

اختيار الفئات في خرائط التظليل

المدرس المساعد
صبري مصطفى البياتي
جامعة بغداد - كلية الآداب
قسم الجغرافية

الاستاذ الدكتور
فلاح شاكر أسود
جامعة بغداد - كلية الآداب
قسم الجغرافية

١ - هدف البحث :

تحديد العدد الامثل من الفئات وأطوالها في خرائط التظليل
باستخدام الطرائق الاحصائية ومساعدة الحاسب الالكتروني .

٢ - المقدمة :

لكي يتمكن الباحث الجغرافي من رسم خارطة تظليل
(CHROPLETH MAP) لابد له من تصنيف مفردات الظاهرة
لديه في فئات، وهو بهذا يحتاج الى تحديد عدد الفئات وأطوالها بالشكل
الذي يمكنه من ذلك .

وتتوافر أكثر من صيغة رياضية لتحديد عدد الفئات منها طريقة
الدليل العام (DAVIS 1974, 56) التي ترى ان أفضل عدد للفئات هو
الذي لا يتجاوز خمسة أضعاف اللوغاريتم الطبيعي لعدد المفردات
وطريقة YULE (أبو راضي ١٩٨٣ ، ص ١١٢) التي تحدها
بضعفي ونصف الجذر الرابع لعدد المفردات .

وكثير من الباحثين لا يستخدم قانونا رياضيا في ذلك بل يستخدم
الفكرة القائلة ان أي عدد من الفئات ممكن على أن لا يزيد على العشرين

(KHAZANIE 1979, 9) اما طول الفئة فانه يتحدد في الخطوة التالية على تحديد عدد الفئات ، وتكون اما متساوية الاطوال وتحسب في هذه الحالة بقسمة المدى (الفرق بين أكبر وأصغر قيمة) على عدد الفئات ، أو غير متساوية الاطوال وتحدد بعدة أساليب منها بأخذ ابعاد معيارية مختلفة وذلك بحساب الانحراف المعياري للمفردات واستخدام جداول TIPPET (أبو راضي ١٩٨٣ ، ١١٣) لتحديد هذه الحدود أو باستخدام طريقة المتوالية الهندسية (المشهداني وآخرون ، ١٩٧٩ ص ٢٦) التي تتبع الخطوات الآتية لذلك :-

١ - ايجاد لوغاريتم أقل قيمة بين المفردات وطرحها من لوغاريتم أعلى قيمة .

٢ - تقسيم النتيجة على عدد الفئات من الخطوة الاولى .

٣ - اضافة النتيجة التي يتم الحصول عليها من العمليتين السابقتين الى لوغاريتم كل قيمة من القيم مبتدئين بلوغاريتم اوطا قيمة ولغاية لوغاريتم أعلى قيمة وترتيبها في قائمة .

٤ - ايجاد الاعداد المقابلة للوغاريتم لكل مقدار في القائمة السابقة لتمثل الحدود المطلوبة للفئات .

٣ - تقويم الصيغ السابقة :

تري الدراسة ان الصيغ الرياضية السابقة في تحديد عدد الفئات لا تأخذ طبيعة البيانات بنظر الاعتبار وهي بذلك تفقد انخارطة بعض دقتها .

وسبب عدم الدقة يعود الى ان البيانات تفقد قيمها الحقيقية لتأخذ قيم مراكز الفئات التي تصنف فيها .

كما ان الباحث الجغرافي يقف حائرا بعد ذلك بين أن يختار فئات متساوية الاطوال أو غير متساوية، وأي من الصيغ يستخدم لحساب ذلك. عليه ان الدراسة التي بين أيدينا تستخدم أساليب احصائية تعمل على تقليل هذا الاختلاف بين قيم مفردات الظاهرة قبل وبعد التصنيف وذلك بحساب معايير احصائية تستخدم كمؤشر من قبل الحاسبة الالكترونية لتحديد عدد وأطوال الفئات باستخدام برنامج مكتوب بلغة BASIC وضعه الباحثان لهذا الغرض .

٤ - الطريقة المقترحة لاختيار أفضل عدد من الفئات وأطوالها :

تري الدراسة ان أفضل عدد من الفئات هو الذي لا يقود الى تغيير جوهري في معالم المجتمع المدروس . فلو افترضنا ان قيم الظاهرة الجغرافية X تتبع التوزيع الطبيعي (NORMAL DISTRIBUTION)

Q_1, Q_2 أي أن :

$$X_i \sim N(Q_1, Q_2)$$

حيث ان Q_1 الوسط الحسابي
 Q_2 التباين

وان قيم الظاهرة بعد التوزيع ستأخذ قيم المتغير فان أفضل عدد من الفئات وأطوالها هو الذي يعطي لقيم المتغير توزيعا طبيعيا بمعالم Q_1 و Q_2 أيضا، أي ان :-

$$Y_i \sim N(Q_1, Q_2)$$

ولاختبار ذلك نستخدم اختبار T في حالة عدد المفردات أقل من ٣٠ مفردة (الحالة الاولى) وحساب قيمة Z في حالة عدد المفردات أكثر من ذلك (الحالة الثانية) .

ففي الحالة الاولى :

١ - تجري اختبار (HOGG & TANIS 1983, 345)

لاختبار فرضية العدم القائلة ان المجتمعين لهما نفس التباين :-

$$H_0 : \sigma_x = \sigma_y$$

ضد الفرضية البديلة

$$H_1 : \sigma_x \neq \sigma_y$$

حيث ترفض فرضية العدم ويرفض معها التصنيف بالعدد المحسوب على أساسه قيم Y اذا كانت قيمة F المحسوبة بالقانون التالي :-

$$F = \frac{\sigma_x^2}{\sigma_y^2}$$

أكبر من F الجدولة بدرجة حرية $[N-1, N-1]$

وبمستوى ثقة $(1 - \alpha)$ (حيث N عدد مفردات الظاهرة) .

٢ - في حالة عدم رفض فرضية العدم تجري اختبار T

المحسوب بالقانون التالي (HOGG & TANIS 1983, 347)

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\left\{ \frac{[(N-1)S_x^2 + (N-1)S_y^2]}{[2N-2]} \right\} (2/N)}}$$

لاختبار فرضية العدم الثانية القائلة ان مفردات الظاهرة الجغرافية لها نفس الوسط الحسابي قبل وبعد التصنيف :-

$$H_0 : \bar{X} = \bar{Y}$$

$$H_1 : \bar{X} \neq \bar{Y}$$

ضد الفرضية البديلة

وترفض فرضية العدم ويرفض معها التصنيف اذا كانت قيمة T المحسوبة اكبر من قيمتها المجدولة بدرجة حرية $2N-2$ ومستوى ثقة $(1 - \frac{\alpha}{2})$ حيث ان N عدد المفردات و α الخطأ المسموح به .

اما في الحالة الثانية ، عندما يكون عدد المفردات اكثر من 30 مفردة ، ففي هذه الحالة نحسب قيمة Z باستخدام الصيغة التالية :

(DETRICH & KEARNS, 1983, 380)

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{(S_x^2 + S_y^2) / N}}$$

ثم نقارن القيمة التي فصلنا عليها مع قيمة Z المجدولة (من جداول التوزيع الطبيعي القياسي) بمستوى ثقة $(1 - \frac{\alpha}{2})$ لاختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود فروق جوهرية بين وسطي

$$H_0 : \bar{X} = \bar{Y}$$

ضد الفرضية البديلة

$$H_1 : \bar{X} \neq \bar{Y}$$

وترفض فرضية العدم والعدد الذي صنفت على أساسه المفردات اذا كانت قيمة Z المحسوبة أكبر من قيمتها الجدولة .

ولما كانت الصيغة المقترحة تحتاج الى عمليات حسابية مطولة، تم تنظيم برنامج لاجراء هذه العمليات باستخدام الحاسبة الالكترونية .
• الحاسبة الالكترونية لتسهيل العمليات الحسابية :

اذ قام الباحثان بكتابة البرنامج المرفق بلغة BASIC

(يمكن استخدامه في الحاسبة NEC (الوركاء) والحاسبة (GENERAL LBC - 1100) لتسهيل العمليات الحسابية واختصار

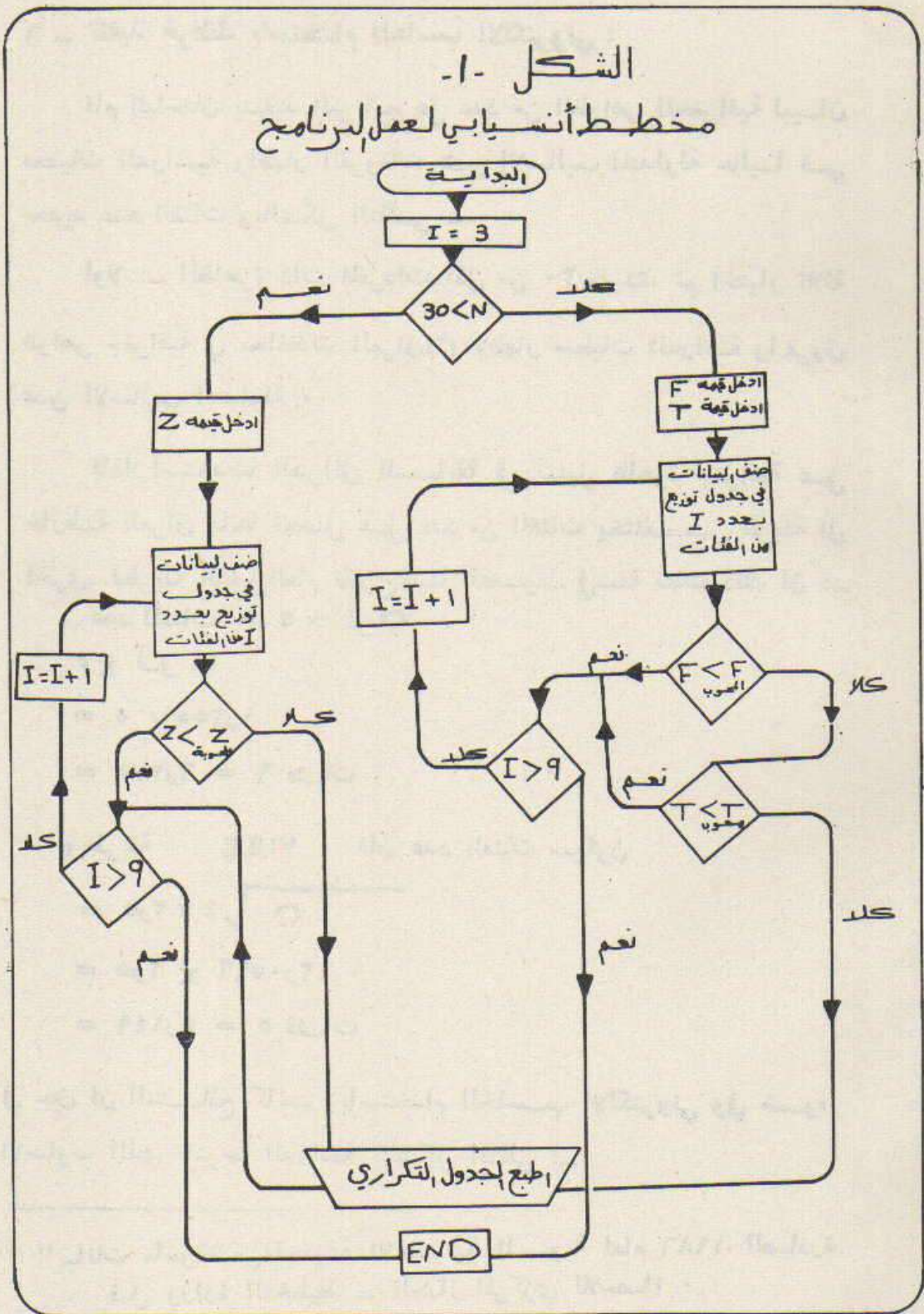
الوقت حيث يقوم البرنامج بتصنيف المفردات من ثلاثة الى تسعة فئات متساوية الاطوال مرة وغير متساوية باستخدام طريقة المتواليات الهندسية التي أشرنا اليها في مقدمة الدراسة في المرة الثانية ، ويجري الاختبارات المطلوبة وفقا لما تقترحه الدراسة ، فيقوم باظهار التصنيفات المقبولة في ضوء فكرة الدراسة ، وبامكان الباحث الجغرافي اعتماد أي منها ، ولو

انه من الافضل اعتماد التصنيف الذي يعطي أقل قيمة ل T

في حالة المجتمع الاول و Z في حالة المجتمع الثاني .

والشكل ١ يظهر مخططا انسيابيا لعمل البرنامج .

الشكل 1-1
مخطط أنسيابي لعمل البرنامج



٦ - تنفيذ خرائط باستخدام الحاسب الالكتروني :

قام الباحثان بتنفيذ البرنامج على عدد من الظواهر الجغرافية لبيان معطيات الدراسة واطهار الفروقات عن الاساليب المتداولة حاليا في تحديد عدد الفئات وبالشكل التالي :-

أولا :- الظاهرة ذات المفردات أقل من ٣٠ مفردة، تم اختيار ثلاثة ظواهر جغرافية في محافظات العراق(*) لاطهار معطيات الدراسة والفروق عن الاساليب المتداولة .

فاذا استخدمنا الطرائق السابقة في تمثيل ظاهرة جغرافية على خارطة العراق فاننا نحصل على عدد من الفئات يختلف من طريقة الى أخرى، فطريقة الدليل العام تقترح علينا التصنيف في ستة فئات ذلك ان :-

$$\text{عدد الفئات} = ٥ \times \text{لو}$$

$$١٨ \text{ لو} \times ٥$$

$$= ١٢٥٥ \times ٥$$

$$= ٦٢٧٥ = ٦ \text{ فئات}$$

وبطريقة VIJLE فان عدد الفئات سيكون

$$= ٤ \times ٢٥ = \sqrt{\text{لو}}$$

$$= ٢٥ \times ٢٠٠٩٦$$

$$= ٥١٤٩ = ٥ \text{ فئات}$$

في حين ان النتائج كانت وباستخدام الحاسب الالكتروني وفي ضوء الاسلوب الذي تقترحه الدراسة بالشكل التالي :-

* بيانات مأخوذة من المجموعة الاحصائية السنوية لعام ١٩٨٦ الصادرة قبل وزارة التخطيط - الجهاز المركزي للاحصاء .

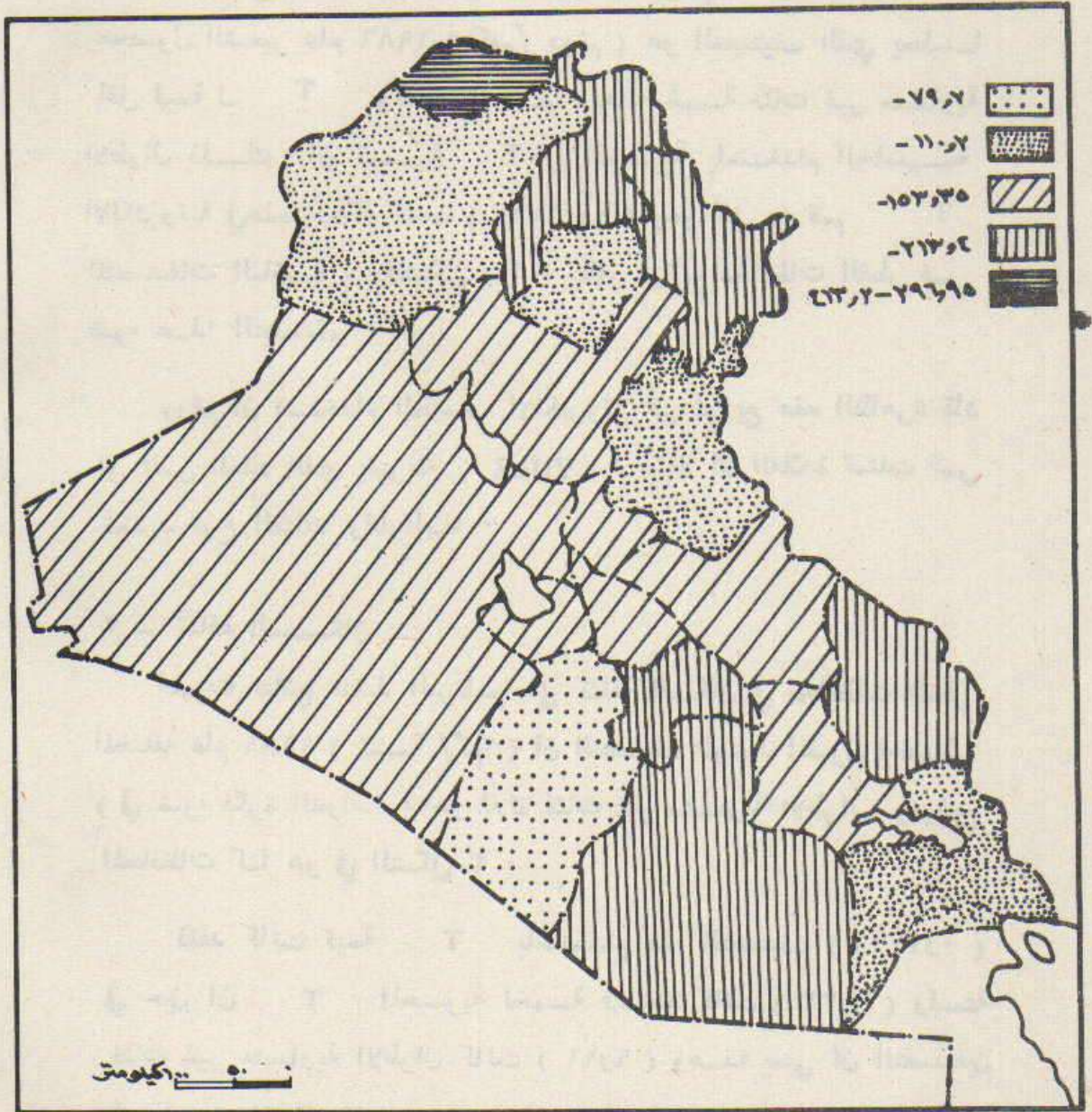
١ - انتاجية محافظات القطر من محصول الشعير عام ١٩٨٦ ،
أظهرت النتائج ان أفضل توزيع لمحافظة القطر في ضوء انتاجيتها من
محصول الشعير عام ١٩٨٦ (كغم / دونم) هو التصنيف الذي يعطينا
أقل قيمة ل T وكانت في هذه الحالة خمسة فئات غير متساوية
الاطوال ذلك ان قيمة T المحسوبة باستخدام الحاسبة
الالكترونية في هذه الحالة كانت (-٠١٧١ر٠) وهو أقل من قيم T
للتصنيفات الباقية ، والشكل (٢) يظهر توزيع محافظات القطر في
ضوء هذا التصنيف .

ورغم ان استخدام الحاسب الالكتروني في توزيع هذه الظاهرة قاد
الى نفس العدد الذي يقترحه YULE ، الا ان الفائدة تمثلت في
تحديد نوع الفئات وأطوالها .

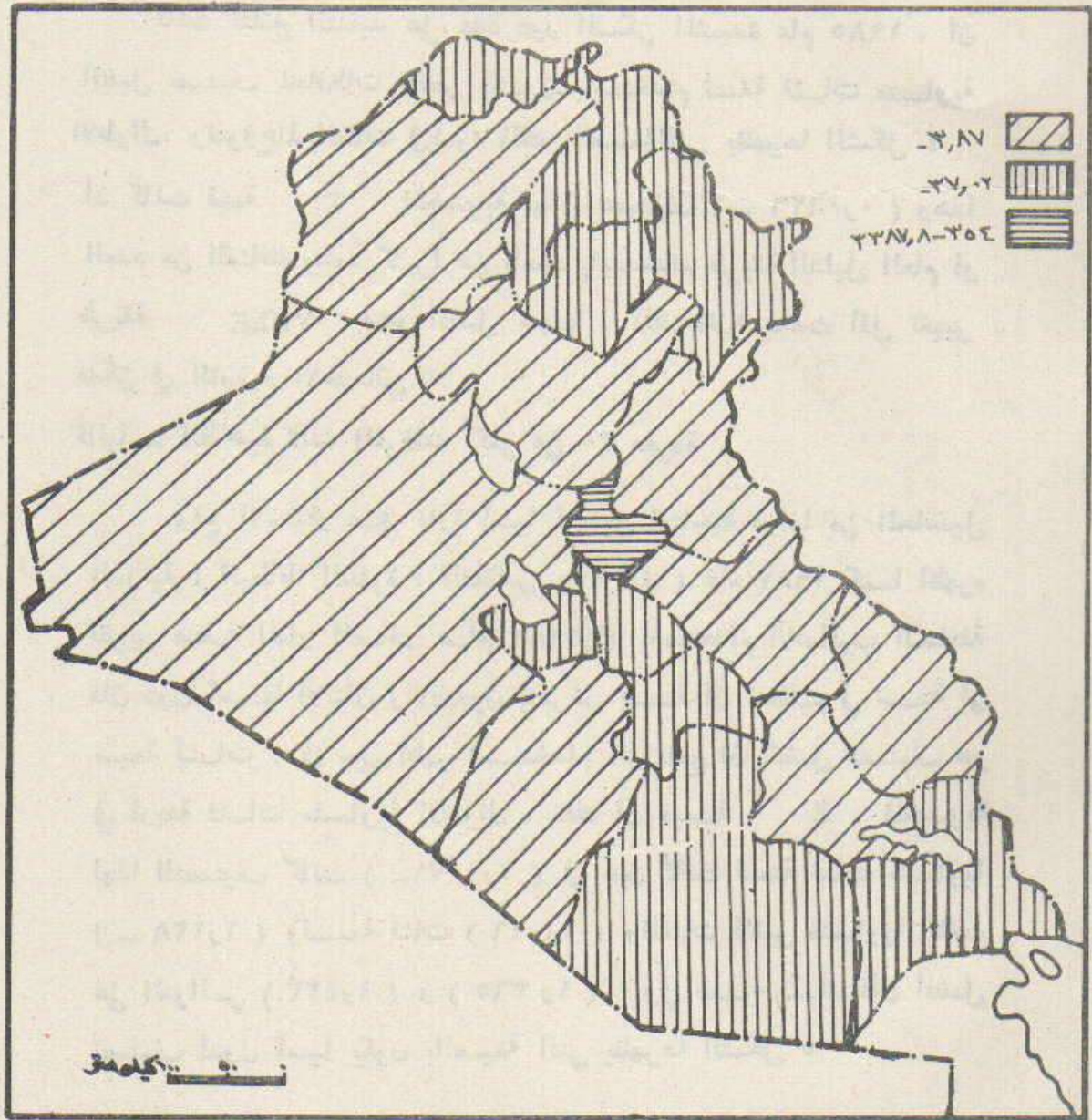
٢ - كثافة السكان :

أظهرت نتائج تنفيذ البرنامج على كثافة السكان في محافظات القطر
المختلفة عام ١٩٨٦ (نسمة / كم^٢) أن التصنيف الوحيد المقبول احصائيا
(في ضوء فكرة الدراسة) هو ثلاثة فئات غير متساوية الاطوال، وتوزيع
المحافظات كما هو في الشكل ٣ .

فلقد كانت قيمة T باستخدام هذا التصنيف (-٠١١٩ر٠)
في حين ان T المحسوبة لخمسة فئات كانت (٧٣٢ر٧) ولسته
فئات غير متساوية الاطوال كانت (٩١١ر٩) وهذا يعني ان التصنيفين
أملاه يقردان الى تغيير جوهري في معالم المجتمع المدروس ، ذلك ان
قيمة T المحسوبة لهذه التصانيف كانت أكبر من قيمة T
المجدولة .



الشكل (٧) ، انتاجية محافظات القطر من محصول الشعير عام ١٩٨٦ (كغم / دونم)



الشكل (٣) كثافة السكان في محافظات القطر عام ١٩٨١ (نسمة/كم^٢)

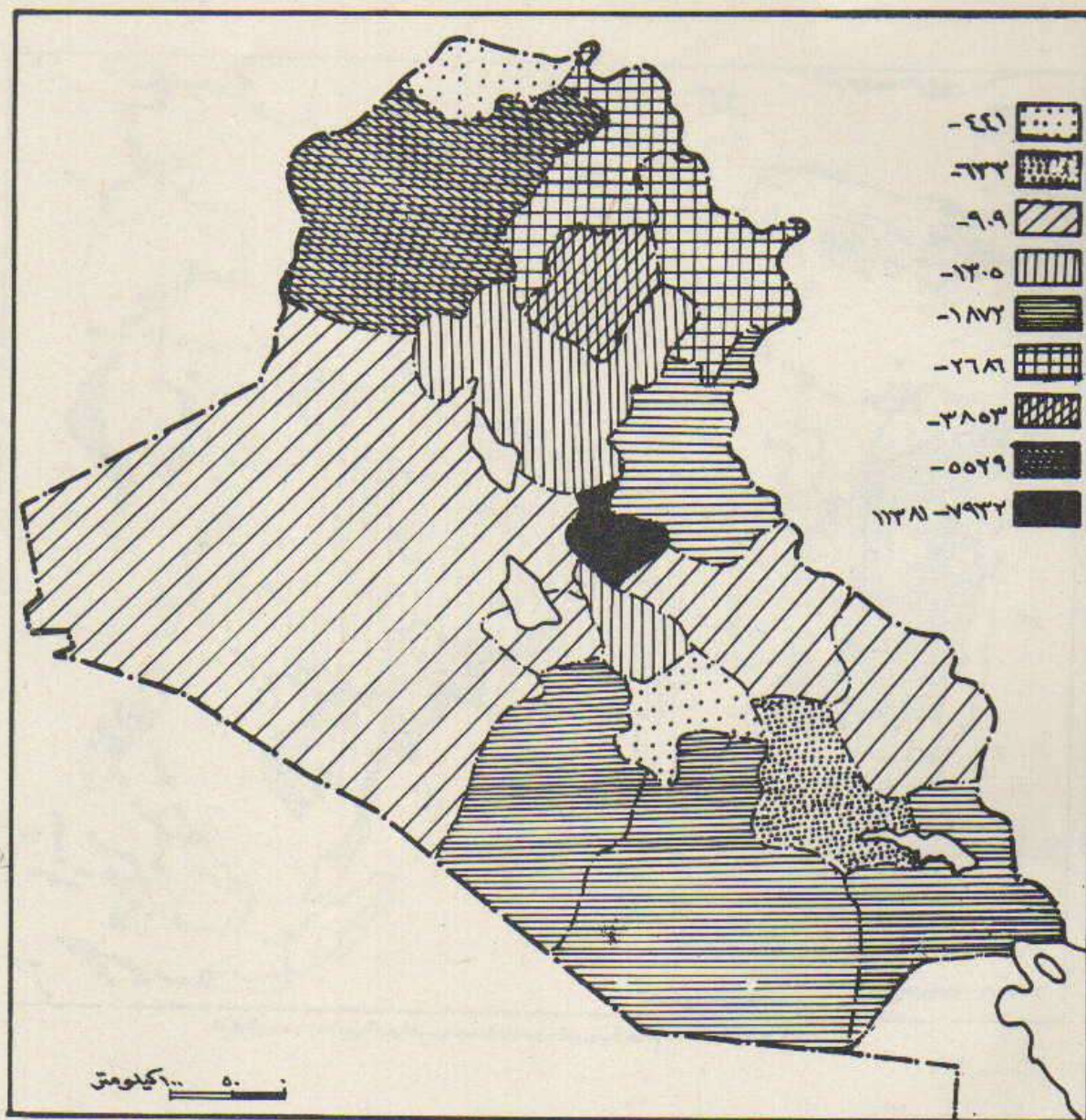
٣ - عدد دور السكن المشيدة عام ١٩٨٥ :

كانت نتائج التنفيذ على عدد دور السكن المشيدة عام ١٩٨٥ ، ان أفضل تصنيف لمحافظة القطر يكون باستخدام تسعة فئات متساوية الاطوال، وتوزع المحافظات في ضوء ذلك بالصيغة التي يظهرها الشكل ٤ اذ كانت قيمة T المحسوبة لهذا التصنيف (- ٠٠٦٢٦) وهذا العدد من الفئات يبتعد كثيرا عن العدد باستخدام طريقة الدليل العام او طريقة YULE وهو أفضل منها ، ذلك انه يحدث أقل تغيير ممكن في التوزيع الاحصائي .

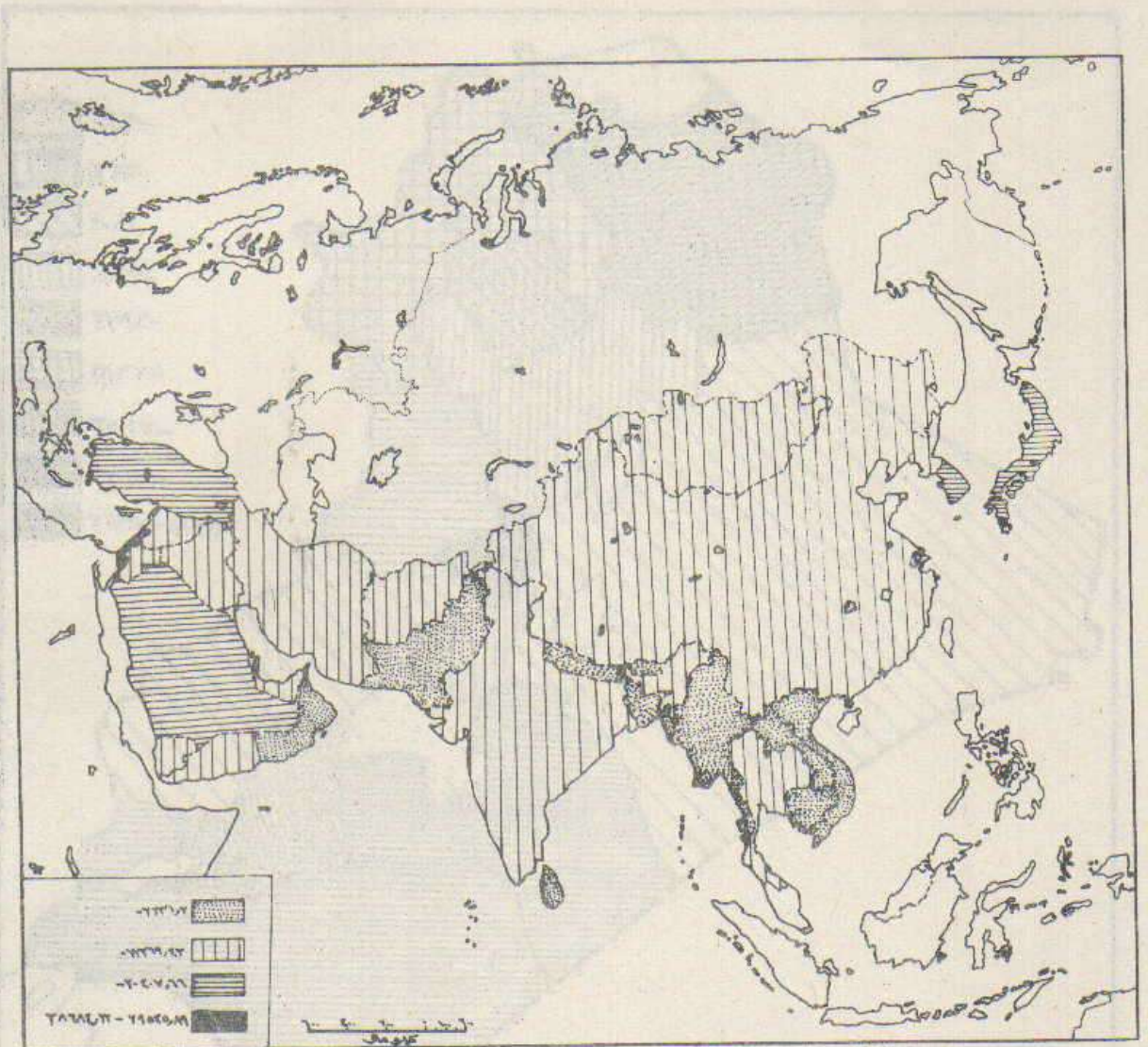
ثانيا - الظاهرة ذات المفردات أكثر من ٣٠ مفردة

وقع الاختيار على قارة آسيا لتمثيل انتاجية دولها من المحاصيل الدرنية (البطاطا الحلوة ، القلقاس ٠٠٠ الخ) عام ١٩٨٧ كما أظهره تقرير منظمة الفاو الصادر عام ١٩٨٩ (*) باستخدام الاساليب السابقة فان دول آسيا الاثنا عشر والاربعون يفترض بها ان تنتظم في ستة او سبعة فئات ، في حين أظهر استخدام البرنامج ان أفضل تصنيف هو في أربعة فئات متساوية الاطوال ، ذلك ان قيمة Z المحسوبة لهذا التصنيف كانت (- ١٠٠٧١) في حين كانت لسته فئات متساوية (- ١١٢٨) ولسبعة فئات (١٠٦٦) وللثلاث غير متساوية كانت على التوالي (١٤٢٣) و (١٣٦٥) وفي ضوء ذلك فان أفضل تصنيف لدول آسيا يكون بالصيغة التي يظهرها الشكل ٥ .

* FAO - (YEAR BOOK) - PRODUCTION, 1987 - TABLE 25



الشكل (٤)، دور السكن المشيدة في محافظات القطر عام ١٩٨٥



الشكل (٥) انتاجية دول المنطقة عام ١٩٨٧ (كغم/هكتار)

Handwritten text in Arabic script, likely a title or subtitle for the map, located below the caption.

خاتمة :

كما لاحظنا فان الاساليب السابقة تتجاهل تماما طبيعة توزيع الظاهرة الجغرافية وتكتفي بالعدد فقط ، مما قاد الى اخطاء في التصنيف باحداث تغيير جوهري في معالم التوزيع الاحصائي ، النقطة التي استندت عليها الدراسة ووضعت مؤشرا في التصنيف لتصل وبمساعدة الحاسب الالكتروني الى تصنيف لا يقود الى مثل هذا التغيير ومنه تم تحديد العدد الامثل .

المصادر

- (*) أبو راضي، فتحي عبدالعزيز (١٩٨٣) - (مقدمة الاساليب الكمية في الجغرافيا) - دار المعرفة الجامعية - الاسكندرية .
(*) المتهدي، محمود حسن - البطيحي، عبدالرزاق محمد - القصاب، ابراهيم محمد - (الاحصاء الجغرافي) - (١٩٧٩) - جامعة بغداد - بغداد .

- * Davis, P. (1974), (Science In Geography : Data Description and Presentation) , Oxford University Press, London.
- * Detrich, F & Kerans, T (1983), (Basic Statistics : An Inferential Approach), Dellen Pub.
- * HOGG. R & TANIS. E (1983), (Probability and Statistical Inference), Second Edition, MacMillan Pub.
- * Khazanie, R (1979), (Elementary Statistics In A Word of Applications), Good Year Pub.

```

10  REM
20  REM ....
30  REM.....
40  REM APROGRAM TO CLASS . OBSERVATIONS
50  DIM X ( 100 ) , XD ( 20 ) , SZ ( 20 ) , S ( 20 )
60  INPUT " THE NO . OF OBSERVATIONS " ; N
70  INPUT " THE CONFIDENCE INTERIVAL YOU LIKE WORK WITH IT " : EB
80  EE = EB + ( 100 - EB ) / 2
90  IF N >= 30 THEN I240
100 CLS : COLOR 16 , I : PRINT : PRINT
110 PRINT " INTER T TABLUTED WITH " ( 2 ± N ) - 2 DEGRE OF
    FREDOM " ;
120 PRINT " AND " EE " CONFIDENCE OF INTERVAL "
130 INPUT TAT
140 CLS ; CLS : COLOR 12 , I
150 PRINT " INTER F TABULATED WITH " N - I " , " N - I " DEGRE
    OF FREDOM " ;
160 PRINT " AND " EB " CONFIDENCE OF INTERVAL "
170 INPUT FT
180 B = 0
190 U = 0
200 LPRINT " THE OBSERVATIONS ARE "
210 CLS : COLOR 15 , 6 , 2
220 FOR I = 1 TO N : CLS : PRINT : PRINT : PRINT
230 PRINT " OBSERVATION NO . " I

```



```

240 INPUT " OBSERVATION VALUE " ; X ( I )
250 NEXT I
260 FOR I = I IO N
270 LPRINT X ( I ) ;
280 NEXT I
290 MA = X ( I )
300 FOR I= 2 TO N
310 IF MA = < X ( I ) THEN MA = X ( I )
320 NEXT I
330 MM = X ( I )
340 FOR I = 2 TO N
350 IF MM = X ( I ) THEN MM = X ( I )
360 NEXT I
370 FOR I=I TO N
380 B = B + X ( I ) / N
390 NEXT I
400 FOR I = I TO N
410 V = V + ( X ( I ) - B ) 2
420 NEXT I
430 MM = MM - MM / IO
440 IF MM < I THEN MM = 0
450 MA = MA + MM / IO
460 D = MA - MM
470 FOR J = 3 TO 9
480 DD = D / J

```

```

490  XD ( I ) = MM
500  FOR I = I TO J
510  XD (I+I) = XD ( I ) + D D
520  NEXT I
530  FOR I = I TO J
540  SZ ( I ) = 0
550  NEXT I
560  FOR K = I TO J
570  FOR I = I TO N
580  IF X ( I )      = X D ( K ) AND X ( I )      XD (K+I) THEN SZ
      (K) = SZ ( K ) + I
590  NEXT I
600  NEXT K
610  FOR I = I TO J
620  LPRINT : LPRINT
630  IF SZ (I) = 0 THEN 340
640  NEXT I
650  B B = 0
660  VV = 0
670  FOR I= I TO J
680  BB = BB + ((( XD ( I+I ) + XD (I)) / 2 * SZ (I)) / N - I)
690  NEXT I
700  FOR I = I TO J
710  VV = VV + (( XD ( I+I ) + XD (I))/2 - BB )      2 * SZ(I)
720  NEXT I

```

```

730 IF N >= 30 THEN I280
740 T = ( BB - B ) / SQR ( ( ( VV + V ) / ( ( 2 * N ) - 2 ) ) * ( 2/N ) )
750 LPRINT : LPRINT : LPRINT
760 F = VV / V
770 IF F > FT THEN 830
780 IF ABS ( T ) > TAT THEN 830
790 LPRINT " T = " T
800 LPRINT " EQULEED SIZE "
810 GOSUB I370
820 LPRINT
830 IF MM = 0 THEN MM = IE - IO
840 D = LOG ( MA ) - LOG ( MM )
850 DD = D/J
860 S(I) = LOG ( MM )
870 FOR I=I TO J
880 S ( I+I ) = S ( I ) + DD
890 NEXT I
900 FOR I=I TO J + I
910 XD ( I ) = EXP ( S ( I ) )
920 NEXT I
930 FOR I = I TO J
940 SZ ( I ) = 0
950 NEXT I
960 FOR K = I TO J
970 FOR I = I TO N

```

```

980 IF X ( I ) > = XD ( K ) AND X ( I ) < XD ( K + I ) THEN SZ ( K ) =
      SZ ( K ) + I
990 NEXT I
1000 NEXT K
1010 FOR I = I TO J
1020 IF SZ ( I ) = 0 THEN I220
1030 NEXT I
1040 BB = 0
1050 VV = 0
1060 FOR I = I TO J
1070 BB = BB + ((( XD ( I + I ) + XD ( I ) ) / 2 . * SZ ( I ) ) / N - I)
1080 NEXT I
1090 FOR I = I TO J
1100 VV = VV + (( XD ( I + I ) + XD ( I ) ) / 2 - BB) 2 * SZ ( I )
1110 NEXT I
1120 T = ( BB - B ) / SQR ( (( VV + V ) / ( ( 2 * N ) - 2 ) ) * ( 2 / N ) )
1130 LPRINT : LPRINT
1140 FS = V / VV
1150 IF N > = 30 THEN I320
1160 IF FS > FT THEN I220
1170 IF ABS ( T ) > TAT THEN I220
1180 LPRINT " T = " ; T
1190 LPRINT " UNEQUELED SIZE "
1200 GOSUB I370
1210 D = MA - MM

```