دلالة التشتت الكيفى ونسبة التركيز لـ (جينى) فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

دكتور / زكريا الشربينى (*)

مدخـل الدراسة :

اذا كان لدينا أربع مجموعات من الأطفال ، وتم تطبيق اختبار ما للقلق عليهم وجاءت درجات كل مجموعة كما يلى :

- درجات المجموعة الأولى ٥ ، ٥ ، ٥
- درجات المجموعة الثانية ١ ، ٢ ، ١٢
- درجات المجموعة الثالثة ٣ ، ٤ ، ٦ ، ٧ ، ٥
- درجات المجموعة الرابعة ٤ ، ٥ ، ٦

فبحساب المتوسط لكل مجموعة من المجموعات الثلاث نجده (س = ٥) مع العلم بأن هناك شيئا من الاختلاف بين درجات هذه المجموعات ٠

فالمجموعات الأولى درجاتها متجانسة تماما حيث تساوت قيم الدرجات، أما المجموعات الثانية والثالثة والرابعة فيلاحظ أن هناك اختلافا أو تباعدا أو تشتتا واضحا بين قيم الدرجات التى حصل عليها الأطفال فى الاختبار ، وفى الوقت الذى نلاحظ فيه أن الاختلاف أو التباعد أو التشتت واضح جدا فى المجموعة الثانية نجده أقل فى المجموعة الرابعة أو المجموعة الثالثة ٠

وهذه الخاصية تسمى كما هو معروف خاصية التشتت وتوجـد مقاييس مختلفة لقياس هذا التشتت منها المدى Range ، الانحـــراف الربيعى

(*) كلية البنات ـ جامعة عين شمس ٠

Quarrile Deviation ـ الانحراف المتوسط Mean Absolute Deviation والانحراف المعيارى Standard Deviation التباين Variance بالاضافة الى معامل الاختلاف (C.V.) ، والمقاييس السابقة للتشتت يمكن استخدامها فى حالة البيانات الكمية فقط ٠

كما أن هناك أساليب احصائية لحساب دلالة الفروق بين تشتت مجموعتين أو أكثر ، أما اذا كان لدينا بيانات خاصة بمتغيرات كيفية فانه لم تعرض الكتب العربية أو الأجنبية للاحصاء فى العلوم الانسانية عن أسلوب احصائى لهذا الغرض ، بحيث يمكن الاستفادة منه فى قياس تشتت تكرارات بيانات خاصة مثلا بالمستوى الاقتصادى أو الثقافى للاسرة (مرتفع ـ متوسط ـ منخفض) أو مرحلة النمو (طفولة وسطى ـ طفولة متأخرة ـ مراهقة) أو الحالة الاجتماعية (أعزب ـ أرمل ـ متزوج) أو نوع الجناح (سرقة ـ جنس ـ متعاطى مخدرات ٠٠) أو الديانة (مسلم ـ مسيحى ـ يهودى ٠٠٠) أو الجنسية (مصرى ـ سعودى ـ سودانى ـ جزائرى ٠٠٠) أو تقديرات طلاب الجامعة (ممتاز ـ جيد جدا ـ جيد ٠٠٠) أو المستوى التعليمى (منخفض ـ متوسط ـ مرتفع) ٠٠ الخ وفضلا عن عدم تعرف مقياس لتشتت التكرارات الخاصة بمثل هذه المتغيرات أو مقياس لتركز البيانات فانه لا يوجد أسلوب احصائى لتعرف جوهرية قيمة تشتت البيانات الكيفية لمجموعة أو أكثر ٠

تحديد المشكلة :

تتحدد مشكلة الدراسة الحالية فى النقطتين التاليتين :

١ ـ لم تعالج الكتب العربية أو الأجنبية للاحصاء فى مجال العلوم الانسانية اسلوبا احصائيا يحسب تشتت البيانات الكيفية أو تركزها والدلالة الاحصائية لذلك ٠

٢ ـ اذا كانت هناك أساليب للكشف عن الدلالة الاحصائية لفروق تباينات البيانات الكمية فهل يمكن التوصل الى أسلوب للكشف عن دلالة فروق تشتتين كيفيين أو أكثر ؟

تصور الباحث الحالى وكيفية الاستنتاج :

نفرض أن لدينا خمس مجموعات تشتمل كل مجموعة على تسعة أشخاص نسبت لهم انحرافات مثل السرقة ـ الجنس ـ مخدرات ، وكانت البيـــانات كما يلى :

	مجموعة(١)	مجموعة(٢)	مجموعة(٣)	مجموعة(٤)	مجموعة(٥)
السرقة	٩ ك١١	٨ ك٢١	٧ ك٣١	٥ ك٤١	٣ ك٥١
الجنس	ـ ك١٢	١ ك٢٢	٢ ك٣٢	٣ ك٤٤	٣ ك٥٢
مخـــدرات	ـ ك١٢	ـ ك٢٣	ـ ك٣٣	١ ك٤٢	٣ ك٥٣
المجموع	٩ ك	٩ ك	٩ ك	٩ ك	٩ ك
	ع١	ع٢	ع٣	ع٤	ع٥

ومن هذه البيانات يظهر أن المجموعة الأولى كل أفرادها نسب لهـــم انحراف واحد فقط هو انحراف السرقة ، وهذا يجعلنا نقول : اننا أمام حالة من التجانس التام لعدم وجود تشتت لأفراد هذه المجموعة على انحـــرافات الجنس والمخدرات ٠

ويلاحظ فى المجموعة الثانية بداية ظهور اختلاف حيث يوجد ٨ أشخاص نسب لهم انحراف السرقة وشخص نسب له انحراف الجنس ولا يوجد أشخاص على انحراف المخدرات ٠

وفى المجموعة الثالثة بدأ التشتت بالظهور أيضا ، وفى المجموعة الرابعة انتشر أفراد المجموعة على الانحرافات الثلاثة أما فى المجموعة الخامسة فقد انتشر أفراد المجموعة على الانحرافات الثلاثة بالتساوى (٣ سرقة ـ ٣ جنس ـ ٣ مخـــدرات) ٠

ويمكن حساب حالات الاختلاف فى المجموعة الرابعة مثلا كما يلى :

خمسة أشخاص (جناح سرقة) يختلفون عن أربعة أشخاص آخرين (٣ جناح جنس + ١ مخدرات) ٠

اذن عدد حالات الاختلاف = ٥ × ٤ = ٢٠ ـــــ I

كذلك : يوجد بنفس المجموعة ثلاثة أشخاص (جناح جنس) يختلفون عن شخص (جناح مخدرات) ٠

اذن عدد حالات الاختلاف = ٣ × ١ = ٣ ـــــــ II

وبالتالى يكون مجموع حالات الاختلاف فى المجموعة الرابعة ٠

II + I =

= ٢٠ + ٣ = ٢٣

ويمكن اتباع ما سبق مع المجموعات الأربع الأخرى كما يلى :

المجموعة الأولى : تسعة أشخاص (جناح سرقة) يختلفون عن صفر شخص آخر اذن عدد حالات الاختلاف = ٩ × صفر = صفر = I

كذلك : يوجد بنفس المجموعة صفر شخص (انحراف جنس) يختلف عن صفر شخص (انحراف مخدرات) ٠

اذن عدد حالات الاختلاف = صفر ـــــــ II

وبالتالى يكون مجموع حالات الاختلاف فى المجموعة الأولى

II + I

= صفر + صفر = صفر

المجموعة الثانية : ثمانية أشخاص (جناح سرقة) يختلفون عن شخص واحد (جناح جنس) + صفر جناح مخدرات)

اذن عدد حالات الاختلاف = ٨ × ١ = ٨ ـــــــ I

كذلك : يوجد بنفس المجموعة شخص واحد (جناح جنس) يختلف عن صفر شخص (مخدرات)

اذن عدد حالات الاختلاف = ١ × صفر = صفر = ـــــــ II
وبالتالى يكون مجموع حالات الاختلاف فى المجموعة الثانية

II + I
= ٨ + صفر = ٨

المجموعة الثالثة : بنفس الطريقة السابقة

٧ × ٢ = ١٤ ـــــــ I
، ٢ × صفر = صفر ـــــــ II

اذن مجموع حالات الاختلاف فى المجموعة الثالثة

II + I
١٤

المجموعة الخامسة : باتباع نفس الأسلوب اذن

٣ × ٦ = ١٨ ـــــــ I
، ٣ × ٣ = ٩ ـــــــ II
اذن مجموع حالات الاختلاف
II + I =
٢٧ =

وعلى هذا يمكن اجمال ما سبق بأن عدد حالات الاختلاف فى الخمس مجموعات هى :

صفر ، ٨ ، ١٤ ، ٢٣ ، ٢٧

وعلى ذلك فعدد حالات الاختلاف القصوى (العـــــدد الأقصى لحالات الاختلاف) = ٢٧

وحدثت حينما تساوى عدد الأفراد فى كل نمط من أنماط الجناح

واذا رمزنا للتشتت الكيفى بالرمز ش ٠ أ (والتى يمكن أن نطلق عليها نسبة التشتت الكيفى) فان :

$$\text{ش}_{0}\text{أ} = \frac{\text{العدد الفعلى للاختلافات}}{\text{العدد الأقصى للاختلافات}}$$

ومن ثم تصبح القيم السابقة :

صفر ، ٨ ، ١٤ ، ٢٣

$$I \quad \frac{}{٢٧} \quad \frac{}{٢٧} \quad \frac{}{٢٧} \quad \frac{}{٢٣}$$

وهى قيم تحقق المتباينة

$$١ \geqslant \text{ش}_{0}\text{أ} \geqslant \text{صفر}$$

وعلى اعتبار أن عدد أفراد المجموعة هو ن
وعلى اعتبار أن عدد فئات متغير التصنيف (نوع أو نمط الجناح) هو ع

اذن العدد الأقصى للاختلاف حينما يوزع حجم العينة (ن) بالتساوى على فئات التصنيف (ع) ومن ثم يكون له فئة تصنيف تكرار قدره $\frac{\text{ن}}{\text{ع}}$

ويكون العدد الأقصى للاختلاف اذا رمزنا له بالرمز ص

$$= \frac{\text{ن}}{\text{ع}} (\frac{\text{ن}}{\text{ع}} + \frac{\text{ن}}{\text{ع}} + \frac{\text{ن}}{\text{ع}} + \frac{\text{ن}}{\text{ع}} + \cdots\cdots\cdots\cdots (\text{ع} - ١) \text{ حدا})$$

$$+ \frac{\text{ن}}{\text{ع}} (\frac{\text{ن}}{\text{ع}} + \frac{\text{ن}}{\text{ع}} + \frac{\text{ن}}{\text{ع}} + \cdots\cdots (\text{ع} - ٢) \text{ حدا})$$

$$+ \frac{ن}{ع}\left(\frac{ن}{ع} + \frac{ن}{ع} + \cdots\cdots (ع - ٣) \text{ حدا}\right)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}}\left(١ + ١ + ١ + ١ + \cdots\cdots (ع - ١) \text{ حدا}\right)$$

$$+ \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}}\left(١ + ١ + ١ + \cdots\cdots (ع - ٢) \text{ حدا}\right)$$

$$+ \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}}\left(١ + ١ + \cdots\cdots (ع - ٣) \text{ حدا}\right)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}}\Big(\big(١ + ١ + ١ + ١ + \cdots\cdots (ع - ١) \text{ حدا}\big)$$
$$+ \big(١ + ١ + ١ + \cdots\cdots (ع - ٢) \text{ حدا}$$
$$+ \big(١ + ١ + ١ + \cdots\cdots (ع - ٣) \text{ حدا}\big)\Big)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}}\left(\frac{ع-١}{٢}(٢) + \frac{ع-٢}{٢}(٢) + \frac{ع-٣}{٢}(٢)\right)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}}\big((ع - ١) + (ع - ٢) + (ع - ٣) + \cdots\cdots ع \text{ حدا}\big)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}}\left(\frac{ع}{٢}(٢ع - ١) + (ع - ١) \times -١\right)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}}\left(\frac{ع}{٢}(٢ع - ٢ - ع + ١)\right)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}} - \frac{ع}{٢}(ع - ١)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{ع^{٢}} \times \frac{ع}{٢} \times (ع - ١)$$

$$= \frac{ن^{٢}}{٢} \times \frac{ع-١}{ع} \quad \text{I}$$

ويكون العدد الفعلي للاختلافات هو ف = مجـ

$$\text{I} \quad \text{ل} = ١ \quad \text{ر} = ١ \qquad \text{ل ر}^{\text{ك}} \qquad (\text{مجـ})^{\text{ك}} \quad \text{ل} = ١ \quad \text{ر} = ١ \qquad (\text{ل} + ١)\ \text{ر}$$

وتكون الصورة النهائية لشدة الاختـــلافات $= \frac{\text{ف}}{\text{ص}} = \frac{\text{II}}{\text{I}}$

$$= \frac{٢ع\ \text{مجـ}\ (\text{مجـ ك})}{\text{ك ل ر}\ (\text{ل} + ١)\ \text{ر}}$$

$$\text{أو} = \frac{٢\ \text{ع ف}}{ن^{٢}\ (ع-١)}$$

وعلى ذلك فانه اذا كان لدينا توزيع تكرارات مجموعتين جديدتين على نوع الجناح كما يلى :

نوع الجناح	المجموعة أ	ب
سرقة	٨٠	٤٠
جنس	٨	٢٥
مخدرات	١٢	٣٥
مجموعة العينة	١٠٠	١٠٠

فان قيمة «ف» للمجموعة الأولى = ٨٠ (٨ + ١٢) + ٨ (١٢)

= ١٦٠٠ + ٩٦ = ١٦٩٦

، وقيمة ع = ٣ (أنواع الجناح)

قيمة ن = ١٠٠ (عدد أفراد المجموعة)

$$\text{اذن ش} \cdot \text{أ للمجموعة الأولى} = \frac{٢ \text{ ع ف}}{\text{ن}^{٢} (\text{ع} - ١)}$$

$$= \frac{٢ \times ٣ \times ١٦٩٦}{٢١٠٠ (٣ - ١)}$$

$$= \frac{٦ \times ١٦٩٦}{٢٠٠٠٠} = ١ر٥١$$

كذلك بالنسبة للمجموعة الثانية :

قيمة «ف» = ٤٠ (٢٥ + ٣٥) + ٢٥ (٣٥)

= ٤٠ × ٦٠ + ٢٥ × ٣٥

= ٢٤٠٠ + ٨٧٥ = ٣٢٧٥

وقيمة «ع» = ٣

، ن = ١٠٠

$$\text{اذن ش} \cdot \text{أ للمجموعة الثانية} = \frac{٢ \text{ ع ف}}{\text{ن}^{٢} (\text{ع} - ١)}$$

$$= \frac{٢ \times ٣ \times ٣٢٧٥}{٢١٠٠ \times (٣ - ١)}$$

$$= \frac{٦ \times ٣٢٧٥}{٢٠٠٠٠} = ٩٨\text{ر}$$

بمقارنة شدة الاختلاف فى الحالتين يتضح أنها واضحة بصورة أكثر لدى المجموعة الثانية مقارنة بالمجموعة الأولى ٠

ملاحظة : فقط اذا كان حجما العينتين غير متساو فلا يتم اجراء كل ما سبق الا بعد حساب النسب المئوية للتكرارات الخاصة بكل خلية ٠

الدلالة الاحصائية لشدة الاختلاف :

للحكم على جوهرية أو دلالة الفروق فى شدة الاختلاف يمكن استخدام فكرة كا^{٢} على اعتبار أن :

$$\text{كا}^{٢} = \text{مج} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^{٢}}{\text{ق}}$$

حيث هـ التكرارات المشاهدة

ق التكرارات المتوقعة

فاذا ما ثبتت دلالتها الاحصائية أمكننا القول : ان هناك فروقا جوهرية فى الاختلافات بين المجموعتين فى المثال السابق ، وان المجموعة الأولى لهـا تشتت فى التكرارات يختلف اختلافا ذا دلالة احصائية عن تشتت التكرارات فى المجموعة الثـانية ٠

ومن بيانات المثال التوضيحى السابق يمكن استنتاج قيمة كا٢ كما يلى:

المجموعة		أ		ب	
نوع الجناح	مشاهد	متوقع	مشاهد	متـوقع	الكلى
سـرقة	٨٠	١٠٠ × ١٢٠ / ٢٠٠ = ٦٠	٤٠	١٠٠ × ١٢٠ / ٢٠٠ = ٦٠	١٢٠
جنس	٨	١٠٠ × ٣٣ / ٢٠٠ = ١٦ر٥	٢٥	١٠٠ × ٣٣ / ٢٠٠ = ١٦ر٥	٣٣
مخدرات	١٢	١٠٠ × ٤٧ / ٢٠٠ = ٢٣ر٥	٣٥	١٠٠ × ٤٧ / ٢٠٠ = ٢٣ر٥	٤٧
الكلى	١٠٠	١٠٠	١٠٠		٢٠٠

$$\text{كا}^2 = \text{مج} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^2}{\text{ق}} \quad \text{حيث : هـ المشاهد، ق المتوقع}$$

$$\text{كا}^2 = 2 \left(\frac{(80-60)^2}{60} + \frac{(8-16ر5)^2}{16ر5} + \frac{(12-23ر5)^2}{23ر5} \right)$$

كا٢ = ٢ (٦ر٦٧ + ٤ر٣٨ + ٥ر٦٣)
كا٢ = ٣٣ر٣٦

وعندما تضاف درجات الحرية = (عدد الاعمدة ـ ١) (عدد الصفوف ـ ١)
= (٢ ـ ١) (٣ ـ ١)
= ٢

فأن كا٢ = ٩٩ر٥ عند مستوى ٠٥ر
= ٢١ر٩ عند مستوى ٠١ر
= ٨٢ر١٣ عند مستوى ٠٠١ر

وعلى ذلك فقيمة كا٢ المحسوبة دالة احصائيا عند مستوى ٠٠١ر

ويمكن القول : ان تشتت تكرارات المجموعة الأولى يختلف اختـــلافا ذا دلالة احصائية عن تشتت تكرارات المجموعة الثانية ٠

أما فى حالة البيانات الخاصة بمجموعة واحدة

فان الأمر يتطلب حساب قيمة ش ٠ أ ثم حساب قيمة كا٢ ، أيضا كما يتضح من معالجة بيانات الجدول التالى والخاص بالتوزيع لتكرار المترددين على شعب حوادث المرور ومستوياتهم التعليمية ٠

المستوى التعليمى	أمى	ابتدائى	متوسط	ثانوى	جامعة	المجموع الكلى
التكرار	٧٠	٨٠	٦٠	٥٠	٤٠	٣٠٠

قيمة الاختلافات الفعلية ف = ٧٠ (٨٠ + ٦٠ + ٥٠ + ٤٠)
+ ٨٠ (٦٠ + ٥٠ + ٤٠)
+ ٦٠ (٥٠ + ٤٠)
+ ٥٠ (٤٠)

$$= ٧٠ \times ٢٣٠ + ٨٠ \times ١٥٠ + ٦٠ \times$$
$$٤٠ \times ٥٠ + ٩٠$$
$$= ٣٥٥٠٠$$

بما أن ع = ٥ (مستويات تعليمية) ،
ن = ٣٠٠ (عدد أفراد المجموعة)

بما أن ش ٠ أ

$$= \frac{٢ \text{ ع ف}}{\text{ن}^{٢}(\text{ع} - ١)}$$

$$= \frac{٢ \times ٥ \times ٣٥٥٠٠}{٢٣٠٠ (٥ - ١)}$$

$$= \frac{٣٤١٠٠٠}{٤ \times ٢٣٠٠}$$

$$= \frac{٣٤١٠٠٠}{٣٦٠٠٠٠}$$
$$= ٩٥ر$$

ويجب علينا أن نحدد قيمة كا٢ كما يلى :

ويلاحظ أن التكرار المتـــوقع لـكل خلية $= \frac{٣٠٠}{٥} = ٦٠$

وبما أن كا٢ $= \text{مج} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^{٢}}{\text{ق}}$

اذن كا٢ = ١ر٦٧ + ٦ر٦٧ + صفر + ١ر٦٧ + ٦ر٧٦
= ١٦ر٧٨

بدرجات حرية = ٥ - ١ = ٤

نجـد أن القيمة الجـدولية هى ٩ر٤٩ عند مستوى ٠٥ ر
أو ٢٨ر١٣ عند مستوى ٠١ ر
أو ٤٧ر١٨ عند مستوى ٠٠١ر

وعلى هذا فهى قيمة دالة احصائيا ٠

ويمكن استنتاج أن التشتت فى التكرارات باختـــلاف المستوى التعليمى جـــــوهرى ٠

وفى حالة المتغيرات الرتبية فقط يمكن الاســـــتفادة من أساليب قياس التركيز لمعرفة مدى تركز المتغيرات لدى الفئات المختلفة ٠

فكما هو معروف توجد أساليب احصائية لقياس التركيز Concentration وتهتم بمعرفة مدى تركز المتغيرات لدى بعض الفئـــات فى وقت معين ومن أســـاليب قياس التـــركيز منحنى لورنز Lorenz curve ونسبة التركيز لجينى Gini concentration Ratio (Shryock, 1976, 97-99)

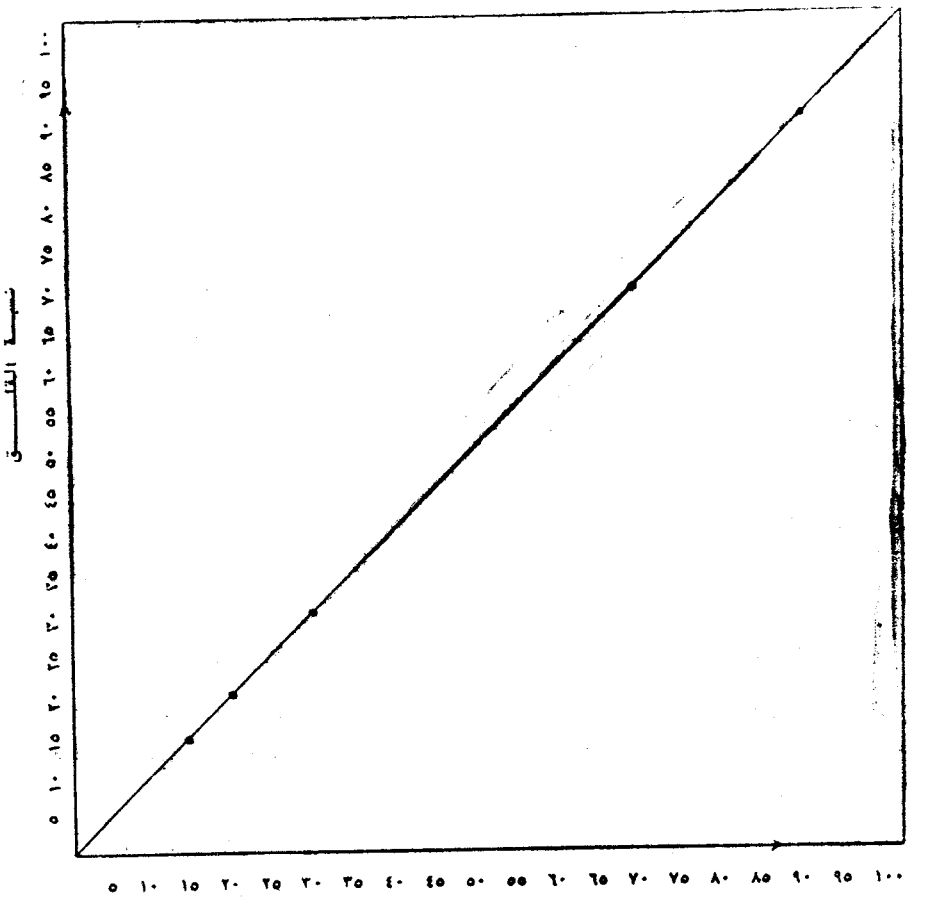
ومنحى لورنز يقيس مدى تركيز أو تكثيف المتغير لدى بعض الفئـــات ويحدد مقدار التركيز بالمساحة المحصورة بين منحنى لورنز ومنحنى التساوى (خط التوزيع المتساوى) ٠

وتعتمد الفكرة على أنه اذا كانت هناك مساواة فى توزيع القلق على الأفراد مثلا لوجـد أن :

٥ ٪من الأفراد لديهم ٥ ٪ من القلق
١٥ ٪ من الأفراد لديهم ١٥ ٪ من القلق
٢٠ ٪ من الأفراد لديهم ٢٠ ٪ من القلق
٣٠ ٪ من الأفراد لديهم ٣٠ ٪ من القلق
١٠٠٪ من الأفراد لديهم ١٠٠٪ من القلق

وبتمثيل العلاقة بيانيا نجد أنها تمثل خطا مستقيما يطلق عليه خـــط التوزيع المتســـاوى Line of Equal Distribution

كما هو موضح بالشكل الآتى :



ونادرا ما نجد التوزيع بالصورة السابقة ، وهذا ما يجعلنا نرسم المنحنى الفعلى مع خط التوزيع المتساوى ويكون الفرق للمساحة بينهما ممثلا لمقدار التركيز ٠

ولكن كيف نرسم منحنى لورنز ؟

يتم ذلك بحساب التكرار المتجمع النسبى للاشخاص
وكذلك حساب التكرار المتجمع النسبى للظاهرة (القلق) مثلا أو المستوى التعليمى) ٠

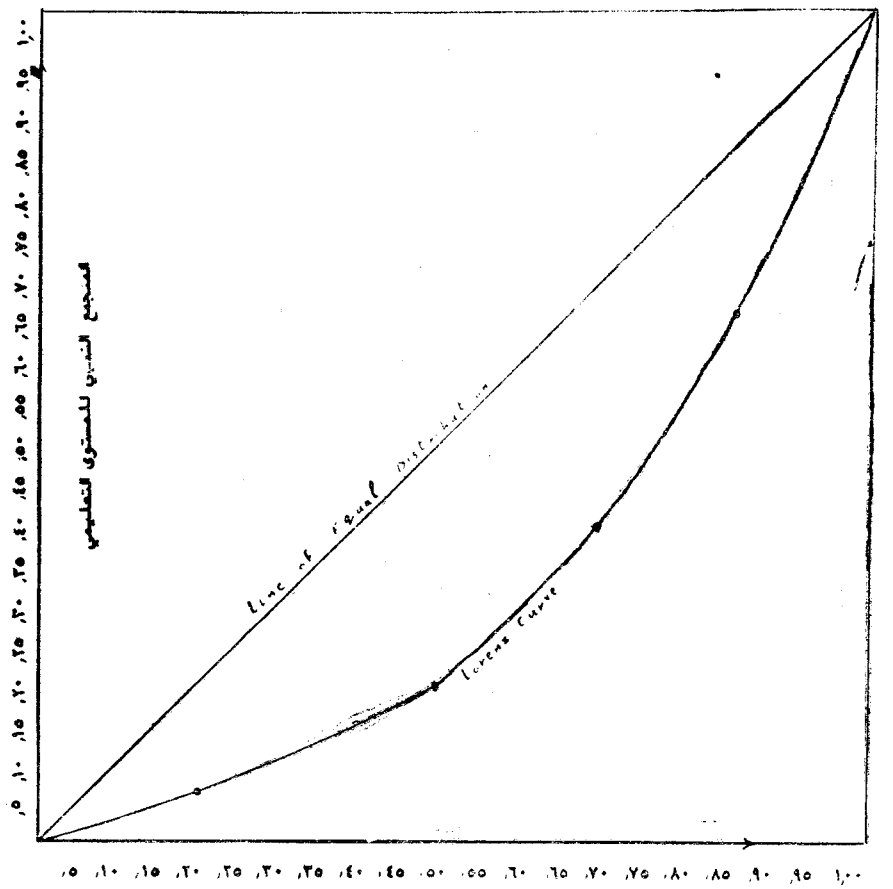
وكلما كانت المساحة المحصورة بين خط التوزيع المتساوى ومنحنى لورنز كبيرة دل ذلك على تركيز أكبر لمتغير (المستوى التعليمى) لدى بعض الفئات أو تركيز تقديرات الطلاب لدى بعض المجموعات أو تركيز الذكاء فى شريحة مميزة من الأطفال أو تركز الطلاب فى عدد قليل من الكليات أو المعاهد ، كما يظهر فى المثال الموضح :

المستوى التعليمى س	التكرار ك	تكرار متجمع ك	متجمع المستوى التعليمى س	تكرار متجمع نسبى ك =	متجمع نسبى تعليمى س =
١	٧٠	٧٠	١	٢٣ر	٠٧ر
٢	٨٠	١٥٠	٣	٥٠ر	٢٠ر
٣	٦٠	٢١٠	٦	٧٠ر	٤٠ر
٤	٥٠	٢٦٠	١٠	٨٧ر	٦٧ر
٥	٤٠	٣٠٠	١٥	١ر٠٠	١ر٠٠

ومن أساليب قياس التركيز أسلوب جينى فقد قام جينى بقياس المساحة المحصورة بين منحنى لورنز وخط توزيع التساوى بقانون على الصورة التالية :

المساحة = مجـ ك = ـ مجـ ك = س = ر ر + ١
ر + ١

(دراسات تربوية)



والقيمة الناتجة قياس على شكل نسبة الى المساحة الكلية تحت خط توزيع التساوى (قطر المربع)

ومن البيانات السابقة فى المثال السابق :

التكرار النسبى ك =	المتجمع النسبى ك = ر + ١ = التعليمى س =	س ر ك = رس = ر + ١
٢٣ر	٠٧ر	٠٥ر
٥٠ر	٢٠ر	١٤ر	٢٠ر
٧٠ر	٤٠ر	٣٥ر	٤٧ر
٨٧ر	٦٧ر	٦٧ر	٨٧ر
١٠٠ر	١٠٠ر		

مجـ ك = ر + ١ = س ر = ١٢ر

مجـ ك = ر س = ر + ١ = ١٥٩ر

اذن المساحة = مجـ ك = س = ـ مجـ ك = س = ر / ر + ١

= ١٥٩ر ـ ٢٠ر١

= ٣٩ر

أى نسبة جينى للتركيز = ٣٩ر

ويمكن اجمال نتائج المثال الخاص بالمستوى التعليمى فى الصورة التالية:

نسبة التركيز = ٣٩ر

التشتت = ٩٥ر

مستوى الدلالة = ٠١ر

وعلى ذلك فانه يمكن حساب نسبة التركيز لمجموعة من البيانات المرتبة وتشتتها وجوهرية هذا التشتت ، فاذا اتضح وجود قيمة للتشتت الذى ثبتت دلالتها الاحصائية فان ذلك يعنى لنا التحدث عن الاختلاف بمستوى معين من الثقة ويلزم الأمر عند ذلك التوصل الى نسبة التركيز لجينى وذلك فى البيانات

الرتيبة فقط ، كما سبق الاشارة اليه والتى يمكن أن يأخذها المتغير مثل المستوى التعليمى ، وحجم الأسرة والترتيب الميلادى والمستويات الاقتصادية أو الاجتماعية أو الثقافية ٠٠ الخ ٠

ومثلما نحسب المتوسط والانحراف المعيارى لبيانات كمية يمكننا حساب نسبة التركيز والتشتت الكيفى للبيانات الكيفية ٠

المراجـــع

١ ـ السيد محمد خيرى (١٩٧٠) : الاحصاء فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة ، دار النهضة العربية ٠

٢ ـ فؤاد البهى السيد (١٩٧٩) : علم النفس الاحصائى وقياس العقـل البشرى ، القاهرة ، دار الفكر العربى ٠

٣ ـ محمد صبحى أبو صالح وعدنان محمد عوض (١٩٨٣) : مقدمة فى الاحصاء ، لندن ، جون وايلى ٠

٤ ـ عبد العزيز القوصى وآخرون (١٩٥٧) : الاحصاء فى التربية وعلم النفس

٥ ـ رمزية الغريب (١٩٧٠) : التقويم النفسى والتربوى ، القاهرة ، الانجلو المصرية ٠

٦ ـ صلاح علام (١٩٨٥) : تحليل البيانات فى البحوث النفسية والتـربوية، القاهرة ، دار الفكر الجامعى ٠

7. Ferguson, G. (1978) : Statistical Analysis in Psychology and Education, (5th ed.) N.Y. : McGraw-Hill.

8. Guiford, Jond Fruchter, B. (1978) : Fundamental Statistics in Psychology and Education, McGraw-Hill. KoGakusha, Ltd., Tokyo.

9. Lewis, D. (1960) : Quantitative Methods in Psychology, N.Y. McGraw-Hill.

10. McNemar, Q. (1969) : Psychological Statistics (4th ed.) N.Y., Wiley.

11. Shryock, H. et al. (1976) : The Methods and materials of Demography, N.Y. : Academic press.

12. Stell, Rad Torrie J. (1980) : Principles and procedures of statistics : A Biometrical Approach (2nd ed.). N.Y. McGraw-Hill.