gama (Lubes et al, 1994):

$$s_{xp} \approx \sqrt{\frac{\mu_2}{n} \left[ 1 + k_p \gamma_1 + \frac{k_p^2}{4} (\gamma_2 - 1) \right]} \quad (11)$$

sendo  $s_{xp}$  o desvio-padrão local da variável  $x$  para o quantil  $p$ ,  $\mu_2$  é estimado com o valor da variância de  $x$ ,  $k_p$  é o fator de frequência da distribuição Pearson III reduzida (distribuição SP, Standardized Pearson III) e  $n$  é o tamanho da série.

Os parâmetros  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  são dados por:

$$\gamma_1 \approx \frac{2}{\sqrt{\alpha}} \quad (12)$$

$$\gamma_2 \approx 3 \left( 1 + \frac{\gamma_1^2}{2} \right) \quad (13)$$

sendo  $\alpha$  um dos dois parâmetros da distribuição gama, considerada na versão com dois parâmetros.

Os fatores de frequência  $k_p$ , foram estimados pela Expressão (14) proveniente de relações entre a distribuição  $\chi^2$  e a distribuição gama com dois parâmetros:

$$k_p = \frac{\chi_p^2(2\alpha)}{2\sqrt{\alpha}} - \sqrt{\alpha} \quad (14)$$

Para a avaliação de  $\chi^2$  foi utilizada a expressão analítica aproximada resultante da transformação de Wilson-Hilferty (Masson, 1982), que mesmo sendo melhor adequada para  $v > 30$  (graus de liberdade), dá resultados aceitáveis aquém deste limite, sobretudo se não é um quantil de probabilidade muito elevada.

$$\chi_p^2(v) = v \left( 1 - \frac{2}{9v} + u_p \sqrt{\frac{2}{9v}} \right)^3 \quad (15)$$

Os números de postos equivalentes, por sua vez, foram estimados por intermédio da Expressão (3), onde faltava definir ainda a medida de correlação  $m_c$ . Esta medida de correlação, em se tratando de um desvio-padrão, deveria corresponder ao quadrado do coeficiente de correlação cruzada média da variável considerada. O valor estimado de  $m_c$  é portanto o quadrado do coeficiente de correlação médio do quantil.

A expressão do coeficiente de correlação de um quantil para duas séries correlacionadas que seguem a distribuição gama com dois parâmetros é encontrada em Gottschalk (1989):

$$\rho_{xy} = \rho \frac{\left\{ k_x k_y + \frac{1}{2} p \left( \frac{\partial k_x}{\partial C_x} \right) \left( \frac{\partial k_y}{\partial C_y} \right) \right\}}{\left[ \left\{ k_x^2 + \frac{1}{2} \left( \frac{\partial k_x}{\partial C_x} \right)^2 \right\} \left\{ k_y^2 + \frac{1}{2} \left( \frac{\partial k_y}{\partial C_y} \right)^2 \right\} \right]^{1/2}} \quad (16)$$

As estimativas de  $\rho$ , notadas por  $r$ , foram feitas pela Equação (17) com 91 grupos de séries, tomadas duas a duas, para cada duração.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (17)$$

sendo  $x_i$  e  $y_i$  os valores da variável de precipitação no par de postos  $x$  e  $y$ , nas séries concomitantes de tamanho  $n$ , e  $\bar{x}$  e  $\bar{y}$  são os valores médios das referidas séries.

O resultado gráfico está na Figura 7.

Ainda na Expressão (16),  $C$  representa o coeficiente de variação de cada série, que no caso da distribuição gama pode ser relacionado com o parâmetro  $\alpha$  por:

$$C = \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \quad (18)$$

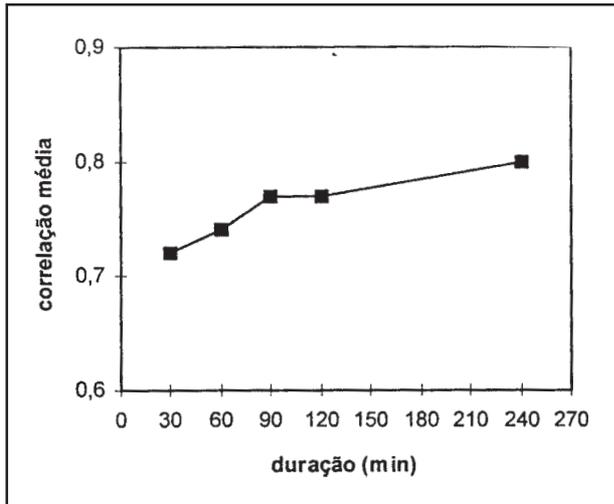


Figura 7. Correlação segundo a duração.

Apresenta-se na Tabela 3, para o período de retorno de 5 anos, as médias das estimativas de  $\rho_{xy}$  para os citados 91 pares de postos e para cada duração. Também são apresentados os correspondentes números de postos independentes.

Tabela 3. Correlação e número de postos independentes para T = 5 anos.

Duração (min)	$\rho_{xy}$	$n_e$
30	0,63	2,29
60	0,65	2,17
90	0,68	2,00
120	0,68	1,99
240	0,72	1,82
360	0,73	1,76
480	0,71	1,85

Com estes  $n_e$  foram calculados os valores de  $s_p$ . Os valores encontrados, antes de sua aplicação no cálculo de intervalos de confiança, foram testados por uma via alternativa de cálculo baseada em simulações do tipo Monte Carlo. Estas simulações comprovaram que o equacionamento utilizado é adequado à estimativa dos desvios-padrão dos quantis regionais (Silveira, 1996). A Figura 8 resume a comparação realizada.

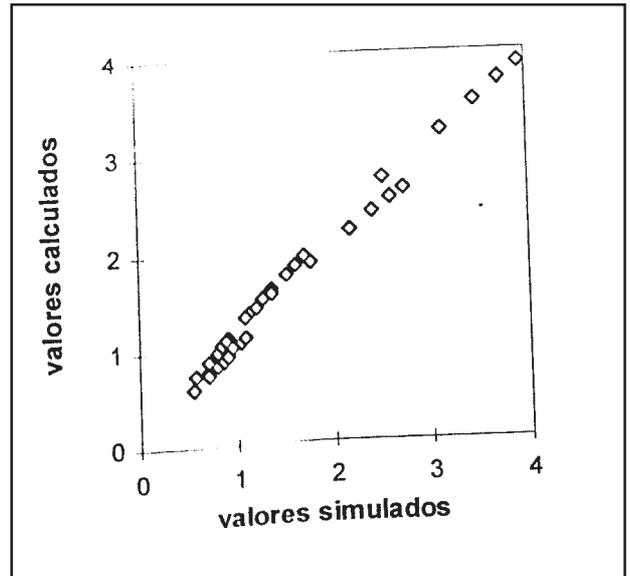


Figura 8. Desvios-padrão (mm/h) calculados e simulados dos quantis da IDF regional.

### Procura de zonas IDF distintas

Como indicado anteriormente, cada curva IDF individual foi comparada com o intervalo de confiança da IDF regional obtida a partir do conjunto dos 14 postos da rede. O nível de confiança adotado foi de 90%. A Figura 9 ilustra os limites superior e inferior do intervalo de confiança médio para as durações e períodos de retorno estudados.

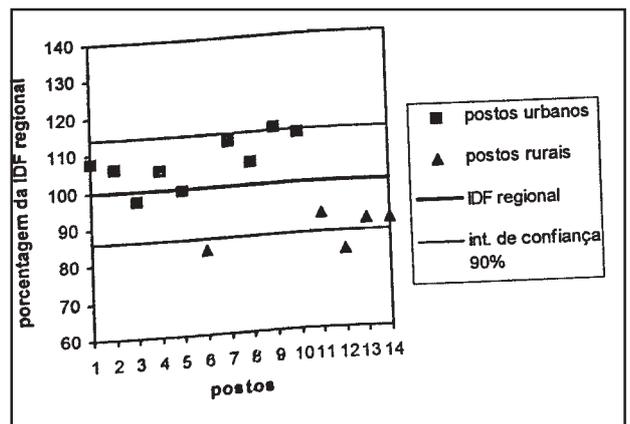


Figura 9. Agrupamento dos postos.

O agrupamento dos postos relativamente aos intervalos de confiança regionais, em que pese o fato da maioria das

IDF locais estar entre esses intervalos, sugere a existência de uma tendência espacial. Constata-se que postos situados na região urbanizada da bacia do Dilúvio (parcela de jusante) apresentam precipitações com intensidades mais elevadas que postos situados na zona rural. Não é possível provar, com os dados existentes que é a urbanização ela mesma a causa da disparidade encontrada, mas evidentemente é uma hipótese bastante plausível. Se considerarmos um grupo de postos “urbanos” composto pelos postos P1, P2, P3, P4, P5, P7, P8, P9 e P10, e outro “rural” constituído pelos postos P6, P11, P12, P13 e P14, verifica-se que as diferenças entre as respectivas IDF's regionais são significativas.

As curvas IDF dos grupos “urbano” e “rural” são apresentadas nas Figuras 10 e 11. Percebe-se que as intensidades de precipitação da região de jusante da bacia são, em média, significativamente maiores que as da região de montante. As majorações relativas são ainda mais elevadas à medida que as durações diminuem. Isto sugere que o efeito da urbanização se manifestaria com mais vigor no verão, época preferida das intensidades elevadas em curtas durações. Uma explicação seria que a urbanização favoreceria os processos convectivos a serem mais freqüentes sobre as áreas urbanas.

Os intervalos de confiança 95%, também representados nas Figuras 10 e 11, mostram gamas de variação diferentes para as curvas IDF “urbana” e “rural”, sendo o intervalo de confiança “urbano” mais largo. Novamente poderíamos relacionar esta diferença pelo fato de que na zona urbana o fenômeno natural da precipitação é perturbado localmente, notadamente pela temperatura maior do ar. Em um ambiente mais perturbado não seria surpreendente que intervalos de confiança aumentem para um mesmo nível de confiança.

De toda forma, as duas zonas IDF regionais prováveis da bacia do Dilúvio, com as suas respectivas curvas regionais e correspondentes intervalos de confiança, dão uma idéia da incerteza que cerca o estabelecimento de uma chuva de projeto. De uma parte tem-se a incerteza dos quantis da

IDF e de outra parte, não se sabe exatamente dizer se determinado local em urbanização tem sua IDF evoluindo de uma situação rural para uma situação urbana.

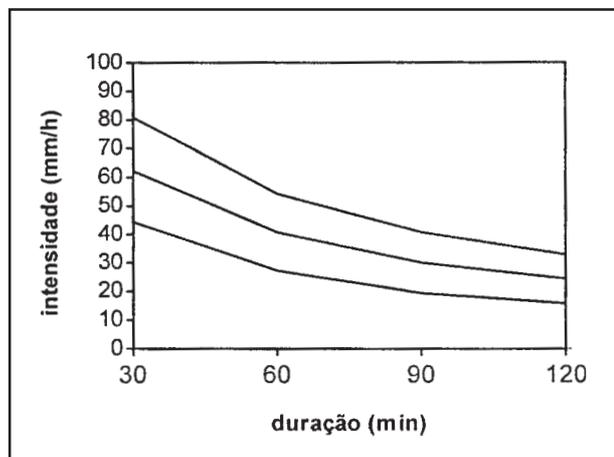


Figura 10. IDF urbana e intervalo de confiança 95%.

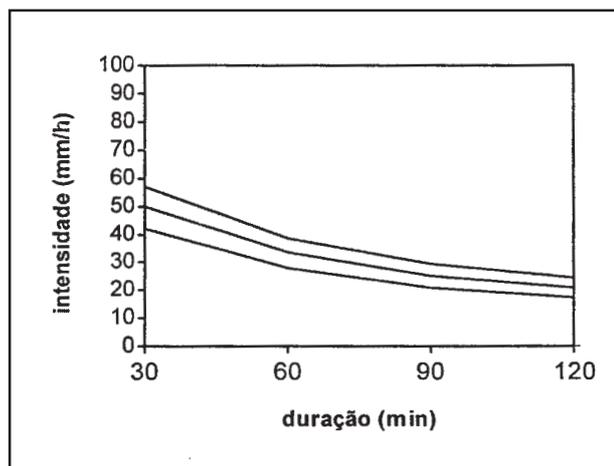


Figura 11. IDF rural e intervalo de confiança 95%.

### Diferenças entre intensidades urbanas e rurais

Numericamente o que as Figuras 10 e 11 mostram é que os valores médios entre as intensidades de precipitação da parte urbanizada são significativamente mais elevadas que as da área não urbanizada da bacia do Dilúvio. Considerando-se períodos de retorno da ordem de 1 a 5 anos, os valores são os da Tabela 4.

**Tabela 4. Razões entre intensidades de precipitação urbanas (U) e rurais (R).**

t (min)	30	60	90	120	240	360	480
U/R	1,26	1,22	1,21	1,18	1,15	1,16	1,09

Note-se que as razões são mais importantes à medida que as durações diminuem o que é coerente com o que se espera de um efeito urbano.

Os intervalos de confiança 95% apresentam gamas de variação não negligenciáveis. Entretanto chama a atenção o fato de que a gama de variação urbana é maior que a rural. Isto poderia ser explicado pelo fato de que o fenômeno pluvioso em área urbana está perturbado pela urbanização, provocando situações de maior variabilidade. Numericamente, obteve-se, para os períodos de retorno estudados, um intervalo de confiança urbano equivalente à mais ou menos 30-35% contra 15-18% da situação rural.

### Diferenças entre as lâminas precipitadas urbanas e rurais

As diferenças de regime pluviométrico entre a parte urbana e a rural detectadas pela análise das relações IDF naturalmente afetam também as lâminas precipitadas. A Tabela 5 mostra as lâminas precipitadas e suas relações. Destaca-se um comportamento lógico na sua análise sazonal, isto é, um aumento relativo mais pronunciado das chuvas urbanas no verão e na primavera.

Os números da Tabela 5 colocam em evidência a diferença pluviométrica entre a zona mais urbanizada da bacia, onde chove mais, sobretudo no verão e na primavera, que na zona rural. Entretanto não é possível comprovar com os dados disponíveis que a urbanização é realmente a causa, se é a única ou uma das causas possíveis. Não se sabe por exemplo em que medida a presença próxima do rio Guaíba, na verdade um lago, afeta a pluviometria local (zona urbana mais próxima deste lago onde desemboca o arroio Dilúvio), nem também uma possível influência

da cadeia de morros que separa na bacia a zona rural da urbana.

**Tabela 5. Precipitações médias (mm) de eventos por estação e por área (urbana ou rural).**

Período	Bacia	URB	RUR	U/R
ano	22,1	23,3	19,9	1,17
primavera	19,5	20,8	17,0	1,22
verão	19,7	21,9	15,9	1,38
outono	25,2	25,9	24,2	1,07
inverno	24,1	24,6	22,8	1,08
prim-verão	19,6	21,3	16,5	1,29
out-inverno	24,6	25,2	23,4	1,08

Bacia = média aritmética de todos os postos em funcionamento; URB = média aritmética dos postos urbanos em funcionamento (P1a P10, exceto P6); RUR = média aritmética dos postos rurais em funcionamento (P6 e P11 a P14); U/R = URB/RUR.

## CONCLUSÃO

O estudo das precipitações da rede de 14 pluviógrafos que operou na bacia do Dilúvio, em Porto Alegre, basicamente entre 1978 e 1982, indicou haver diferenças espaciais significativas nas relações IDF assim como nos volumes precipitados, que podem ser decorrentes da urbanização.

A análise espacial das relações IDF partiu da identificação de regiões homogêneas adotando-se como critério o agrupamento dos postos em torno de tendências regionais expressas por suas IDF regionais e correspondentes intervalos de confiança. A colocação em prática do método exigiu um tratamento conveniente de dois aspectos, o primeiro em decorrência do curto tamanho em anos das séries de dados, e o segundo pelo fato de haver grande correlação espacial das precipitações em função da alta densidade espacial do parque de medidas, sobretudo no passo de tempo da precisão dos pluviógrafos ( $\geq 30$ min). Assim por um lado foi feita uma abordagem por séries parciais e por outro buscaram-se métodos de correção da redundância de informação espacial.

As 14 curvas IDF locais foram estabelecidas para períodos de retorno entre 1 e 5 anos e durações entre 30min e 8h, a partir de ajustes à distribuição gama de cada série

parcial correspondente à cada duração. A comparação da IDF “parcial” assim estabelecida com a IDF calculada com séries anuais (IDF “anual”), mostrou, para os postos que as dispunham, pouca diferença, o que de certo modo validou as 14 IDF calculadas para a análise regional.

Para correção dos intervalos de confiança regionais sob alta correlação espacial empregou-se a noção de número de postos independentes  $n_e$  em substituição ao  $n$  ( $n^\circ$  de elementos) cuja raiz quadrada aparece dividindo o desvio-padrão do quantil que multiplica o fator de frequência deste mesmo quantil. O valor de  $n_e$  foi estimado a partir da estimativa de correlação espacial para o quantil  $p_T$ ,  $T$  sendo o período de retorno.

Os valores encontrados para  $p_T$  e  $n_e$  no conjunto dos 14 postos não variaram significativamente para os períodos de retorno analisados, ou seja  $1 \leq T \leq 5$  anos, mas uma certa variabilidade foi detectada em relação à duração:  $0,63 \leq p_T \leq 0,71$  e  $2,29 \leq n_e \leq 1,85$  entre 30min e 8h.

A procura de zonas IDF distintas na superfície da bacia do Dilúvio feita pela comparação das intensidades de precipitação dadas pelas IDF locais com o intervalo de confiança de IDF regionais resultou em apenas uma tendência significativa de repercussão espacial: observa-se um agrupamento de postos situados na zona urbana e outro na zona rural. Isto conduz evidentemente a uma hipótese de que a urbanização afeta as relações IDF. Dois fatos apóiam esta hipótese: em primeiro lugar são as intensidades das precipitações da zona urbana, e não da zona rural, que são maiores como era de se esperar de um possível efeito urbano (26% de majoração para intensidades de duração de 30 min); em segundo lugar é a constatação já feita em Porto Alegre do fenômeno da ilha de calor por efeito da urbanização (Hasenack, 1989).

Apesar disto nenhuma relação de causa e efeito pôde ser estabelecida entre urbanização e aumento das precipitações, o que não quer dizer que não seja a hipótese mais provável. Outras hipóteses devem ser investigadas, entre as quais a de um possível efeito da orografia da bacia e da proximidade

da zona urbana de uma fonte de umidade importante como o lago Guaíba.

É interessante notar que o intervalo de confiança da IDF urbana é maior que o da IDF rural. Para um nível de confiança 95%, por exemplo, o intervalo de confiança urbano corresponde a uma faixa de  $\pm 30$ -35% enquanto que para o caso rural esta faixa diminui para  $\pm 15$ -18%, ou seja uma relação do simples ao dobro, notadamente para durações até duas horas. Isto pode ser mais um indicador de uma natureza mais perturbada do evento pluvioso sobre áreas urbanas.

Estas faixas de variação, mesmo com a incerteza do que as causou, deveriam ser consideradas nas precipitações de projeto de Porto Alegre que são calculadas a partir das curvas IDF.

## REFERÊNCIAS

- ALVAREZ, C., SANCHEZ, J. (1979), Estudos Hidrológicos da Urbanização da Bacia do Arroio Dilúvio, Relatório Final, Departamento de Esgotos Pluviais da Prefeitura Municipal de Porto Alegre e Instituto de Pesquisas Hidráulicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- DEP (1992), Caderno de Encargos, 60 p., Departamento de Esgotos Pluviais, Prefeitura Municipal de Porto Alegre.
- DESBORDES, M. (1987), Contribution à l'analyse et à la modélisation des mécanismes hydrologiques en milieu urbain, Thèse, 242 p., Académie de Montpellier, Université des Sciences et Techniques du Languedoc.
- DIAZ, O. (1987), Precipitação de projeto e regionalização de hidrogramas unitários para bacias urbanas brasileiras. Dissertação de Mestrado, 347 p, Instituto de Pesquisas Hidráulicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- DMAE (1972), Chuvas intensas de Porto Alegre, 200 p., Departamento Municipal de Água e Esgotos, Prefeitura Municipal de Porto Alegre.
- DNOS (1968), Estudo de viabilidade técnico-econômica das obras de defesa de Porto Alegre, Canoas e São Leopoldo contra as inundações, 15° DFOS, Departamento Nacional de Obras e Saneamento, Ministério do Interior, Porto Alegre.

- GOMIDE, F. L. S. (1976), Noções de estatística e probabilidades, in PINTO, N. L., HOLTZ, A. C., MARTINS, J. A., GOMIDE, F. L. S., 1976, Hidrologia Básica, 278 p., ed. Edgard Blucher, São Paulo.
- GOTTSCHALK, L. (1989), Regional Exceedance Probabilities, *Nordic Hydrology*, 20, p. 201-214.
- HASENACK, H. (1989), Influência de variáveis ambientais sobre a temperatura do ar na área urbana de Porto Alegre, Dissertação de Mestrado, Pos-Graduação em Ecologia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 94 p.
- HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. (1988), The effect of intersite dependence on regional flood frequency analysis, *Water Resources Research*, vol. 24, no. 4, p. 588-600.
- HUFF, F. A. (1977), Urban effects on storm rainfall in Midwestern United States, Proceedings of the Amsterdam Symposium, Effects of urbanization and industrialization on the hydrological regime and on the water quality, october, publ. IAHS n. 123, pp 12-19
- KITE, G. W. (1976), Frequency and risk analysis in hydrology, 407 p., Inland Waters Directorate, Water Resources Branch, Ottawa, Canada.
- LUBES, H., MASSON, J. M., RAOUS, P., TAPIAU, M. (1994), Safarhy. Logiciel de calculs statistiques et d'analyse fréquentielle adapté à l'évaluation du risque en hydrologie, Manuel de Référence, ORSTOM/Université Montpellier II, version 2.111.
- MASSON, J. M. (1982), La loi Gamma incomplète, document pédagogique, 36 p., LHM, Université de Montpellier II.
- PFRAFSTETTER, O. (1957), Chuvas intensas no Brasil, Departamento Nacional de Obras e Saneamento, Rio de Janeiro.
- SILVEIRA, A. L. L. (1993), Étude des relations intensité-durée-frequence, distribution spatiale et coefficients d'abattement des précipitations du bassin du Dilúvio à Porto Alegre – Brésil, Memoire D. E. A National d'Hydrologie, UM2, 142 p..
- SILVEIRA, A. L. L. (1996), Contribution à l'étude hydrologique d'un bassin semi-urbanisé dans le Brésil subtropical, bassin de l'Arroio Dilúvio à Porto Alegre, Thèse, 240 p., Academie de Montpellier, Université Montpellier II, Sciences et Techniques du Languedoc.
- SIMÕES LOPES, M., SANCHEZ, J. (1986), Avaliação do impacto hidrológico causado pela urbanização de uma bacia, Relatório Final FINEP, Instituto de Pesquisas Hidráulicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- STEDINGER, J. R. (1983), Estimating a regional flood frequency distribution, *Water Resources Research*, 19, pp 503-510.
- XAVIER, T. B. S., XAVIER, A. F. S., SILVA DIAS, M. A. F. (1994), Evolução da precipitação diária num ambiente urbano: o caso da cidade de São Paulo, *Rev. Bras. Meteorologia*, vol 2, pp 347-349.

### **Probable Urban Effect on IDF Relationship of Porto Alegre Storms**

#### **ABSTRACT**

*A study concerned with urban effects on the hydrological regime of an urbanized basin has been completed at Porto Alegre in the end of the 70's and in the beginning of the 80's. A new analysis of the data obtained from a network of 14 recording raingauges on the Dilúvio creek basin (80 km<sup>2</sup>) revealed a probable urban effect on precipitation. The IDF relationships calculated from an urban area, for return periods of 1 to 5 years, presented rainfall rates ranging from 9 to 26% greater than in a rural area, being this effect more pronounced for short duration rates (durations ranging from 30 min to 8 h). A regional analysis supported the hypothesis of existing two distinct IDF relationship areas over the basin: one for the urban and another for the rural areas. Rainfall rate differences are consistent with the expected urban effect, being more pronounced in the urban area and for short durations. Also, the confidence intervals for urban IDF curves are greater than rural ones. These effects should be considered on storm drainage systems design and operation at Porto Alegre.*