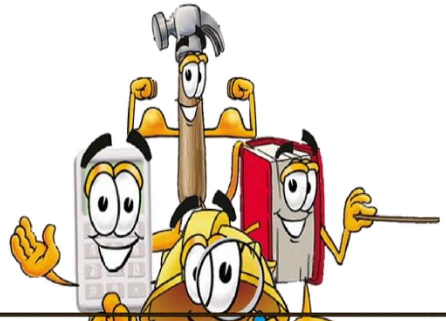


هيدرولوجيا

المحاضرة 15

عدد الصفحات 5

كلّية الهندسة

السنة الثالثة

الفصل الأول

الدكتور:هشام النجار

19/11/2013

التحليل الأولي للقياسات الهيدرولوجية

من الضروري من أجل بعض الدراسات الهيدرولوجية معرفة قيم الهطول خلال أزمنة قصيرة جداً لهذه الحالة تكون الشدة المطرية أكبر بالتالي التصريف المحسوب عدد مقاطع معين من مجرى مائي أيضاً أكبر بما أنه لا تتوفر دوماً تسجيلات آلية للهطول فإنه يبدو من الضروري إيجاد علاقات تعتمد على كمية الهطول اليومية لحساب كمية الهطول خلال فترة أقصر.

يمكن من خلال المعادلة التالية الحصول على ارتفاع الهطول لأجل فترة D بمعرفة ارتفاع الهطول خلال ٢٤ ساعة كما يلي:

$$h_D = h_{24}.\left(\frac{D}{1440}\right)^{0.25}$$

حيث:

D: فترة الهطول بالدقيقة

h_D: ارتفاع الهطول خلال فترة الهطول (D)

تصلح العلاقة السابقة صالحة من أجل $15\ \text{min} < D < 1440\ min$

لبيرسون أنواع عديدة من توابع التوزيع انطلاقاً من تابع غاما " Gamma " وأحد هذه التوابع هو تابع توزيع بيرسون الثالث الذي يستخدم بشكليه العادي واللوغاريتمي في دراسة السلاسل السنوية للظواهر الهيدرولوجية و خاصة من أجل التصاريف الدنيا و العظمى و المتوسطى و يعطى تابع كثافة الاحتمال حسب توزيع بيرسون الثالث بالعلاقة:

$$f(x) = y_o.e^{-x/d}.\left(1+\frac{x}{d}\right)^{a/d}$$

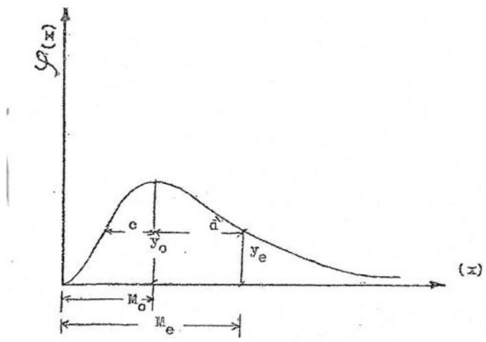
حيث:

y_o: القيمة العظمى للاحتمال (المقابل للمنوال)

a: الفرق بين المنوال والقيمة الدنيا

d: نصف قطر التناظر لمنحني كثافة الاحتمال

و تعطى ثوابت التابع بالشكل التالي:



$$d = \bar{x} - mod(x) = \frac{c_v . c_s}{2}$$

$$a = \frac{2.c_v}{c_s} - \frac{c_v . c_s}{2}$$

$$x_{min} = \bar{x}.\left(1 - \frac{2.c_v}{c_s}\right)$$

$$a + d = \frac{c_v . z}{c_s}$$

من العلاقة يمكن ملاحظة الحالات التالية:

$$1)\ x_{min} = 0 \qquad c_s = 2.c_v$$
$$2)\ x_{min} < 0 \qquad c_s < 2.c_v$$
$$3)\ x_{min} > 0 \qquad c_s > 2.c_v$$

لكن الكثير من الظواهر الهيدرولوجية (التصاريف ، الهطولات المطرية مثلاً) تكون الحالة الثانية غير ممكنة و ذلك لأن أصغر قيمة ممكنة لها هي الصفر ، بالتالي فإن توزيع بيرسون الثالث يمكن استخدامه في هذه الحالة فقط من أجل: $c_s \geq 2.c_v$.

نستنتج من ذلك أن تابع بيرسون الثالث محدد من جهة القيم الدنيا و غير محدد من جهة القيم العظمى أي أنه عندما $x \longrightarrow +\infty$ فإن منحني كثافة الاحتمال يصبح مقارباً لمحور الفواصل و يستند إلى ثلاث قيم تحليلية.

بإجراء التكامل على التابع $f(X)$ نحصل على تابع توزيع الاحتمال التكاملي $\Phi(x)$.

يمكن باتباع الخطوات التالية الحصول على قيمة ظاهرة هيدرولوجة معينة باحتمال معين .

(من أجل زمن تكرار محدد T) كذلك رسم المنحني النظري لاحتمال التجاوز:

١. نرتب عناصر السلسلة تنازلياً ، لقيم (X) المتساوية نعطي الترتيب نفسه ولكن ترتيب القيمة التالية يقفز بعدد تلك القيم.

٢. نحسب احتمال التجاوز التجريبي (الضمان):

$$p_{\bar{u}}(x_i) = \frac{m_i - 0.3}{n + 0.4} \quad \text{أو} \quad p_{\bar{u}}(x_i) = \frac{m_i}{n+1}$$

٣. نحسب الثوابت الاحصائية للسلسلة $(c_v, c_s, \bar{x})$:

٤. نرسم العلاقة بين x_i وقيم الضمان $p_{\overline{u}}(x_i)$ على شبكة إحداثيات مناسبة حيث نوقع قيم الضمان التجريبي على المحور الأفقي و قيم المتغير على المحور الشاقولي وبذلك نحصل على (منحني الضمان التجريبي)

٥. من جدول توزيع بيرسون الثالث نوجد احتمال التجاوز للمتحول X من أجل قيمة كل من k (أوα) المقابلة و c_s ومن ثم نحسب زمن التكرار (T).

٦. من أجل توزيع تكرار ما (T) نحسب احتمال التجاوز Φ_u ومن جدول توزيع بيرسون الثالث نوجد قيمة k المقابلة ل Φ بحسب قيمة c_s ونحسب قيمة المتحول المقابل لزمن العودة وذلك من أجل قيم مختلفة .

$$\boldsymbol{x_{(T)} = \overline{x} + k(T, c_s).\sigma}$$

نأخذ قيم k من الجدول التالي:

T	1,0001	1,001	1,01	1,05	1,11	1,25	1,43	1,67	2,00	2,50	3,33	5,00	10	20	25	50	100	200	1000	10000
$\phi_{\overline{u}}$	0,9999	0,999	0,99	0,95	0,90	0,80	0,70	0,60	0,50	0,40	0,30	0,20	0,10	0,05	0,04	0,02	0,01	0,005	0,001	0,0001
ϕ_u	0,0001	0,001	0,01	0,05	0,10	0,20	0,30	0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90	0,95	0,96	0,98	0,99	0,995	0,999	0,9999
CS																				
0	-3,72	-3,09	-2,33	-1,64	-1,28	-0,84	-0,52	-0,25	0,00	0,25	0,52	0,84	1,28	1,64	1,75	2,04	2,33	2,58	3,09	3,72
0,1	-3,52	-2,95	-2,25	-1,61	-1,27	-0,85	-0,53	-0,27	-0,02	0,24	0,51	0,84	1,29	1,67	1,78	2,11	2,40	2,67	3,23	3,94
0,2	-3,32	-2,81	-2,18	-1,58	-1,26	-0,85	-0,55	-0,29	-0,03	0,22	0,50	0,83	1,30	1,70	1,81	2,16	2,47	2,76	3,38	4,16
0,3	-3,12	-2,67	-2,10	-1,55	-1,24	-0,85	-0,56	-0,30	-0,05	0,20	0,48	0,82	1,31	1,72	1,84	2,21	2,54	2,86	3,52	4,38
0,4	-2,92	-2,54	-2,04	-1,52	-1,23	-0,85	-0,57	-0,31	-0,07	0,19	0,47	0,82	1,32	1,75	1,87	2,26	2,61	2,95	3,66	4,61
0,5	-2,72	-2,40	-1,96	-1,49	-1,22	-0,85	-0,58	-0,33	-0,08	0,17	0,46	0,81	1,32	1,77	1,90	2,31	2,68	3,05	3,81	4,83
0,6	-2,53	-2,27	-1,88	-1,45	-1,20	-0,85	-0,59	-0,34	-0,10	0,16	0,44	8,80	1,33	1,80	1,94	2,35	2,76	3,14	3,96	5,05
0,7	-2,36	-2,14	-1,81	-1,42	-1,18	-0,85	-0,60	-0,36	-0,12	0,14	0,43	0,79	1,33	1,82	1,97	2,40	2,82	3,23	4,10	5,28
0,8	-2,18	-2,02	-1,74	-1,38	-1,17	-0,86	-0,60	-0,37	-0,13	0,12	0,41	0,78	1,34	1,84	2,00	2,45	2,89	3,32	4,24	5,50
0,9	-2,03	-1,90	-1,66	-1,35	-1,15	-0,85	-0,61	-0,38	-0,15	0,11	0,40	0,77	1,34	1,86	2,03	2,50	2,96	3,41	4,38	5,73
1,0	-1,88	-1,79	-1,59	-1,32	-1,13	-0,85	-0,62	-0,39	-0,16	0,09	0,38	0,76	1,34	1,88	2,05	2,54	3,02	3,50	4,53	5,96
1,1	-1,76	-1,68	-1,52	-1,29	-1,10	-0,85	-0,62	-0,41	-0,18	0,07	0,36	0,74	1,34	1,89	2,07	2,58	3,09	3,59	4,67	6,18
1,2	-1,63	-1,58	-1,45	-1,24	-1,08	-0,84	-0,63	-0,42	-0,19	0,05	0,35	0,73	1,34	1,91	2,09	2,62	3,15	3,67	4,81	6,41
1,3	-1,53	-1,48	-1,38	-1,20	-1,06	-0,84	-0,63	-0,43	-0,21	0,04	0,33	0,72	1,34	1,92	2,11	2,67	3,21	3,76	4,96	6,64
1,4	-1,42	-1,39	-1,32	-1,17	-1,04	-0,83	-0,64	-0,44	-0,22	0,02	0,31	0,71	1,34	1,94	2,13	2,71	3,27	3,84	5,10	6,87
1,5	-1,34	-1,31	-1,26	-1,14	-1,02	-0,82	-0,64	-0,45	-0,24	0,00	0,30	0,69	1,33	1,95	2,15	2,74	3,33	3,92	5,26	7,09
1,6	-1,25	-1,24	-1,20	-1,10	-0,99	-0,81	-0,64	-0,46	-0,25	-0,02	0,28	0,68	1,33	1,96	2,17	2,75	3,39	4,00	5,38	7,31
1,7	-1,18	-1,17	-1,14	-1,06	-0,97	-0,81	-0,64	-0,47	-0,27	-0,03	0,26	0,66	1,32	1,97	2,19	2,82	3,44	4,08	5,52	7,54
1,8	-1,11	-1,11	-1,09	-1,02	-0,94	-0,80	-0,64	-0,48	-0,28	-0,05	0,24	0,64	1,32	1,98	2,20	2,85	3,50	4,15	5,65	7,76
1,9	-1,06	-1,05	-1,04	-0,98	-0,92	-0,79	-0,64	-0,48	-0,29	-0,07	0,22	0,63	1,31	1,99	2,22	2,88	3,55	4,23	5,78	7,93
2,0	-1,00	-1,00	-0,99	-0,95	-0,90	-0,78	-0,64	-0,49	-0,31	-0,08	0,20	0,61	1,30	2,00	2,23	2,91	3,60	4,30	5,91	8,21
2,1		-0,95	-0,95	-0,92	-0,87	-0,77	-0,64	-0,49	-0,32	-0,10	0,19	0,60	1,29	2,00	2,24	2,94	3,65	4,38	6,06	
2,2		-0,91	-0,90	-0,90	-0,85	-0,75	-0,63	-0,49	-0,33	-0,11	0,17	0,58	1,28	2,01	2,25	2,97	3,70	4,45	6,20	
2,3		-0,87	-0,87	-0,85	-0,82	-0,74	-0,62	-0,49	-0,34	-0,12	0,15	0,56	1,27	2,01	2,26	2,99	3,75	4,52	6,34	
2,4		-0,83	-0,83	-0,82	-0,79	-0,71	-0,62	-0,50	-0,35	-0,14	0,13	0,54	1,25	2,01	2,27	3,02	3,79	4,59	6,47	
2,5		-0,80	-0,80	-0,79	-0,77	-0,70	-0,61	-0,50	-0,36	-0,15	0,12	0,53	1,24	2,01	2,28	3,04	3,83	4,65	6,60	
2,6		-0,77	-0,77	-0,76	-0,74	-0,68	-0,69	-0,50	-0,37	-0,17	0,10	0,51	1,23	2,01	2,25	3,07	3,57	4,72	6,73	
2,7		-0,74	-0,74	-0,73	-0,72	-0,67	-0,60	-0,50	-0,35	-0,18	0,08	0,49	1,21	2,01	2,29	3,10	3,91	4,79	6,86	
2,8		-0,71	-0,71	-0,71	-0,70	-0,65	-0,59	-0,50	-0,38	-0,20	0,06	0,47	1,20	2,02	2,29	3,12	3,95	4,93	6,99	
2,9		-0,69	-0,69	-0,68	-0,67	-0,64	-0,58	-0,50	-0,39	-0,21	0,04	0,45	1,19	2,02	2,30	3,14	3,99	4,91	7,12	
3,0		-0,67	-0,67	-0,66	-0,65	-0,62	-0,57	-0,50	-0,40	-0,23	0,03	0,42	1,18	2,02	2,30	3,15	4,02	4,95	7,25	

نوقع منحني الضمان النظري $x_{(T)}$الموافقة لمختلف قيم الضمان على الشبكة نفسها التي رسم عليها منحني الضمان التجريبي.

ينصح من قبل الاتحاد الألماني للمياه (DVWK) باستخدام الطريقة التالية لتحديد قيم الضمان حسب تابع توزيع بيرسون الثالث:

١. بفرض أن المعطيات هي التصاريف السنوية الأعظمية يتم البدء باختبار جودة هذه المعطيات ثم تُرتب تنازلياً و نحسب قيمة $Z_i = \ln x_i$ أو $Z_i = \log x_i$ حيث تمثل x_i التصريف السنوي الأعظمي مثلاً.

٢. للقيم Z_i نحسب القيمة الوسطية $\bar{Z}$ و الانحراف المعياري σ_Z ومعامل التغيير $c_v(Z)$ ومعامل عدم التناظر $c_s(Z)$ وذلك باستخدام العلاقة التالية:

$$c_s(Z) = \frac{n\sum(\eta_i-1)^3}{(n-1).(n-2).c_v(Z)^3} \qquad c_v(Z) = \sqrt{\frac{1}{n-1}\left[\sum(\eta_i - 1)^2\right]}$$

$$\eta_i = \frac{Z_i}{\bar{Z}}$$

٣. إذا كان $c_s(Z) \geq 0$ عندها نحسب $Z_{(T)}$ كما يلي:

$$Z_{(T)} = \bar{Z} + \sigma_{(Z)}.k(T, c_{s(Z)}) \quad \text{أو} \quad Z_{(T)} = \bar{Z}.\left[1 + c_{v(Z)}.k(T, c_{s(Z)})\right]$$

نوجد قيمة K من الجدول بدلالة $c_{s(z)}$ و T أما القيمة $x_{(T)}$ فتحسب من العلاقة:

$$x_{(T)} = e^{z(T)} \quad \text{أو} \quad x_{(T)} = 10^{Z(T)}$$

عندما يتم حساب عدة قيم $x_{(T)}$ لعدة قيم T عندها تستطيع رسم منحني الضمان النظري (تابع التوزيع النظري).

٤. إذا كانت $c_s(Z) < 0$ نحسب المعاملات التالية للقيم X: $\bar{x}$ و $c_v(x)$ و $c_s(x)$

نحسب القيمة الدنيا (x_u) في تابع توزيع بيرسون من المعادلة التالية:

$$x_u = \bar{x}.\left(\frac{1 - 2c_v(x)}{c_s(x)}\right)$$

٥. إذا كان $c_s(x) < 0$ أو $x_u < 0$ عندها نضع $c_s(x) = 2c_v(x)$ أي أن قيمة $x_{u=0}$ ثم نتابع مع الخطوة ٧.

٦. إذا كان $c_s(x) \geq 0$ أو $x_u \geq 0$ نتابع الحساب مع قيمة $c_s(x)$ المحسوبة.

٧. إن قيمة التصريف الأعظمي (القيمة العظمى للمتحول) باحتمال معين يحسب من العلاقة:

$$x_{(t)} = \bar{x}.\left[1 + c_v(x).k(t, c_s(x))\right]$$

اختبار جودة تمثيل القيم التجريبية السنوية عبر توابع التوزيع الاحتمالية المستخدمة:

من أجل معرفة أي من هذه التوابع تمثل بشكل أفضل القيم التجريبية لا بد من القيام باختبار جودة التمثيل للقيم التجريبية بالخطوات التالية:

١. اختيار قيمة الضمان الاحتمالي (s) حيث: $s = (1 - \alpha)$

$\alpha)$ -معامل عدم الضمان والذي غالباً يؤخذ $\alpha = 0.05)$

٢. حساب الاحتمالات التجريبية حيث نرتب القيم تصاعدياً ونحسب احتمال عدم التجاوز :

$$\boxed{p_u(x_i) = \frac{2.m_i - 1}{2n}}$$

٣. حساب قيم الاحتمالات النظرية استناداً إلى تابع التوزيع المختار.

٤. حساب قيمة nw^2 من العلاقة:

$$\boxed{nw^2 = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^{n} \left(\Phi_u(x_i) - \frac{2.m(xi) - 1}{2n}\right)^2}$$

(x_i)	$m_{(xi)}$	$\Phi_{u(xi)}$	$2m_{(xi)} - 1$	$\frac{2m_{(xi)} - 1}{2n}$	$\Phi_{u(xi)} - \frac{2m_{(xi)} - 1}{2n}$	$\left(\Phi_{u(xi)} - \frac{2m_{(xi)} - 1}{2n}\right)^2$
min (x)						
(xi)						
max (x)						
						Σ
						nw²

٥. تنفيذ الاختبار:

إذا كان $\Phi_u(x_i) = p_u(x_i)$ فهذا يعني أن التمثيل جيد.

إذا كان $\Phi_u(x_i) \neq p_u(x_i)$ عندها نقارن القيمة المحسوبة للدليل مع القيمة المسموحة حيث تتعلق القيمة المسموحة للدليل nw^2 بمعامل عدم الضمان α.

α	0,1	0,05	0,01
nw^2	0,3473	0,4614	0,744
$d(\alpha)$	1,22	1,36	1,63