

تقييم أداء النماذج التصادفية المتعددة المتغيرات في توليد التصارييف الشهرية لأنهار الواقعة في شمال العراق

غادة يونس عبد الله العبيدي

مدرس مساعد/ قسم هندسة الموارد المائية
جامعة الموصل/ كلية الهندسة

د. خالد محمود خدر

أستاذ مساعد / قسم هندسة الموارد المائية
كلية الهندسة/جامعة دهوك

المُسْتَخْلَص

تمتد بيانات التصريف الشهيرية المتوفرة لأغلب الأنهر الواقعة في شمال العراق لفترات محدودة ، تكاد تكون غير كافية لتصميم منظومات الموارد المائية وذلك لعدم احتواء هذه البيانات على قيم قصوى متطرفة وسلالس حرجية وكذلك عينات نموذجية لسلامس تصريف دنيا كافية لاعداد هذه التصاميم .

استخدم أنموذج تصادفيان يتمثلان بأنموذج "Thomas & Fiering" ثانى المتغير وأنموذج Matalas المتعدد المواقع في توليد سلاسل تصادفيه للتصریف الشهري لنهر دیالی والزاب الأسفل لمحطتي مقدم سد دوکان وسد دربندخان على التوالي وذلك لفتره زمنية تتجاوز (100) سنة باعتماد قيم التصریف الشهري المرصودة لكلا النهرين لفتره ست وثلاثين سنة مائية (1997-1962).

بعد اجراء اختبار التوزيع الطبيعي باستخدام طريقة Box-Cox على البيانات الشهرية المرصودة لكلا النهرين ، تم تطبيق مجموعة من الاختبارات الإحصائية المتمثلة باختبار معدل مربع الخطأ (RMSE) واختبار معدل الخطأ المطلق (MAE) واختبار مربع كاي (χ^2) واختبار Z ، ومن ملاحظة نتائج هذه الاختبارات وكذلك مقارنة المعدلات الشهرية لقيم التصريف والانحراف المعياري للبيانات المرصودة والمولدة يتبيّن أن أداء نموذج Matalas أفضل من أداء نموذج Thomas & Fiering " الثنائي المتغير وعلىه يمكن اقتراح تعليم استخدام نموذج " Matalas " المتعدد الموقّع لتوليد التصارييف الشهرية لأي نهرين شمال العراق . الكلمات الدالة : السلاسل الزمنية للتتصارييف الشهرية ، النماذج التصادفية ، نموذج Matalas الثاني المتغير ، نموذج Matalas ، الاختبارات الإحصائية .

Evaluate the Performance of stochastic models in Generating Monthly Discharges for the Rivers in North of Iraq

Dr. Khalid Mahmood Khidir Gada Younis Abdullah AL-ubaidy

Assist. Prof.

Assist. Lecture

Water resources Eng. Dep. / College of Engineering
Dohuk University

Water resources Eng. Dep./ College of Engineering
Mosul University

Abstract

The data of monthly discharge which are available for most of the rivers in the north of Iraq have a short recorded period ,which has a great influence in the design and planning of water resources systems , where this short recorded not contain a critical and extreme flows sample of the low flow sequences.

Two stochastic models , bivariate "Thomas & Fiering" model and multi-side "matalas" model were used for generating time series for(100) years for the lower Zab and Diyala river at upstream of Dokan Dam and Derbendekhan Dam using the available recorded data for the period (1962-1997) .

From application of different statistical tests (Kolmogrov-Smirnov), Chi-Square (χ^2), Root Mean Square Error (RMSE), Mean Absolute Error (MAE, Z), found that "Matalas" model is more performance than the bivariate model, "Thomas & Fiering" generate time series for both rivers, so it can be concluded that the "Matalas" model can be proposed to be used for generating the flow series for the different rivers in the northern Iraq.

Key Words: Time Series for monthly discharge, Stochastic Models , bivariate "Thomas & Fiering" model, "Matalas" model, Statistical Tests

2011-7-24:

2010 - 4 - 11

1. المقدمة :

تعد الموارد المائية الداعمة الأساسية للنمو الاقتصادي لأي بلد لكونها تتحكم بتوزيع السكان ونشاطاتهم الاقتصادية ولاسيما الزراعية ، وهي من أهم مركبات الأمن الغذائي والوطني بنظراً لقائم مشكلات المياه وتزايد الطلب عليها الناتج عن النمو السكاني وتزايد متطلبات التنمية الاقتصادية، فضلاً عن التغيرات المناخية بالاتجاه السلبي ، عليه فإن استغلال الموارد المائية وتنظيمها بشكل امثل وفق تخطيط مبرمج وعلى أسس علمية يعد أمراً مهماً من أجل تشغيل وتصميم مشاريع الموارد المائية .

نظرأً لكون طول سلسلة البيانات المتوفرة لأنهار العراق لا توجد لفترات طويلة الأمد وقد تكون لفترات متقطعة لذا فان هذه البيانات لا يمكن الاعتماد عليها لأغراض التصميم وتشغيل مشاريع الموارد المائية لذا يلجأ غالبية المصممين الى اعتماد سلسل زمنية تركيبية مولدة للتصريف تمتد لفترات طويلة يمكن من خلالها التحكم في حجم الخزان أو المنشأ المقرر إنشاؤه ، أو في تقدير كمية المياه المستخدمة لأغراض الري أو لتوليد الطاقة الكهربائية من خلال إمكانية الحصول على سلسل متعددة من التصارييف الدنيا (low flow) من عملية التوليد ، إذ إن اعتماد سلسل حرجة عده من هذه التصارييف الدنيا سيكون بمثابة العامل الذي يقرر حجم الخزان المقرر إنشاؤه لتنظيم التصريف أو كمية المياه التي يمكن سحبها بشكل مستمر من النهر وغيرها من الأمور [1].

إن تقنية توليد سلسل زمنية تصادفية ليست جديدة إذ تعود إلى بدايات القرن العشرين عندما قام عام 1914 (Hazen) بتركيب وتصنيع سلسل تصريف لـ 300 سنة وذلك بربط سجلات رصد لـ 14 سنة في سجل واحد ، ثم أعقبتها محاولات عدة أخذ فيها بنظر الاعتبار اعتماد الأعداد العشوائية في توليد التصارييف ، إذ استخدم الباحث (Barnes) في سنة 1954 الأعداد العشوائية في توليد التصارييف لأول مرة . إن نقطة الضعف في هذه المحاولات تكمن في إهمالها العلاقة التتابعية (Serial Correlation) بين قيم التصارييف ، وتطورت بعدها هذه المحاولات ، إذ تمكن الباحثان "Thomas& Fiering" من وضع أنموذج إحصائي لتوليد التصارييف الشهرية تغلباً فيه على نقاط الضعف الواردة في النماذج السابقة [2] ، إذ وضع الباحثان [3] أنموذجاً لتوليد سلسل هيدرولوجية تركيبية لبيانات التصريف الخاصة بنهرين في شمال غرب ولاية واشنطن في الولايات المتحدة الأمريكية ، ثم قاما باستخدام أنموذجهما مع البيانات الشهرية والسنوية للتصريف لهذين النهرتين ، وتوليد سلسلة للتصارييف الشهرية والسنوية مع الحفاظ على التوزيع اللوغاريتمي الطبيعي للتصارييف الشهرية والسنوية على التوالي ووجداً أن هذا الأنماذج يقدم تمثيلاً واقعياً للجريان في كلا النهرتين ، وهكذا استمر ظهور النماذج التصادفية لتوليد التصارييف الشهرية واليومية والسنوية [4] .

استخدم [5] في العراق أنموذج ثانوي المتغير لتوليد التصارييف الشهرية المقودة لنهر راوندوز باعتماد بيانات التصريف الشهرية المتوفرة لنهر بلکيان القريب منه لإيجاد التصارييف المقصودة لبعض السنوات المائية ، كما اعتمد [6] أنموذج "Matalas" متعدد المواقع لتوليد البيانات المطرية اليومية لمجموعة من المحطات المطرية في منطقة الجزيرة ، واعتمدت [7] أنموذجي "Matalas" و "ARIMA" في توليد السلسل الزمنية لبيانات المتوفرة لنهر دجلة والخابور واختبار كفاءة أداء النموذجين (Matalas ARIMA) باستخدام عدد من الاختبارات الإحصائية لسلسة معدلات التصارييف الشهرية لمحطة زاخو وتوسان على التوالي .

2. النماذج التصادفية المستخدمة في الدراسة :

في هذه الدراسة اعتمد أنماذجين تصادفين لتوليد التصارييف الشهرية لنهرى الزاب الأسفل وديالى مقدم دوكان و مقدم سد دربندخان على التوالي ، وفي أدناه إيجاز لكلا النماذجين :

1.2 أنموذج "Thomas& Fiering" الثنائي المتغير :

قدم الباحثان "Thomas& Fiering" "Thomas & Fiering" أنموذجاً إحصائياً يعرف حالياً بـ "Thomas & Fiering" Bivariate model وهذا الأنماذج يتميز بمرورته في الاستعمال بحيث يمكن أن يستعمل لكل من التصريف الموسمي أو الشهري أو الأسبوعي فضلاً عن التصريف اليومي وكما يتضمن ارتباط بين قيم التصريف المتالية لضمان التوافق والانسجام مع البيانات المرصودة ، ولتنصيل طريقة "Thomas& Fiering" "الثاني المتغير" [8] .

اذ يمكن التعبير عن قيم التصارييف الشهرية المرصودة لنهر الأول $X_{(1)}^n$ من السنين بـ

$$(Y_{(1)}^1, Y_{(1)}^2, Y_{(1)}^3, \dots, Y_{(1)}^n)$$

وهكذا بالنسبة لنهر الثاني والثالث ويمكن تمثيل قيم معدلات التصارييف الشهرية المرصودة لنهر الأول $(\bar{Y}_{Oct}^{(1)}, \bar{Y}_{Nov}^{(1)}, \bar{Y}_{Dec}^{(1)}, \dots, \bar{Y}_{Sep}^{(1)})$ وكذلك بالنسبة لقيم الانحراف المعياري للقيم المرصودة لنهرى الأول والثانى وبقية الشهور $(S_{Sep}^{(1)}, S_{Oct}^{(1)}, S_{Nov}^{(1)}, S_{Dec}^{(1)})$.

لكون التصارييف الشهرية لأي نهر غير ثابتة على مدار السنة وتختلف من سنة لأخرى ولتلافي أو تقليل عدم الثبات في التصارييف الشهرية اعتمد التصارييف الشهرية القياسية (Standardized monthly flow) عليه يمكن التعبير عن

المتغيرات القياسية للبيانات الشهرية للمحطة الأولى ($Y_1^{(1)}, Y_2^{(1)}, \dots, Y_n^{(1)}$) وهكذا بالنسبة للمحطات الثانية [3]:

ويمكن إيجاد هذه المتغيرات القياسية لنهر الأول X والنهر الثاني Z على التوالي باستخدام الصيغتين الآتيتين :

$$Y_1^{(2)} = X_{Oct}^{(2)} - \bar{X}_{Oct}^{(2)} \quad \quad (2)$$

حیث اُن :

⁽¹⁾ Y_1 : قيم التصريف القياسية للشهر الأول من السنة المائية

$X_{Oct}^{(1)}$: قيم التصريف المرصودة للشهر الأول من السنة المائية

⁽¹⁾ \bar{X}_{Oct} : معدل التصريف الشهري للشهر الأول من السنة المائية

S_{Oct} : الانحراف المعياري للشهر الأول في السنة المائية

على ضوء ما جاء في أعلاه تكون صيغة "أنموذج Thomas & Fiering" الثنائي المتغير بالشكل الآتي :

اُذْ تَمَثِّلُ:

⁽¹⁾ Y_t : التصريف الشهري للنهر الأول في الشهر الأول (تشرين الأول)

⁽²⁾ Y_t : التصريف الشهري للنهر الثاني في الشهر الاول (تشرين الأول)

b_{11} و b_{12} و b_{21} و b_{22} : معاملات أو وسائل قيم التصاريف الشهرية

(t-1) و(t) : شهري تشرين الأول وتشرين الثاني وهكذا على التوالي .

٦١، ٦٢: التغير أو التباين (Variance) للنهرتين الأولى والثانية على التوالي.

ويمكن وضع الصيغة أعلاه بشكل مصوفة كما يلي:

$$\begin{bmatrix} Y_t^{(1)} \\ Y_t^{(2)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} Y_{t-1}^{(1)} \\ Y_{t-1}^{(2)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{l}_t^{(1)} \\ \mathbf{l}_t^{(2)} \end{bmatrix} \quad \text{----- (5)}$$

للتوليد التصارييف الشهرية باستعمال هذا الأنماذج يكون باستخدام الخطوات الآتية :

أولاً:- من سلسلتي التصاريف الشهرية المرصودة (على فرض أن عدد السنوات المائية = N) تؤخذ قيمتا شهرية تشرين الأول وتشرين الثاني ويمكن ترتيبها في جدول كما موضح في أدناه:

تشرين الثاني		تشرين الأول		السنة المائية
قيمة التصريف للنهر الثاني	قيمة التصريف للنهر الأول	قيمة التصريف للنهر الأول	قيمة التصريف للنهر الثاني	
$Y_2^{(2)}$	$Y_2^{(1)}$	$Y_1^{(2)}$	$Y_1^{(1)}$	1
$Y_{14}^{(2)}$	$Y_{14}^{(1)}$	$Y_{13}^{(2)}$	$Y_{13}^{(1)}$	2
$Y_{26}^{(2)}$	$Y_{26}^{(1)}$	$Y_{25}^{(2)}$	$Y_{25}^{(1)}$	3
$Y_{38}^{(2)}$	$Y_{38}^{(1)}$	$Y_{37}^{(2)}$	$Y_{37}^{(1)}$	4
.
.

ثانياً:- تحسب الكميات كما في المعادلات الآتية:

$$\sum_{11}(1,1) = \left(Y_1^{(1)} * Y_1^{(1)} \right) + \left(Y_{13}^{(1)} * Y_{13}^{(1)} \right) + \dots / N \quad \dots \dots \dots \quad (6)$$

إذ أن :

مجموع كميات التصارييف للنهر الأول للشهر الأول من السنة المائية الأولى ثم الثانية والثالثة وهكذا.

$$\sum_{11}(2,2) = \left(Y_1^{(2)} * Y_1^{(2)} \right) + \left(Y_{13}^{(2)} * Y_{13}^{(2)} \right) + \dots / N \quad \dots \dots \dots \quad (7)$$

$$\sum_{11}(1,2) = \left(Y_1^{(1)} * Y_1^{(2)} \right) + \left(Y_{13}^{(1)} * Y_{13}^{(2)} \right) + \dots / N \quad \dots \dots \dots \quad (8)$$

$$\sum_{11}(2,1) = \sum_{11}(1,2) \quad \dots \dots \dots \quad (9)$$

$$\sum_{11} = \begin{bmatrix} \sum_{11}(1,1) & \sum_{11}(1,2) \\ \sum_{11}(2,1) & \sum_{11}(2,2) \end{bmatrix} \quad \dots \dots \dots \quad (10)$$

وترتيب الكميات في مصفوفة كما في الشكل الآتي:

ثالثاً:- ثم تحسب الكميات للشهر الثاني وللنهرين الأول والثاني [8] :

$$\sum_{22}(1,1) = \left(Y_2^{(1)} * Y_2^{(1)} \right) + \left(Y_{14}^{(1)} * Y_{14}^{(1)} \right) + \dots / N \quad \dots \dots \dots \quad (11)$$

إذ أن :

مجموع كميات التصارييف

للنهر الثاني للشهر الأول من السنة المائية الأولى ثم الثانية والثالثة وهكذا

ثم ترتيب في مصفوفة وكما في الشكل الآتي :

$$\sum_{22} = \begin{bmatrix} \sum_{22}(1,1) & \sum_{22}(1,2) \\ \sum_{22}(2,1) & \sum_{22}(2,2) \end{bmatrix} \quad \dots \dots \dots \quad (12)$$

وهكذا بالنسبة لباقي الكميات لتصارييف للنهر الثاني للشهر الأول والثاني والثالث إلى آخر شهر في السنة

رابعاً:- ثم تحسب الكميات الباقيه وتوضع في مصفوفة [8] وكما يأتي:

خامساً: يتم إيجاد قيم المعاملات أو الوسائط ($b_{11}, b_{12}, b_{21}, b_{22}$) (فتمثل b_{11} و b_{21} و b_{12} و b_{22} والتي يمكن إيجادها من المعادلات الآتية) 14 و 15 و 16 و 17 و 18 و 19 :

$$\left[\begin{array}{c} b_{11}b_{12} \\ b_{21}b_{22} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{cc} \sum_{21}(1,1)\sum_{21}(1,2) & \sum_{11}(2,2)-\sum_{11}(1,2) \\ \sum_{(1,1)}*\sum_{21}(2,1) & \sum_{(2,1)}*\sum_{11}(2,1) \end{array} \right] * \left[\begin{array}{cc} \sum_{21}(1,2) \\ \sum_{11}(1,1) \end{array} \right] / \Delta \quad \dots \dots \dots \quad (14)$$

إذ أن: (15)

11 \sqcup \sqcap 11 \sqcap 11 \sqcup \sqcap 11 11 \sqcup

وتحسب قيم هذه المعالم أو الوسائل باستخدام العلاقات الآتية:

$$b_{11} = \frac{\sum_{21}(1,1)*\sum_{11}(2,2) - \sum_{21}(1,2)*\sum_{11}(1,2)}{\Delta} \quad \dots \dots \dots \quad (16)$$

$$b_{12} = \sum_{11}(1,1)*\sum_{21}(1,2) - \sum_{21}(1,1)*\sum_{11}(1,2) \Big/ \Delta \quad \dots \dots \dots (17)$$

$$b_{21} = \sum_{21}^{(2,1)} * \sum_{11}^{(2,2)} - \sum_{21}^{(2,2)} * \sum_{11}^{(2,1)} \Big/ \Delta \quad \dots \dots \dots \quad (18)$$

سادساً:- يتم إيجاد قيم التباين: $\text{Var}_t^{(1)}$ و $\text{Var}_t^{(2)}$ وكذلك التغاير: $\text{cov}_{t,t}^{(1,2)}$ باستعمال العلاقات الآتية:
للنهر الأول

$$\text{Var}_{\text{t}}^{(1)} = \sum_{22}(1,1) - b_{11} \sum_{22}(1,1) - b_{12} \sum_{21}(1,2) \quad \dots \quad (20)$$

$$\text{Var}_{\text{t}}^{(2)} = \sum_{22}(2,2) - b_{21}\sum_{21}(2,1) - b_{22}\sum_{21}(2,2) \quad \dots \quad (21)$$

$$\text{cov}(\mathbf{l}_t^{(1)}, \mathbf{l}_t^{(2)}) = \sum_{22}(1,2) - b_{11}\sum_{21}(2,1) - b_{12}\sum_{21}(2,1) \quad \dots \quad (22)$$

سابعاً:- تعداد الخطوات الواردة في أعلاه لشهري (تشرين الثاني) و(كانون الأول) ثم لشهري (كانون الأول و كانون الثاني) وهكذا لبقية الشهور .

ثامناً:- توليد السلسلات التركيبية **Synthetic Sequence** للتصارييف الشهرية لأي فترة مطلوبة كأن تكون (GN) تكون باختيار قيم للبدء بالسلسلة وستستخدم قيم المعدل $(\bar{Y}_{Oct}^{(1)}, \bar{Y}_{Oct}^{(2)})$ بالنسبة لشهر تشرين الأول الممثل ببداية السنة المالية وبذلك تكون قيمة $0 = Y_{(1)}^{(1)} + Y_{(2)}^{(2)}$ ، لتوليد قيمتا $(Y_1^{(1)}, Y_2^{(1)})$ وعليه يتطلب الأمر توليد قيمتي التباين لنهر الأول (V_1, V_2) ولنهر الثاني (V_2, V_1) والتغير باستعمال توزيع طبيعي ثئي المتغير والذي يتم إيجاده من العلاقات (20) و(21) و(22) وكذلك يتطلب الأمر توليد عددين عشوائيين طبيعين هما V_1, V_2 وبعد ها يتم تحويل هذين العددين إلى العشوائين للحصول على $(Y_1^{(2)}, Y_2^{(2)})$ وباستخدام العلاقتين الآتى :

$$\gamma_2^{(2)} = V_1 \cdot \left[\text{cov} \left(\gamma_t^{(1)}, \gamma_t^{(2)} \right) / \sqrt{\text{var} \gamma_t^{(1)}} \right] \cdot V_2 \cdot \sqrt{\text{var} \gamma_t^{(2)} - \text{cov}^2(\gamma_t^{(1)}, \gamma_t^{(2)}) / \text{var} \gamma_t^{(1)}} \quad \dots \dots \dots (24)$$

و يمكن الحصول على السلسلة المولدة لكلا النهرين من المعادلين الآتيين:

$$Y_3^{(1)} = (b_{11} * Y_2^{(1)}) + (b_{12} * Y_2^{(2)}) \quad \dots \dots \dots (25)$$

$$Y_3^{(2)} = (b_{21} * Y_2^{(1)}) + (b_{22} * Y_2^{(2)}) + \gamma_3^{(2)} \quad \dots \dots \dots (26)$$

وهكذا بالنسبة لبقية السلسل

وأخيراً يتم تحويل قيمتا $Y_t^{(1)}$ و $Y_t^{(2)}$ القياسية للحصول على قيم التصريف المولدة لشهري تشرين الأول للنهرين الأول والثاني باستعمال العلاقاتتين الآتىين:

$$Y_{Oct}^{(1)} = Y_1^{(1)} * S_{Oct}^{(1)} + \bar{Y}_{Oct}^{(1)} \quad \dots \dots \dots (27)$$

$$Y_{Oct}^{(2)} = Y_1^{(2)} * S_{Oct}^{(2)} + \bar{Y}_{Oct}^{(2)} \quad \dots \dots \dots (28)$$

وهكذا تعدد الخطوات أعلاه لبقية الشهور والشكل (1) المخطط الانسيابي لمرحل بناء أنموذج "Thomas & Fiering" الثاني المتغير .



الشكل (1): المخطط الانسيابي لمراحل تطبيق أنموذج "Thomas & Fiering" الثاني المتغير

2.2 أنموذج متعدد المواقع : Multisite Model Matalas

يتطلب التخطيط الأمثل لتشغيل وتصميم وتحديد موقع مجموعة من الخزانات توليد سلاسل تصريف تركيبية متزامنة لموقع عدة ضمن المنطقة المعنية ، إن أنموذج متعدد المواقع الأكثر استخداما هو أنموذج Auto-Regressive(1) (AR(1)) الذي يفترض أن هذا الأنماذج ينبع تأثير المتصريف المرصودة في أي موقع تخصص التحويل إلى سلاسل ذات توزيع منتظم مع إزالة مركبة الفرز الناتجة عن تغير مفاجئ في السلسلة ينتج عن تدخل الإنسان أو إقامة المنشآت أو وقوع المهزات الأرضية وكذلك إزالة مركبة الاتجاه العام الناتجة عن التغيرات التي تحدث في السلسلة مع الزمن بسبب المناخ أو نقصان الأمطار وغيرها [12].

يمكن تلخيص خطوات بناء أنموذج "Matalas" على النحو الآتي :

- تحول السلاسل الزمنية المعنية إلى التوزيع الطبيعي من خلال استخدام تحويلة بوكس- كوكس الخاصة بتحويل السلاسل الزمنية إلى التوزيع الطبيعي .
- التحقق من استقرارية (Stationary) السلاسل الزمنية من حيث المعدل(mean) والتباين(variance) اذا تكون السلسلة مستقرة من الدرجة الأولى إذا كانت السلسلة مستقرة بالمعدل مع الزمن .
- التحقق من تجانس السلاسل الزمنية باستخدام اختباري مركب الفرز ومركبة الاتجاه العام .
- جعل السلسلة الزمنية قياسية Standardizing وذلك باستخدام المعادلة الخاصة لذلك .
- بعد تحقيق الخطوات أعلاه يمكن استخدام أنموذج "Matalas" لأي عدد من محطات التصريف لتوليد سلاسل تركيبية .

إن صيغة AR(1) في نموذج "Matalas" المتعدد للمتغيرات تكون بالشكل الآتي :

$$X_t = A X_{t-1} + B \zeta_t \quad \dots \dots \dots \quad (29)$$

X_t, X_{t-1} : تمثل المتجهات العمودية البعدية (dimensioned column vectors) التي تمثل قيم التصريف القياسي العائدة لعدد من المواقع في الفترات للمتغيرات $A_{1,t}, t$. لمستقلة في زمن وغير المرتبطة تابعيا (mutually). وتبادلية (serially) . ζ_t : المتجه العمودي (column vector)

$$X_t = \begin{bmatrix} X(1,t) \\ X(2,t) \\ \cdot \\ \cdot \\ X(i,t) \\ \cdot \\ \cdot \\ X(gn,t) \end{bmatrix}, \quad X_{t-1} = \begin{bmatrix} X(1,t-1) \\ X(2,t-1) \\ \cdot \\ \cdot \\ X(i,t-1) \\ \cdot \\ \cdot \\ X(gn,t-1) \end{bmatrix}, \quad \zeta_t = \begin{bmatrix} \xi(1,t) \\ \xi(2,t) \\ \cdot \\ \cdot \\ \xi(i,t) \\ \cdot \\ \cdot \\ \xi(gn,t) \end{bmatrix} \quad \dots \dots \dots \quad (30)$$

كما تمثل (A) و (B) في العلاقة (29) معامل المصفوفات التي يمكن ايجادها من المعادلتين الآتى : [9]

$$A = M_1 M_0^{-1} \quad \dots \dots \dots \quad (31)$$

$$BB^T = M_0 - A M_1^T \quad \dots \dots \dots \quad (32)$$

M_0 : Lag-zero cross- correlation matrix

M_1 : Lag-one cross correlation matrix

M_0^{-1} : Inverse matrix of M_0

M_1^T : Transposed matrix of M_1

يمكن إيجاد المصفوفة (A) باستخدام المعادلة (31)، بينما يمكن حساب المصفوفة (B) من المصفوفة ($\mathbf{B}\mathbf{B}^T$) على افتراض أن المصفوفة الثلاثية هي [7] :

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & \dots & 0 \\ b_{21} & b_{22} & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & 0 \\ b_{n1} & b_{n2} & \dots & b_{nn} \end{bmatrix} \quad \dots \dots \dots (33)$$

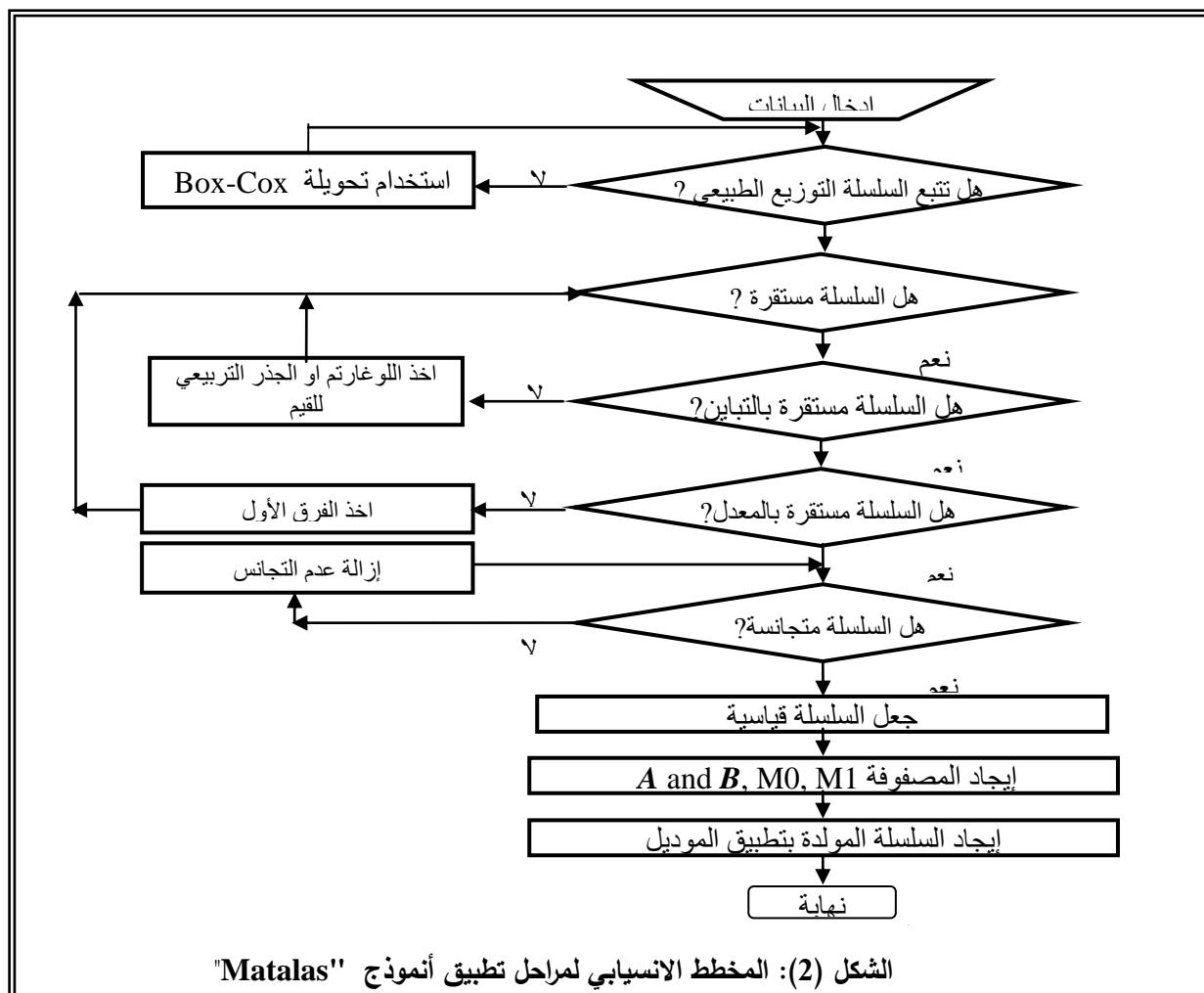
تم افتراض المصفوفة (BB^T) مساوية إلى المصفوفة (C)
إذ أن: $C(I,J) = C(J,I)$

$$\mathbf{B}\mathbf{B}^T = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11}^2 & b_{11}b_{21} \\ b_{21}b_{11} & b_{21}^2 + b_{22}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \quad \dots \dots \dots (34)$$

يمكن حساب عناصر المصفوفة B بالشكل الآتي [9]

$$b_{11} = (c_{11})^{1/2}, \quad b_{21} = c_{21}/b_{11}, \quad b_{22} = (c_{22} - b_{21}^2)^{1/2} \quad \dots \dots \dots (35)$$

بعد إيجاد المصفوفات (A, B, M_0 and M_1) يمكن تطبيق نموذج "Matalas" matrices المتعدد الواقع لتوليد التصارييف الشهرية للمحطات المعنية لأي فترة مطلوبة ، والشكل (2) يمثل المخطط الانسيابي لمراحل تطبيق نموذج "Matalas"



3. الأعداد العشوائية:

تعد الأعداد العشوائية جزءاً أساسياً في عملية توليد البيانات بحيث يتوجب أن يكون في أي نموذج تصادفي مصدر للإعداد العشوائية يمثل العملية العشوائية في الطبيعة ويوجد في الحاسوبات الحالية دالة فرعية لتوليد الأعداد العشوائية ذات التوزيع المنتظم (ذو معدل = 0 وتبالين = 1). في هذه الدراسة استخدمت لتوليد الأعداد العشوائية ذات توزيع طبيعي ذي معدل = 0 وتبالين = 1 طريقة بولار التي يتم فيها حساب قيمة T_1 و T_2 للنهر الأول والثاني من قيمتا U_1 و U_2 الأعداد العشوائية ذات التوزيع المنتظم اللذان يتم استدعاؤهما باستخدام برنامج فرعي من خلال اعتماد العلاقتين الآتيتين [5]:

$$T_1 = 2U_1 - 1 \quad \dots \dots \dots \quad (36)$$

$$T_2 = 2U_2 - 1 \quad \dots \dots \dots \quad (37)$$

من ثم يتم إيجاد قيمة S من المعادلة الآتية:

$$S = T_1^2 + T_2^2 \quad \dots \dots \dots \quad (38)$$

تهمل قيمة S إذا كانت أكبر من الواحد أو تساويه ليتم الرجوع بعدها إلى الخطوة الأولى أما إذا كانت قيمة S أقل من الواحد فان:

$$K = \sqrt{-2 * \log_e S / S} \quad \dots \dots \dots \quad (39)$$

ومن ثم يتم إيجاد العددان الطبيعيين القياسيين V_1, V_2 من العلاقتين الآتيتين :

$$V_1 = K * T_1 \quad \dots \dots \dots \quad (40)$$

$$V_2 = K * T_2 \quad \dots \dots \dots \quad (41)$$

4. الاختبارات الإحصائية :

يمكن استخدام مجموعة من الاختبارات الإحصائية لتقييم أداء كل من أنموذج "Thomas & Fiering" الثنائي المتغير وأنموذج "Matalas" المتعدد للمتغيرات في توليد سلاسل التصارييف الشهرية من خلال مقارنة هذه السلاسل المولدة مع مثيلاتها المرصودة والاختبارات الإحصائية المعتمدة في البحث هي :

أ. اختبار معدل مربع الخطأ: (Root Mean Square Error (RMSE))
يتمثل هذا الاختبار بالشكل الآتي [11] :

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (Q_{ri} - Q_{gi})^2}{N}} \quad \dots \dots \dots \quad (42)$$

حيث أن :

Q_{ri} = قيمة التصريف المرصودة (م/ثا)

Q_{gi} = قيمة التصريف المولدة (م/ثا)

ب. معدل الخطأ المطلق: (Mean Absolute Error (MAE))

يتمثل هذا الاختبار بالشكل الآتي [6] :

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^N |Q_{ri} - Q_{gi}|}{N} \quad \dots \dots \dots \quad (43)$$

إن الأنماذج الأفضل بحسب الاختبارين أعلى يكون باختيار حالة تطبيق النموذج الذي تكون فيه قيمة الاختبار له أدنى من مثيلاتها لأنموذج الثاني .

ج. اختبار مربع كاي: (χ^2)
إن المعادلة العامة لاختبار مربع كاي تكون بالشكل الآتي [13]:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n (B_i - C_i)^2 / C_i \quad \dots \dots \dots \quad (44)$$

إذ أن χ^2 : قيمة مربع كاي

إن اختيار مربع كاي يقتضي أن تكون القيمة الجدولية (χ^2_0) لمربع كاي المعطاة عند مستوى دلالة (α) أكبر من قيمة مربع كاي المحسوبة لحالة تطبيق الأنماذج المعنوي والمحسوبة من المعادلة (51) أعلاه لكي يكون أداء الأنماذج مقبولاً أي أن $\chi^2 > \chi^2_0$ وبعكسه يكون الاختبار مرفوضاً، وإن الأنماذج الأفضل هي التي تكون قيمة χ^2 له والمجازة للاختبار هي أقل من مثيلاتها لأنماذج الثاني.

د. اختبار Kolmogrov - Simirnov Test (Δ_c)

إن المعادلة العامة لهذا الاختبار هي [6]:

- اذ ان :

Δ_c : تمثل قيمة الاختبار للسلسلة

B: عدد القيم المرصودة ضمن مديات التصنيف المحددة للبيانات

C_i : عدد القيم المولدة من مديات التصنيف المحددة للبيانات.

N: عدد فترات التصنيف.

إذا كانت قيمة (Δ_c) المحسوبة لحالة تطبيق الأنموذج المعنى اقل من القيمة الجدولية (Δ_0) عند مستوى دلالة (α) فحالة تطبيق الأنموذج تكون مقبولة ، وان الأنموذج الأفضل هو الذي تكون فيه (Δ_c) له والمجازاة للاختبار هي اقل من مثيلتها للأنموذج الثاني .

يعرف هذا الاختبار بالتوزيع الطبيعي القياسي وهو توزيع طبيعي له معدل 0 وانحراف معياري 1 ويعبر عنه بالعلاقة الآتية [5]:

إذ أن قيمة الاختبار = Z

\bar{Q}_{gi} = معدن التصريف للشهر z للسلسلة المولدة.

\bar{Q}_{ri} = معدالت التصريف للشهر j السلسلة المولدة .

S_a = الانحراف المعياري لمعدل السلسلة المولدة .

NM = عدد أشهر السنة المائية (12 شهر)

إذا كانت القيمة المطلقة لـ Z المحسوبة من المعادلة (46) اقل من قيمة Z الجدولية المساوية لـ $(1.96 \pm)$ عند مستوى دلالة 5% فذلك يعد مؤشراً على اجتياز الاختبار وبالتالي حفاظ القيم المولدة على الخواص الإحصائية للسلالات المرصودة

5. تطبيق النماذج المعتمدة على نهر الزاب الأسفل وديالي :-

بغية دراسة إمكانية تطبيق النموذجين المعتمدين على الأنهار الواقعه في شمال العراق اختيرت بيانات التصارييف الشهرية للسنوات المائية المرصودة للفترة (1962-1997) لكل من محطتي قياس التصريف الواقعتين على نهرى الزاب الأسفل عند مقدم سد دوكان ونهر ديلي، عند مقدم سد دريندجان.

تم تطبيق برنامج MINITAB ver.13.2 (Minitab) لمعرفة مدى اتباع السلالس الشهرية المختارة للتوزيع الطبيعي لكلا المحيطين ، وذلك بإدخال قيم السلسلة الزمنية المعنية في البرنامج كبيانات إدخال ويقوم البرنامج بتكوين سلسلة افتراضية

نمثل التوزيع الطبيعي وترسم مع الاحتمالية على ورق الاحتمالية ، ثم يستدعي اختبار (K-S) من قائمة الأوامر وبعدها يقوم البرنامج برسم قيم السلسلة الزمنية مع الاحتمالية على نفس ورق الاحتمالية المرسوم للسلسلة الافتراضية المتمثلة بخط مستقيم مائل يمثل التوزيع الطبيعي ، فإذا كانت قيم التوزيع الاحتمالي للسلسلة الأصلية منطبقه على الخط المستقيم فان السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي وعليه يمكن تطبيق أنموذج Matalas على البيانات المعنية لكلا المحظتين لتوليد التصارييف الشهرية للفترة المطلوبة [7] .

يبين الشكلين (1و2) أن السلاسل الزمنية الخاصة بمعدل التصارييف الشهرية لجميع السلسلة لكلا المحظتين مقدم سد دوكان وتقديم سد دربندخان لا تتبع التوزيع الطبيعي الذي تكون فيه قيمة معامل الاتواء لسلسلة البيانات غير متساوية للصرف ، لذلك تم استخدام طريقة (Box-Cox) لتحويل هذه السلاسل الى التوزيع الطبيعي لكل سلسلة لجعلها تتبع التوزيع الطبيعي وهذا ما يمكن ملاحظته من الأشكال (4 و 5 و 6) الخاصين باختبار التوزيع الطبيعي لسلسلتي معدل التصارييف الشهري بعد تحويلها الى التوزيع الطبيعي باستخدام تحويلة (Box-Cox) وهذا ما تم أخذة بالاعتبار عند استخدام "Matalas" .

ولدت التصارييف الشهرية باستخدام كل من أنموذج "Thomas& Fiering" الثنائي المتغير وأنموذج Matalas المتعدد الواقع لتوليد قيم التصارييف لفترة مائة سنة مائية لكلا النهرين ، إذ اعد برنامج بلغة FORTRAN (Power Station Ver.4.0) وكلاء الأنماذجين "Thomas& Fiering" و "Thomas& Fiering" الثنائي المتغير وكذلك الانحراف المعياري للخطوات الواردة في الفقرة (2) ، كما اعد برنامج فرعى لكل منها وذلك لإيجاد قيم المعدل والانحراف المعياري للتصارييف الشهرية فضلاً عن إجراء الاختبارات الإحصائية المشار إليها في الفقرة (4) ، تم إيجاد قيم معامل أنموذج "Thomas& Fiering" الثنائي المتغير وكما موضحة في الجدول (1) وللنهرین المختارین ، وكذلك تم إيجاد قيم المصفوفات التي تمثل معال Matalas وأنموذج Matalas والمتمثلة بالمصفوفات (A) و (B) و (M₀) و (M₁) وكما موضح في الجدول (2) وخاصة بكل المحظتين مع ملاحظة أن المصفوفتين الأولىين تم إيجادهما باستعمال برنامج MINITAB (بينما وجدت البقية باستعمال MATHCAD software ver.16) .

من ملاحظة الجدول (3) الخاص بنتائج الاختبارات التي أجريت على الأنماذجين لكلا المحظتين يتبين أن قيم جميع الاختبارات باعتماد أنموذج Matalas المتعدد المتغيرات أقل من مثيلاتها باعتماد أنموذج "Thomas& Fiering" الثنائي المتغير وذلك لمحطة مقدم سد دربندخان على نهر ديالى وهذا يشير إلى أن أداء أنموذج Matalas المتعدد المتغيرات أفضل من أداء أنموذج "Thomas& Fiering" الثنائي المتغير .

أما بالنسبة لمقدم سد دوكان على نهر الزاب الأسفل فان نتائج الاختبارات باعتماد أنموذج "Thomas& Fiering" الثنائي أفضل قليلاً من أنموذج Matalas لجميع الاختبارات عدا اختبار معدل القيم الانحراف المطلق (MAD) حيث يكون أنموذج Matalas أفضل .

بغية معرفة مدى محافظة السلاسل المولدة على الخواص الإحصائية لمثيلاتها المرصودة استعمل اختبار Z للمعدلات الشهرية للتصریف لكامل السلسلة ، يبين الجدول (4) قيم الاختبار لكل من محظتي مقدم سد دوكان وتقديم سد دربندخان وباعتماد كلاء الأنماذجين مع ملاحظة أن القيمة الجدولية لاختبار Z عند مستوى دلالة 5% لسلسلتي التصریف هي ± 1.96 يتبع من الجدول (4) أن جميع السلاسل قد اجتازت اختبار Z لكون قيم المعدل جميعها تقع بين قيمتي Z الحرجة ± 1.96 ، عليه يمكن القول إن السلاسل المولدة جميعها قد حافظت على الخواص الإحصائية لمثيلاتها ، مع ملاحظة أن أنموذج Matalas أفضل أداء من أنموذج "Thomas& Fiering" الثنائي المتغير .

يبين الجدول (5) والشكل (7) المخطط المائي لمعدل التصریف الشهري لكامل السلسلة وذلك لسلسلتي التصریف الشهري المرصودة والمولدة لنهر ديالى مقدم سد دربندخان لكلا الأنماذجين ، إذ يتبع التقارب الواضح بين السلاسلين المرصودة والمولدة لمعدلات التصریف لكلا الأنماذجين .

اما الجدول (6) والشكل (8) فيمثل المخطط المائي لمعدلات التصریف الشهري لكامل السلسلة لنهر الزاب الأسفل مقدم سد دوكان فيمكن ملاحظة أن أداء أنموذج Matalas أفضل أداء من أنموذج و Thomas& Fiering الثنائي المتغير . على ضوء ما جاء أعلاه يمكن القول أن أداء أنموذج Matalas المتعدد المتغيرات أفضل من أداء أنموذج & Thomas Fiering الثنائي المتغير .

الجدول (1) : وسائط نموذج (Thomas & Fiering) الثنائي المتغير لنهر الزاب الأسفل وديالى

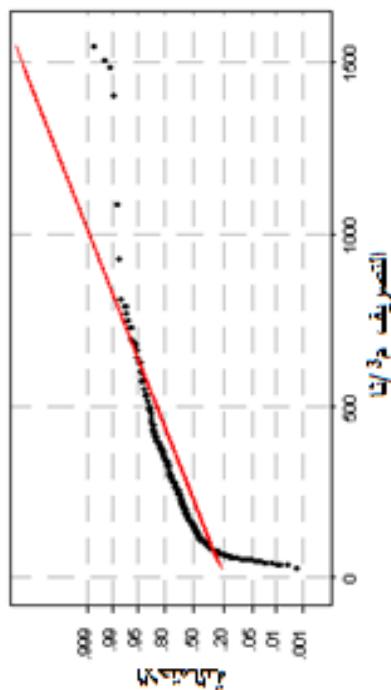
Cov.(1,2)	V 2	V1	b ₂₂	b ₂₁	b ₁₂	b ₁₁	Delta	Range
0.7161	0.8432	0.6689	0.3038	0.0945	-0.0508	0.3183	0.6602	2-1
0.5402	0.5196	0.5875	0.5282	0.1814	0.0497	0.3782	0.3377	3-2
0.2937	0.3301	0.2856	0.9780	- 0.2135	0.5083	0.3164	0.3129	4-3
0.3181	0.3799	0.2290	0.6006	0.1954	-0.1250	0.8433	0. 1865	5-4
0.6634	0.6930	0.7766	0.8105	-0.3661	0.4185	0.0193	0.2642	6-5
0.3786	0.3845	0.3018	0.8733	-0.1084	0.0251	0.6737	0.1836	7-6
0.4346	0.6549	0.2609	0.5844	-0.0152	0.0355	0.7086	0.2395	8-7
0.0886	0.2445	0.0855	0.7008	0.1929	-0.1496	0.0132	0.31840	9-8
0.0020	0.8607	0.2475	0.2999	0.0504	0.1526	0.6492	0.4327	10-9
0.1352	0.7194	0.0473	0.1933	0.4296	0.0211	0.9463	0.8954	11-10
0.0061	0.0929	0.1429	0.0423	- 0.1704	0.2425	0.6942	0.6120	12-11

الجدول (2) : مصفوفات أنموذج Matalas لسلسلة التصارييف الشهرية لمحطة مقدم سد دوكان ومحطة مقدم سد دربندخان

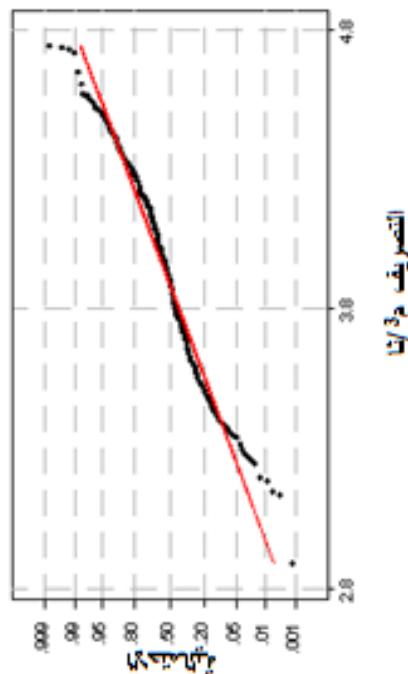
محطة مقدم دربندخان	محطة مقدم سد دوكان	نوع المصفوفة	المحطة
0.663	1.000	M_0	مقدم سد دوكان
1.000	0.663		مقدم دربندخان
0.459	0.645	M_1	مقدم سد دوكان
0.687	0.486		مقدم دربندخان
0.054	0.609	A	مقدم سد دوكان
0.651	0.054		مقدم دربندخان
0.000	0.763	B	مقدم سد دوكان
0.582	0.433		مقدم دربندخان

الجدول (3) : نتائج الاختبارات لكل من لأنموذج (Thomas & Fiering) و أنموذج Matalas لسلسلة معدل التصريف الشهري للقيم المرصودة والمولدة مقدم سد دوكان و مقدم سد ربندخان

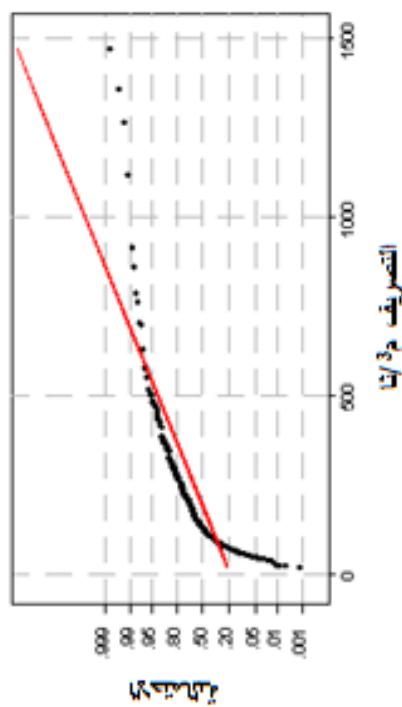
K-S		χ^2		MAE	RMSA	السلسلة الزمنية
Tab. (Δ_0)	Cal. (Δ_c)	Tab.	Cal.			
0.274	0.25	11.07	9.309	55.066	74.764	معدل التصريف الشهري لنهر ديالى طريقة Matalas
0.274	0.204	11.07	9.610	92.798	80.205	معدل التصريف الشهري لنهر ديالى طريقة T-F
0.234	0.125	6.250	3.917	46.351	81.08	معدل التصريف الشهري لنهر الزاب الأسفلي طريقة Matalas
0.234	0.106	6.250	3.033	27.863	85963.	معدل التصريف الشهري لنهر الزاب الأسفلي طريقة T-F



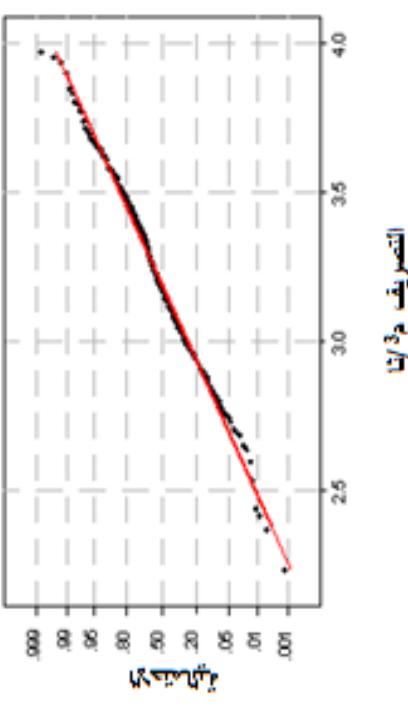
الشكل (3): اختبار التوزيع الطبيعي لمعمل التصرف الشهري لمقدم
مود موكان بطريقة (Kolmogorov-Smirnov)



الشكل (5): اختبار التوزيع الطبيعي لمعمل التصرف الشهري لمقدم مود موكان
باستخدام تحويلة (Box-Cox) في التحويل



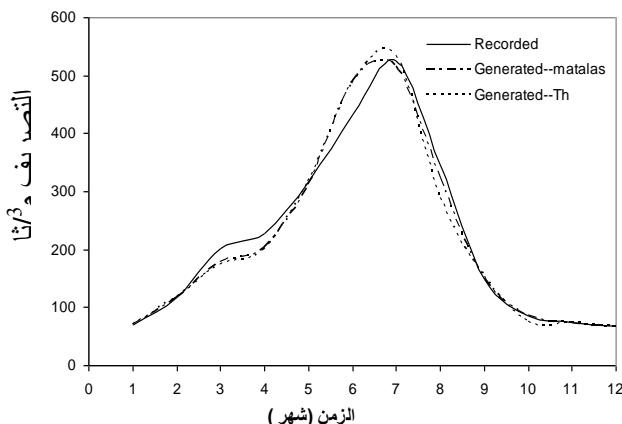
الشكل (4): اختبار التوزيع الطبيعي لمعمل التصرف الشهري لمقدم
مود موكان بطريقة (Kolmogorov-Smirnov)



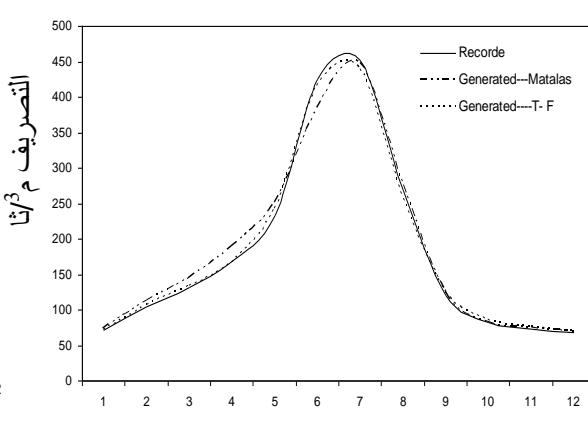
الشكل (6): اختبار التوزيع الطبيعي لمعمل التصرف الشهري لمقدم مود موكان
باستخدام تحويلة (Box-Cox) في التحويل

الجدول (4): نتائج اختبار Z لأنموذج متعدد المواقع Matalas وأنموذج (T- F) لمحيطي قياس مقدم سد دوكان و مقدم سد دربندخان

السلسلة الزمنية	محطات قياس التصريف	اختبار Z لنموذج Matalas Model المواقع	اختبار Z لنموذج متعدد (T- F) الثنائي المتغير
معدل التصريف الشهري	محطة مقدم سد دوكان	7.771561E-16	4.4478E-16
	محطة مقدم سد دربندخان	-5.55112E-16	-3.62340E-16



الشكل (8) المخطط المائي للمعدلات الشهرية للسلسلتين الزمنيتين المرصودة والمولدة لسد دوكان التصريف الشهري لنهر الزاب الأسفل باعتماد أنموذج Thomas& Fiering Matalas



الشكل (7) : المخطط المائي للمعدلات الشهرية للسلسلتين الزمنيتين المرصودة والمولدة لنهر Diyalى باعتماد أنموذج Thomas& Fiering Matalas

المناقشة والاستنتاجات :-

إن قيم التصريف الشهري لعدد من الأنهر الواقعه شمال العراق لا تمتد لفترة تكون كافية لتصميم وتشغيل منظومات الموارد المائية ، لذا فان مسألة توليد بيانات تصريف شهري تمتد لفترة طويلة تعد من المسائل الضرورية . يتبع من الفقرة الثانية إن "أنموذج "Thomas& Fiering " الثنائي المتغير يطلب ما مجموعه 144 وسيطا منها 96 وسيطا متمثلة بالرموز ((b_{11} , b_{12} , b_{21} , b_{22}), $Cov.$: ((), $b_{12}^{(1)}$, $b_{12}^{(2)}$, $b_{21}^{(1)}$, $b_{21}^{(2)}$) . والتي تمثل 48 وسيطا فيم المعدل وقيم الانحراف المعياري لكلا النهرین وهذا ما يمكن ملاحظته من الجدول (1) .

يتبع من دراسة نتائج الاختبارات التي أجريت على الأنماذجين والموضحة بالجدواں (2 و 3 و 4) على التوالي أن قيم الاختبارات (MAE و RMSA و K-S و X^2) هي الأدنى عموماً في أنموذج Matalas من مثيلاتها في

أنموذج Thomas& Fiering لاسيما بالنسبة لنهر Diyalى . يتبع من الجداولين (5 و 6) والأشكال (7 و 8) أن معدلات قيم التصريف الشهري للسلسلة المولدة لكلا النهرين متقاربة إلى حد كبير إلى مثيلتها الخاصة بسلسلة القيم المرصودة لكلا النماذجين مع أفضلية لأنموذج Matalas . وكذلك بالنسبة إلى قيم الانحراف المعياري فيمكن ملاحظة مدى التقارب بين قيم السلسلة المولدة والمرصودة لكلا النهرين والأنمذجين . إذ يلاحظ أن أنموذج Matalas يكون أكثر كفاءة من أنموذج Thomas& Fiering الثنائي المتغير لكلا النهرين عدا قيم شهري نيسان ومارس لنهر Diyalى وهذه القيم متباينة وقد يعزى السبب إلى قلة الترابط بين قيم التصريف الشهرية المرصودة للنهرين في تلك الفترة لاختلاف مناخ الحوضين وكذلك كونها فترة ذوبان الثلوج .

الجدول (5): مقارنة لقيم المعدل والانحراف المعياري بين القيم المرصودة والمولدة لنهر دجلة

أغسطس	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر	يناير	فبراير	مارس	نيسان	أيار	حزيران	تموز	آب	أيلول
67.91666	75.00000	91.52778	121.08333	259.6111	440.0278	414.3889	233.4767	168.6667	131.5278	104.3333	71.7778	مشكل	مشكل (القيم المرصودة)
68.41782	75.92022	85.21909	125.4160	256.6475	439.3547	415.7059	243.5435	166.8961	132.8551	106.6783	71.5365	معدل (القيم المولدة بطريقة	معدل (القيم المولدة بطريقة T-F
70.407	75.279	82.503	124.54	275.774	448.061	383.459	250.646	188.459	143.83	112.034	72.978	مطابقة	Matalas
26.6033	28.38712	56.04411	50.57124	136.2486	258.6342	284.2775	98.54554	82.78889	64.23950	57.063	25.890	الانحراف المعياري للقيم المرصودة	الانحراف المعياري للقيم المولدة بطريقة
47.66858	19.99937	24.07452	33.78540	69.48743	43.48268	49.65195	43.96877	16.50737	18.58965	11.0603	25.2078	الانحراف المعياري للقيم المولدة بطريقة	T-F
28.539	42.918	32.55	57.727	167.314	195.325	164.762	110.953	101.686	70.570	69.188	31.867	الانحراف المعياري للقيم المولدة بطريقة	Matalas

الجدول (6): مقارنة لقيم المعدل والانحراف المعياري بين القيم المرصودة والمولدة لنهر الزاب الأسفل

أغسطس	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر	يناير	فبراير	مارس	نيسان	أيار	حزيران	تموز	آب	أيلول
65.22222	74.63889	84.0555	149.3611	323.055	516.2778	488.3889	311.944	202.3611	176.306	115.6944	69.6666	مشكل	مشكل (القيم المرصودة)
65.5359	72.8144	74.6763	152.4934	289.797	534.5421	486.1035	317.988	198.5458	173.785	119.2400	69.1658	معدل (القيم المولدة بطريقة	معدل (القيم المولدة بطريقة T-F
68.016	74.483	85.206	148.754	345.882	526.461	433.071	317.439	228.111	200.763	119.044	69.634	مطابقة	Matalas
21.83459	40.077	38.1241	66.20926	66.0798	275.2053	327.4664	145.331	106.7599	123.318	68.4021	18.3724	الانحراف المعياري للقيم المرصودة	الانحراف المعياري للقيم المولدة بطريقة
15.44554	41.42338	17.6549	31.84211	00.6031	130.6892	153.2881	0.60777	52.47937	51.0995	36.50650	10.7810	الانحراف المعياري للقيم المولدة بطريقة	T-F
22.572	31.953	36.208	71.419	245.081	327.575	237.265	156.254	164.343	171.241	68.311	16.782	الانحراف المعياري للقيم المولدة بطريقة	Matalas

من ملاحظة أداء الأنماذج على بيانات كلا النهرين يتبيّن أن "أنماذج Matalas" يكون عموماً أكثر كفاءة من "أنماذج Thomas & Fiering" الثنائي المتغير في توليد قيم التصارييف لكلا النهرين المعتمدين ، عليه يمكن القول أن "أنماذج Matalas" هو النموذج الأفضل ويمكن اقتراح تعليم استدامه لتوليد التصارييف الشهرية للأنهار الواقعة شمال العراق لأي فترة مطلوبة .

المصادر:

1. AL-Mousawi ,E.M.,(2003). "Multisite Stochastic Model of Hydro chemical Properties at selected Region " ,A thesis submitted to the Department of Civil Engineering in the University Of Babylon.
2. Boughton.W.C. and Mckercher,A.,(1968). "Use of interrelated records to simulate stream flow " . J. of hydraulics division .ASCE. Vol. 91. pp.19-22.
3. Thomas ,H.A. ,Fiering ,M.B.,(1962). " Mathematical synthesis of stream flow sequences for the analysis for river basins by simulation" ,Harvard University Press , Cambridge .U.S.A.
4. Wen Wang, (2006). "Stochasticity, Non linearity and Forecasting of Stream flow Processes", Thesis, submitted to the Technical University of Delft.
5. Abas,K. A. ,(1990). "A two Model on the Generation of Missing River Flow Data: A case Study of Iraqi Rivers". A Thesis Submitted to the Department of Civil Engineering in the University of Basra.
6. Tahrir ,T. A.,(1984). "Generation of Regional Daily Rainfall Using a Multivariable Mathematical Model". A thesis Submitted to the Department of Irrigation and Drainage in the University of Baghdad .
7. Ebraheem, S. ,A.,(2010). " Stochastic Analysis of Daily Stream flow of Tigris River and its Tributaries ", A thesis Submitted to the Department of Water Resources Engineering in the University of Dohuk .
8. Clark,R.T.,(1984). " Mathematical models in Hydrology ", FAO consultant ,Institute of Hydrology , Wallingford ,UK.
9. Jayrami ,R.,(1997). "Stochastic Hydrology". Second edition ,Delhi,
10. Harms, A. A., and T. H. Campbell (1967). " An Extension to the Thomas-Fiering Model for the Sequential Generation of Stream flow ", Water Resource. Res., 3(3), 653–661
11. Kadri,T. ,Ahmet, K.,(2004). "Performance of stochastic Approach in Generating Low Stream Flow Data for Drought Analysis". Journal of Special Hydrology, Spring Vol.5 No. 1 pp 20-32.
12. Barnes, J. W.,(1994). " Statistical Analysis for Engineer & Scientist" .McGraw-Hill ,Inc. ,USA
13. Blank, K. L.,(1980) . " Statistical procedures for Engineering Management and Science". Mc Graw-Hill, Inc.

تم اجراء البحث في كلية الهندسة - جامعة الموصل