

مقدمة في الاحصاء

النيوتروسوفي

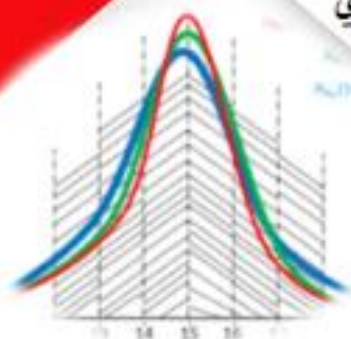
تأليف

أ.د. فلورنتن سمارانداكة

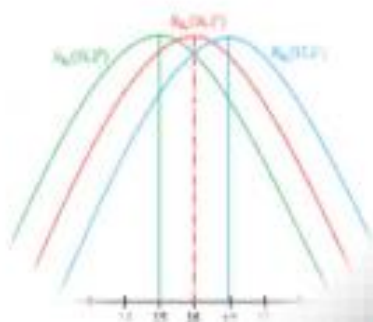
ترجمة

أ.م.د. هدى اسماعيل خالد الجميلي

المهندس أحمد خضر عيسى الجبوري



$$X_N \sim N_N(\mu_N, \sigma_N^2) = \frac{1}{\sigma_N \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - \mu_N)^2}{2\sigma_N^2}\right)$$



PONS Publishing House

2020

تأليف

أ.د. فلورنتن سمارانداكة

ترجمة

أ.م.د. هدى اسماعيل خالد الجميلي

المهندس أحمد خضر عيسى الجبوري

مقدمة في الاحصاء النيوترو سوفكي



PONS Publishing House
Brussels, Belgium

2020

Author,

Department of Mathematics, University of New Mexico Gallup, NM, USA.

Email: smarand@unm.edu

Translators,

University of Telafer, Head of the Scientific Affairs and Cultural Relations

Department, Iraq. hodaesmail@yahoo.com & [dr.huda-](mailto:dr.huda-ismael@uotelafer.edu.iq)

ismael@uotelafer.edu.iq

University of Telafer, In Charge of the Statistics Division, Iraq.

ahmed.ahhu@gmail.com

Publisher

Pons Publishing House

Quai du Batelage, 5

1000, Bruxelles, Belgium

ISBN: 978-1-59973-906-9

© The Author and The Translators, 2020.

المراجعة العلمية

الأستاذ الدكتور حسين جمعة عباس البياتي

مدير قسم البحث والتطوير – جامعة تلغفر – العراق

الأستاذ الدكتور أبو بكر الصديق بيومي

أستاذ متمرس – كلية العلوم – جامعة القاهرة – مصر

الأستاذ الدكتور سعيد برومي

أستاذ الرياضيات في جامعة الحسن الثاني / المحمدية / كلية العلوم ابن أمسيك /

الدار البيضاء / المغرب

م.م. أحمد باسم النافعي

الكلية التربوية المفتوحة- وزارة التربية – العراق

المراجعة اللغوية

م.م. حسين أحمد عباوي

Neutrosophic Science International Association (NSIA) / Iraqi Branch

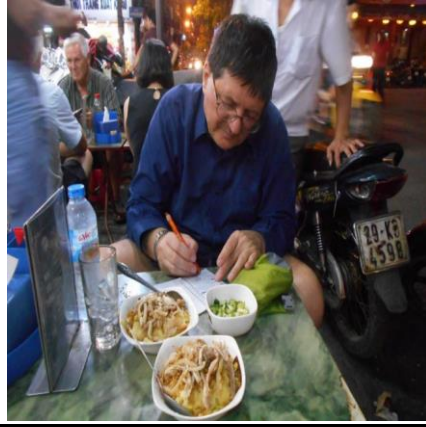
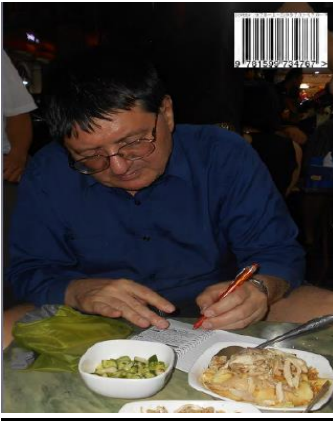
المحتويات

ت	اسم الموضوع	الصفحة
	المحتويات	4
	مقدمة عن المؤلف (سيرة عالم وكاتب وفنان)	7
	المقدمة	14
	الفصل الاول (الاحصاء النيوتروسوفي)	17
	الاحصاء النيوتروسوفي	18
1.1	بعض التعريفات الاساسية في الاحصاء النيوتروسوفي	19
2.1	العدد النيوتروسوفي الاحصائي (N)	21
3.1	التوزيع النيوتروسوفي التكراري	23
4.1	رسوم بيانات احصائية نيوتروسوفية	26
5.1	المغالطات الاحصائية	38
	الفصل الثاني (الارباع النيوتروسوفية)	39
1.2	الارباع النيوتروسوفية	40
2.2	العينة النيوتروسوفية	42
1.2.2	مثال	43
3.2	العينة النيوتروسوفية العشوائية المبسطة ذات الحجم n	44
1.3.2	مثال	44
2.3.2	مثال	45
3.3.2	مثال	45
4.2	القياسات العددية النيوتروسوفية	47
	الفصل الثالث (الاعداد النيوتروسوفية)	51
1.3	الاعداد النيوتروسوفية التقليدية	52
2.3	قسمة الاعداد النيوتروسوفية الحقيقية التقليدية	54

3.3	الجزر النوني n ، إذ $n \geq 2$ ، لعدد نيوتروسوفي حقيقي	60
4.3	متعددة الحدود النيوتروسوفية الحقيقية أو المعقدة	72
5.3	اتجاهات بحثية (مسائل قيد البحث)	77
	الفصل الرابع (الاعداد النيوتروسوفية العشوائية)	78
1.4	الاعداد النيوتروسوفية العشوائية	79
2.4	مثال ذو بيانات نيوتروسوفية	80
3.4	اللاتعيين في حجم العينة	82
	الفصل الخامس (التوزيعات الاحتمالية النيوتروسوفية)	87
1.5	توزيع ذي الحدين النيوتروسوفي	88
1.1.5	مثال	91
2.5	التوزيع النيوتروسوفي متعدد الحدود	96
3.5	الرسم المقطعي النيوتروسوفي المبعثر	98
4.5	الانحدار النيوتروسوفي	102
5.5	مستقيمات المربعات الصغرى النيوتروسوفية	104
6.5	تحويل البيانات من قيم نيوتروسوفية الى قيم تقليدية (ونطلق على هذه العملية مصطلح Deneutrosifications)	111
7.5	المعامل النيوتروسوفي المحدد	113
8.5	الاعداد النيوتروسوفية العشوائية	116
9.5	التوزيع الطبيعي النيوتروسوفي	117
10.5	الاجراء النيوتروسوفي لتوزيعات أخرى	122
	الفصل السادس (الفرضيات النيوتروسوفية)	123
1.6	مقدمة	124
2.6	امثلة	125
3.6	أخطاء اختبار الفرضيات النيوتروسوفية	128

130	مثال	4.6
132	الفرضيات البديلة	5.6
133	مثال	6.6
134	مستوى الدلالة النيوتروسوفي	7.6
139	فترة الثقة النيوتروسوفية	8.6
141	مثال	9.6
144	فترة الثقة النيوتروسوفية لعينة ذات حجم كبير نسبيًا الى المجتمع	10.6
144	مثال	11.6
147	الفصل السابع (نظرية الغاية المركزية النيوتروسوفية)	
148	نظرية الغاية المركزية النيوتروسوفية	1.7
151	مثال	2.7
154	ثبت المصطلحات	
158	المراجع	

سيرة عالم وكاتب وفنان (مؤلف الكتاب)
الاستاذ الدكتور فلورنتن سمارانداكه / جامعة نيو مكسيكو
الامريكية



**Personal pictures for Sir Florentin Smarandache
(contradictory in handwriting) Vietnam -2016**

صورة شخصية للسيد فلورنتن سمارانداكه (يكتب بكلتا يديه)/ فيتنام –
2016.

ولد هذا العالم في العاشر من ديسمبر عام 1954 في مدينة Balcesi في روما / ايطاليا،
هو ذلك العالم الموسوعي الذي عمل مؤلفا، ومترجما، ومحررا لأكثر من 1000 كتاب ،
وبحث ، ومقالة علمية.

انه رجل يدعو للنهضة لأنه نشر في العديد من المجالات والحقول العلمية، على سبيل المثال لا الحصر نجد انه قد ابدع في الرياضيات (نظرية الأعداد، الاحصاء، البنى الجبرية، الهندسة اللاإقليدية، والهندسة السمارانداكية)، وعلوم الكمبيوتر (الذكاء الاصطناعي، والانشطار المعلوماتي)، الفيزياء (فيزياء الكم، فيزياء الجسيمات)، الاقتصاد (ثقافة الاقتصاد، نظرية المراكز التجارية المتعددة)، الفلسفة (تعميم الديالكتيك (الجدل أي مقارنة الحجة بالحجة) والمنطق النيوتنوسوفي – تعميم للمنطق الضبابي الحدسي)، العلوم الاجتماعية (مقالات سياسية) والأدب (الشعر والنثر والمقالات والرواية، الدراما، ومسرحيات الأطفال، والترجمة) والفنون (الرسم التجريبي/ الطليعي، الفن التصويري، رسم تشكيلي).

وهو يعمل حاليا أستاذاً للرياضيات في جامعة نيو مكسيكو الامريكية، ومن انجازاته العلمية والجوائز التي حصل عليها:

- 1- في 22 أيلول 2011، قام الباحثون في المنظمة الاوربية للأبحاث النووية (سيرن) بالإثبات الجزئي لفرضية سمارانداكه التي تنص على انه لا يوجد حد اقصى للسرعة في الكون .
- 2- حصل على جائزة نيو مكسيكو لأفضل كتاب عام 2011 وذلك عن كتابه "بنى جبرية جديدة " مناصفة مع الدكتور فاسانتا كانداسامي.
- 3- حصل على شهادتي دكتوراه فخرية في عام 2011 من كل من بكين (جامعة جياوتونغ)، ومن بوخارست (أكاديمية داكوروما) .
- 4- حصل على الوسام الذهبي من مؤسسة تيليسيو-غاليلي اللندنية للعلوم عام 2010 إذ أقيم حفل التكريم في جامعة بيكس، هنغاريا.
- 5- وهو أيضا عضو في الاكاديمية الرومانية - الأمريكية للعلوم. يستطيع القارئ الكريم الاطلاع على كتب السير فلورنتن في كل من المواقع التالية:

(Amazon Kindle, Amazon.com, Google Book Search)

وفي العديد من المكتبات في جميع أنحاء العالم منها مكتبة الكونغرس (العاصمة واشنطن)، أيضا في قاعدة البيانات العلمية الدولية arXiv.org، المدارة من قبل جامعة كورنيل (Cornell University). إن السير فلورنتن هو من وضع نظرية ديزرت-

سمارانداكة (Dezert- Smarandache theory) في موضوع الانشطار المعلوماتي وهو احد مواضيع الرياضيات التطبيقية ، جنبا إلى جنب مع الدكتور J. Dezert من فرنسا هذه النظرية معروفة دوليا لأنها قد تم استخدامها في مجال الروبوتات، الطب، والعلوم العسكرية، وعلم التحكم الآلي، وللمهتمين من ذوي الاختصاص نجد انه سنويا ومنذ عام 2003 تتم دعوة السير فلورنتن لتقديم محاضرات وأوراق علمية حول موضوع الانشطار المعلوماتي في مؤتمرات دولية منها في أستراليا (2003)، السويد (2004)، الولايات المتحدة الأمريكية (2005)، إيطاليا (2006)، كندا (2007)، ألمانيا (2008)، في إسبانيا (2006)، بلجيكا (2007)، وفي جامعات أخرى مثل إندونيسيا عام 2006 للمزيد يمكن الرجوع للموقع

وصيانيته السيد فلورنتن بنفسه. (<http://fs.gallup.unm.edu/DSmT.htm>) إذ صمم هذا الموقع ويقوم على ادارته

دعي كمتكلم برعاية وكالة ناسا في عام 2004 ومن قبل حلف شمال الاطلسي عام 2005, نشرت بحوثه في وقائع هذه المؤتمرات. وقد صوب العديد من أطاريح الدكتوراه في جامعات مثل كندا، وفرنسا، وإيطاليا، وإيران.

في البنى الجبرية السمارانداكية نجد مفردات جبرية مهمة مثل المونويدات، أشباه الزمر، فضاء المتجهات، الجبر الخطي، وغيرها وحاليا يتم تدريسها للطلاب في المعهد الهندي للتكنولوجيا في جيناي، تاميل نادو، الهند، وما زالت هناك أطاريح للدكتوراه تحت إشراف الدكتورة (فاسانثا كانداسامي) ، التي تعد إحدى المشاركات في العديد من الدراسات للبنى الجبرية النيوتروسوفية (انظر الرابط

<http://fs.gallup.unm.edu/algebra.htm>).

من اعماله المرموقة في الرياضيات أنه قام بتأسيس وتطوير المنطق النيوتروسوفي , المجاميع النيوتروسوفية, الاحتمالية والاحصاء النيوتروسوفي، والتي هي تعميمات للمنطق الضبابي والمنطق الضبابي الحدسي، وللمجاميع الضبابية (نخص بالذكر المجاميع الضبابية الحدسية).

لقد أختار هذا العالم تسمية منطقة الرياضياتي الجديد بأسم (المنطق النيوتروسوفي) , إذ أن أصل هذه الكلمة يعود ل النيوتروسوفيا Neutro- sophy وهي كلمة مؤلفة من مقطعين, الاول Neutro باللاتينية , وبالفرنسية تلفظ Neutre وهي تعني (محايد Neutral) . المقطع الثاني للكلمة Sophia وهي كلمة يونانية تعني (حكمة / Skill Wisdom), ومن ثم يصبح معنى الكلمة بمجملها " معرفة الفكر المحايد " . (للمزيد عن ذلك أنظر كتاب الفلسفة العربية من منظور نيوتروسوفي/ صلاح عثمان و فلورنتن سمارانداكة).

وكان متحدثا في جامعة بيركلي عام 2003 في مؤتمر نظمه الاستاذ الشهير الدكتور لطفي زادا أبو المنطق الضبابي . ودعي أيضا في الهند (2004), اندونيسيا (2006), مصر (2007). وهناك أطروحتي دكتوراه عنهما في جامعة ولاية جورجيا في أتلانتا, وفي جامعة كوينزلاند في أستراليا (انظر الرابط <http://fs.gallup.unm.edu/neutrosophy.htm>).

إن المفاهيم السمارانداكية في نظرية الأعداد معروفة عالميا، مثل متسلسلات سمارانداكة، دوال سمارانداكة، وثابت سمارانداكة (وهي موجودة في الموقع المرموق " موسوعة CRC للرياضيات"، فلوريدا 1998؛ أنظر الرابط <http://mathworld.wolfram.com>). توجد العديد من الدوال السمارانداكية في " كتاب لنظرية الأعداد "، نشر في دار النشر المرموقة Springer-Verlag، عام 2006, ومن كتبه القيمة " الاعداد الاولى في المنظور الحسابي " الطبعة الثانية نشرت في نفس دار النشر أنفة الذكر للعام 2005 .

للاطلاع على مؤلفات علمية أخرى للدكتور فلورنتن سمارانداكة سواء في نظرية الأعداد أو في التوافقيات، والتي نشرت في جامعة Xi'an في الصين من خلال المجلة الدولية " Scientia Magna " (انظر عددها الأخير على الرابط التالي:

(<http://fs.gallup.unm.edu/ScientiaMagna4no3.pdf>)

والأكاديمية الصينية للعلوم في بكين , "المجلة الدولية للرياضيات التوافقية" (انظر عددها الأخير في: <http://fs.gallup.unm.edu/IJMC-3-2008.pdf>).

لقد تم في العام 1997 تنظيم مؤتمر دولي حول المفاهيم السمارانداكية في نظرية الاعداد بجامعة كرايوفا، رومانيا (حيث تخرج منها في دراسته الجامعية الاولى وكان الاول على دفعته عام 1979)، (أنظر الرابط

(<http://fs.gallup.unm.edu/ProgramConf1SmNot.pdf>).

إن العديد من هذه المؤتمرات تم تصنيفها من قبل المجلة العلمية المرموقة " Notice of the American mathematical Society", أنظر على سبيل المثال وقائع المؤتمرات الدولية منذ 2005- 2008 على الرابط التالي:

(<http://fs.gallup.unm.edu//ScientiaMagna4no1.pdf>)

وهو محرر المجلة الدولية " Progress in Physics"، والتي تطبع وتحرر في جامعة نيو مكسيكو UNM، مع مساهمين دوليين وجهات راعية تمثلها عدة معاهد للابحاث النووية من جميع أنحاء العالم. لرؤية إحدى إصداراتها أنظر الرابط

(<http://fs.gallup.unm.edu//PP-03-2008.pdf>) .

أما في الفيزياء قام بصياغة مفهوما جديدا يدعى اللامادة "unmatter"، وأظهر سيناريو التناقضات الكمومية باستخدام المنطق النيوتروسوفي (وهو منطق متعدد القيم) لتوسيع الفضاءات الفيزيائية، كما وسع المعادلات التفاضلية الفيزيائية من الصيغ الرباعية الى صيغ رباعية ثنائية.

أنظر الرابط (<http://fs.gallup.unm.edu//physics.htm>) .

في الاقتصاد كتب مع Vector Christianto حول الثقافة الاقتصادية كبديل للبلدان المتخلفة، واقترح نظرية المراكز التجارية المتعددة. أنظر الرابط

(<http://fs.gallup.unm.edu//economics.htm>) .

في الفلسفة قدم تراكيب من عدة أفكار فلسفية متناقضة ومدارس فكرية، ووسع جدليات الفيلسوف الالماني هيغل إلى النيوتروسوفيا، وهو ما يعني تحليل ليس فقط الأضداد ولكن المركبات المحايدة بين هذه الاضداد. أنظر الرابط

. (<http://fs.gallup.unm.edu/neutrosophy.htm>) .

في الادب يعد مؤسسا لمدرسة المفارقات ما يعني الحركة المعاصرة القائمة على الاستخدام المفرط للمتناقضات في التخليق والتي وضع اسسها عام 1980 في رومانيا. و نشر دوليا خمسة مقتطفات أدبية دولية عن المفارقات، للمزيد أنظر الرابط

. (<http://fs.gallup.unm.edu/a/Paradoxism.htm>) .

فيما يتعلق بالأطر الجديدة للمفارقات نلاحظ انه قدم:

- أنواع جديدة من الشعر بأشكال ثابتة.
- أنواع جديدة من القصة القصيرة.
- أنواع جديدة من الدراما.
- وأنواع جديدة من الخيال العلمي في النثر.

ويمكن تحميل كتب حول هذه المواضيع من الموقع التالي :

. <http://fs.gallup.unm.edu/eBooks-otherformats.htm>

وله تجارب أدبية لغوية في مجلد بعنوان: "معجم فلورنتين " (2008)، له دراما مناهضة للدكتاتورية بعنوان "بلد الحيوانات"، وهي دراما صامتة! عرضت في المهرجان الدولي للمسرح الطلابي، بالدار البيضاء (المغرب)، بتاريخ 01-21 ايلول، 1995 وتلقى هذا العمل جائزة خاصة من لجنة التحكيم . كما وعرض هذا العمل مرة أخرى في ألمانيا بتاريخ 29 سبتمبر 1995. أنظر الرابط لبعض أعماله المسرحية

. (<http://fs.gallup.unm.edu/a/theatre.htm>) .

تعهد بتوحيد النظريات في الفن أنظر الرابط

(<http://fs.gallup.unm.edu//a/oUTER-aRT.htm>).

وتوجد في جامعة ولاية أريزونا، مكتبة هايدن، ، جمع كبير من الكتب والمجلات والمخطوطات والوثائق والأقراص المدمجة وأقراص الفيديو الرقمية وأشرطة الفيديو عن أعماله، وله مجموعة خاصة أخرى في جامعة تكساس في أوستن، أرشيف الرياضيات الأمريكي (داخل مركز التاريخ الأمريكي). موقعه على شبكة الإنترنت:

<http://fs.gallup.unm.edu>

لهذا الموقع حوالي ربع مليون زائر شهرياً! وهو أكبر وأكثر موقع تتم زيارته في الحرم الجامعي لجامعة نيومكسيكو غالباً . فضلاً عن وجود دليل المكتبة الرقمية للعلوم في الرابط التالي:

(<http://fs.gallup.unm.edu//eBooks-otherformats.htm>).

مع العديد من الكتب والمجلات العلمية المنشورة التي تظهر إبداعاته العلمية، ولها حوالي 1000 زيارة يومياً! .

ويملك مكتبة رقمية للفنون والآداب اذ تضم العديد من كتبه و ألبوماته الأدبية والفنية الابداعية، ولهذا الموقع نحو 100 زيارة في اليوم. أنظر الرابط

(<http://fs.gallup.unm.edu//eBooksLiterature.htm>)

أصبح السير فلورنتن ذو شعبية كبيرة في جميع أنحاء العالم إذ أن أكثر من 3,000,000 شخص سنوياً من حوالي 110 بلداً يقومون بقراءة وتحميل كتبه الإلكترونية؛ وحازت كتبه الآلاف من الزيارات شهرياً.

المقدمة

على الرغم من أن الإحصاء النيوتروسوفي قد تم تعريفه منذ العام 1996 ، ثم نشر في عام 1998 بالكتاب المعنون " النيوتروسوفيا/ المنطق، المجموعة والاحتمالية النيوتروسوفية" إلا أنه لم ينل حظاً من الاهتمام والتطور إلى يومنا هذا. وكذلك كان الحال مع الاحتمالية النيوتروسوفية، باستثناء بعض المقالات المتفرقة التي حظيت بتطور بسيط لا يكاد يرتقي لشمولية الفكرة التي تقوم عليها ، وقد نشرت عام 2013 ضمن الكتاب المعنون " مقدمة في القياس، التكامل والاحتمالية النيوتروسوفية".

يعد الإحصاء النيوتروسوفي مفهوماً موسعاً للإحصاء التقليدي (الكلاسيكي)، إذ يتم فيه التعامل مع قيم ذات مجموعات بدلاً عن قيم هشة ، بحيث يكون من السهل في اغلب المعادلات والصيغ الإحصائية التقليدية استبدال عدّة أعداد بمجاميع . أي أن العمليات ستجري على المجاميع بدلاً من إجراء العمليات على الأعداد ، وسيتم ذلك باستخدام المعلومات غير المعينة (غير الدقيقة، التي فيها لاتأكيد ، وحتى تلك التي تكون مجهولة تماماً) بدلاً من استخدام المعلومات الطبيعية المتعارف عليها في الإحصاء التقليدي.

هذا ما يجعلنا نتفق على ان اي عدد مثل a سيتم استبداله بمجموعة يرمز لها بـ a_N ، ويقصد بها (a النيوتروسوفية)، أو (a غير الدقيقة) أو (a غير المعينة). a_N قد تكون جوار a ، او قد تكون فترة تحوي a ، وبشكل عام يمكن اعتبارها اية مجموعة مقربة الى a . في اسوأ سيناريو لـ a_N يمكن ان تكون مجهولة، وفي افضل سيناريو لـ a_N (عندما لا يكون هناك لا تعيين في a) ستكون $a_N = a$.

وإذا ماتساءلنا : لماذا يتم اللجوء إلى التحول من الاعداد الهشة الى المجاميع؟

يجاب على هذا التساؤل أننا في حياتنا الواقعية لن نستطيع دائماً تجهيز او حساب قيم مضبوطة للمعلومات الاحصائية، لكننا بحاجة الى تقريبها، هذه تعد احدى طرائق العبور من الاحصاء التقليدي الى الاحصاء النيوتروسوفي؛ فضلاً عن طرائق اخرى ممكنة تعتمد على انواع اللاتعيينات Types of indeterminacies ، وهذه دعوة للقارئ الكريم لتقصي الموضوع بأبحاث يمكن نشرها في المجلة الدولية

“Neutrosophic Sets and Systems” ، أنظر الرابط
<http://fs.unm.edu/NSS/>

إن المؤلف يتقدم بالشكر لكل من الذات المدرجة اسمائهم ادناه:

- 1- Prof. Yoshio Hada, the President of Okayama University of Science.
- 2- Prof. Valery Kroumov from Okayama University of Science.
- 3- Prof. Akira Inoue from the State University of Okayama.
- 4- Prof. Masahiro Inuiguchi, Dr.Masayo Tsurumi, and Dr. Yoshifumi Kusuroku from the University of Osaka.
- 5- Dr. Tomoe Entani from the Hyogo University.

وذلك لارائهم القِيمة التي اسدوها لي أثناء بحثي لما بعد الدكتوراه في كانون الاول 2013 وكانون الثاني 2014 ، فيما يتعلق بتطبيقات علم النيوتروسوفيك في الروبوتات وحقول اخرى.

إنَّ اي كمية محسوبة تحوي بعض قيم اللاتعيين (some indeterminacy) في عينة تمثل إحصاءً نيوتروسوفيكياً.

إن الاحصاء النيوتروسوفي هو متغير عشوائي وعلى هذا النحو لدينا التوزيع الاحتمالي النيوتروسوفي.

إنَّ سلوك المدى البعيد لقيم الاحصاء النيوتروسوفي يتم وصفه عند اجراء حسابات هذا الاحصاء لعدة عينات مختلفة، بشرط أنَّ هذه العينات لها نفس الحجم.

يعد الاحصاء النيوتروسوفي توسعةً للإحصاء التقليدي فمن المتعارف عليه أنَّه في الاحصاء الكلاسيكي تكون البيانات معلومة، وتتم صياغتها بواسطة الاعداد الهشة، بينما البيانات في الاحصاء النيوتروسوفي تملك بعض اللاتعيين.

قد تكون البيانات في الاحصاء النيوتروسوفي، غامضة (ambiguous)؛ غير واضحة (vague) ؛ غير دقيقة (imprecise)؛ غير تامة (incomplete)، وحتى قد تكون غير معلومة (unknown). كذلك بدلاً عن الاعداد التقليدية الهشة المستخدمة في الاحصاء الكلاسيكي سنستخدم المجاميع (تعد هذه المجاميع تقريباً لهذه الاعداد الهشة على التوالي).

اضافة الى ذلك، فإننا قد نجد أنَّ حجم العينة في الاحصاء النيوتروسوفي لا يكون معلوماً بدقة (على سبيل المثال حجم عينة قد يكون بين 90 و100؛ هذه الحالة يمكن حدوثها، مثلاً عندما يكون الخبر الاحصائي غير متأكد حول هل ان عشرة عينات من الافراد ينتمون أو لا ينتمون الى المجتمع قيد الدراسة؛ او ربما لان هذه العشرة عينات من الافراد ينتمون بشكل جزئي فقط الى المجتمع قيد الدراسة؛ مما يؤدي الى ان هؤلاء الافراد لا ينتمون بشكل جزئي الى نفس المجتمع ايضاً).

في هذا المثال تم اعتماد حجم العينة $n = [90, 100]$ ، بدلاً عن العدد الهش $n = 90$ او $n = 100$ كما في الاحصاء الكلاسيكي.

بطريقة اخرى كنا نستطيع اعتماد البيانات المتوفرة جزئياً لعينة الافراد العشرة لو اخذنا دالة العضوية لها في المجتمع قيد الدراسة بشكل دالة جزئية فقط.

الفصل الاول

Chapter One

الاحصاء النيوتروسوفي

Neutrosophic Statistics

الاحصاء النيوتروسوفي

Neutrosophic Statistics

يشير مفهوم الاحصاء النيوتروسوفي الى مجموعة بيانات، تكون كلها أو جزء منها غير معينة بدرجة ما، كما تشير الى تلك الطرائق المستخدمة في تحليل هذه البيانات.

ويمكن الفرق بين الاحصاء الكلاسيكي التقليدي والاحصاء النيوتروسوفي أن كل البيانات تكون محددة في الاحصاء التقليدي بخلاف الاحصاء النيوتروسوفي.

في العديد من الحالات، عندما اللاتعيين يكون صفراً؛ فان الاحصاء النيوتروسوفي والاحصاء التقليدي سيتطابقان.

يمكننا استخدام القياس النيوتروسوفي من اجل قياس بيانات غير معينة. ان طرائق الاحصاء النيوتروسوفي ستمكّننا من تمثيل وتنظيم البيانات النيوتروسوفية (تلك البيانات التي تملك بعض اللاتعيينات) من اجل الكشف عن الانماط الاساسية.

هناك العديد من الطرائق التي يمكن استخدامها في الاحصاء النيوتروسوفي . وقد قدمنا العديد من هذه الطرق من خلال امثلة وبعد ذلك سنقوم بتعميمها لأصناف اخرى من الامثلة. بالرغم من ذلك إن القارئ يمكنه استنباط طرائق جديدة بالاضافة لما تمت دراسته في هذا الكتاب.

نؤكد انه في الاحتمالية والاحصاء النيوتروسوفي، اللاتعيين يختلف عن العشوائية بينما الاحصاء التقليدي يشير الى العشوائية فقط.

1.1 بعض التعريفات الاساسية في الاحصاء النيوتروسوفيكي

Some Basic Definitions in Neutrosophic Statistics

1- الاحصاء الوصفي النيوتروسوفيكي (Neutrosophic Descriptive Statistics) يتألف من كل التقنيات المؤدية الى وصف وتلخيص الصفات المميزة للبيانات العددية النيوتروسوفكية.

نحن نعلم ان بيانات الاعداد النيوتروسوفكية تحوي اللاتعيين، وهذا ما يفسر كون رسم المستقيم النيوتروسوفيكي والرسوم البيانية النيوتروسوفكية الاخرى سيتم تمثيلها في فضاء ثلاثي الأبعاد، بدلاً عن تمثيلها في فضاء ثنائي الأبعاد حيث ان الأخير هو ما تعودنا استخدامه في الاحصاء التقليدي.

إنَّ البعد الثالث في النظام الكارتيزي X, Y, Z قد نشأ بسبب مركبة اللاتعيين (I). من عرض الرسم البياني غير الواضح (المبهم) يمكننا استخراج معلومات نيوتروسوفكية مبهمة (غير واضحة).

2- الاحصاء النيوتروسوفيكي الاستدلالي (Neutrosophic Inferential Statistics) يتألف من الطرائق التي تسمح بإعطاء تعميمات جاءت من العينات النيوتروسوفكية للمجتمع الذي تم اختيار العينة منه.

3- البيانات النيوتروسوفكية (Neutrosophic Data) هي تلك البيانات التي تحوي بعض اللاتعيين.

4- البيانات النيوتروسوفكية المتقطعة / المنفصلة (Discrete Neutrosophic Data)؛ تعني في حال كانت القيم عبارة عن نقاط منعزلة؛ على سبيل المثال:

$$6 + i_1, \text{ where } i_1 \in [0,1], 7, 26 + i_2, \text{ where } i_2 \in [3,5]$$

5- اما البيانات النيوتروسوفكية المستمرة (Continuous Neutrosophic Data) فهي تلك البيانات المكونة من قيم تتألف من فترة واحدة او اكثر، فمثلاً البيانات ضمن الفترة $[0,1,1.0]$ or $[0,0.8]$ نجد اننا لا نملك تأكيداً حول

وقوع هذه البيانات في اي الفترتين هل هي ضمن $[0,0.8]$ ام في الفترة $[0.1,1.0]$.

6- البيانات النيوتروسوفكية الكمية (العديدية)

(Quantitative (numerical) Neutrosophic Data)

فمثلاً عدد ما في الفترة $[42,70]$ (نحن لا علم لنا بالضبط اي عدد هو المطلوب)؛ هل 47, 52, 67, ام 69 او اي عدد اخر يقع ضمن الفترة المذكورة.

7- البيانات النيوتروسوفكية النوعية (الشكلية)

(Qualitative (Categorical) Neutrosophic Data)

مثلاً العبارة التي تنص على (الازرق او الاحمر) (لا نعلم بالضبط اي لون هو المطلوب)؛ مثال اخر العبارة التي تنص على (ابيض، اسود ام اخضر أم أصفر) (لا نعرف بالضبط أي لون هو المطلوب).

8- بيانات نيوتروسوفكية احادية المتغير (Univariate Neutrosophic Data)، ونعني بذلك بيانات نيوتروسوفكية مكوّنة من مشاهدات تعتمد على صفة نيوتروسوفكية وحيدة.

9- بيانات نيوتروسوفكية ذات المتغيرات المتعدد

(Multi Variable Neutrosophic Data)

ونعني بذلك تلك البيانات النيوتروسوفكية المتكونة من مشاهدات تعتمد على صفتين نيوتروسوفكيتين أو اكثر. وعلى سبيل المثال لا الحصر لدينا

bivariate neutrosophic data & trivariate neutrosophic data

2.1 العدد النيوتروسوفي الاحصائي (N)

A Neutrosophical Statistical Number (N)

يمتلك هذا النوع من الاعداد الصيغة $N = d + i$ ، إذ أن d تمثل الجزء المحدد (المعین) اي الاكيد من N ، في حين أن i يمثل الجزء غير المحدد (غير المعین) (غير الاكيد) من N . مثلاً $a = 5 + i$ حيث $i \in [0,0.4]$ يكافئ فرضية أن $a \in [5,5.4]$ ؛ بذلك فان الجزء المعین من العدد $a \geq 5$ (ذلك يعني ان الجزء المعین من a هو 5)، بينما الجزء غير المعین $i \in [0,0.4]$ فيعني امكانية ان العدد " a " سيكون اكبر بقليل من (5). يمكننا أن نأخذ بعین الاعتبار، وكما في الاحصاء الكلاسيكي، بيانات نيوتروسوفكية ذات الاستعراض (الظهور) من نوع الورقة والساق (a neutrosophic steamed leaf display) مثال ذلك، لو كانت لدينا البيانات النيوتروسوفكية التالية:

$$6 + i_1 \quad \text{with} \quad i_1 \in (0,0.2);$$

$$7 + i_2 \quad \text{with} \quad i_2 \in [2,3];$$

$$6 + i_3 \quad \text{with} \quad i_3 \in [0,1];$$

$$9 + i_4 \quad \text{with} \quad i_4 \in [1.1,1.5];$$

$$9 + i_1$$

إن استعراض (ظهور) الورقة والساق لهذه البيانات هو:

$$\begin{array}{c} 6 \parallel i_1 \quad i_3 \\ 7 \parallel i_2 \\ 9 \parallel i_1 \quad i_4 \end{array}$$

أو يمكن استعراضها وفق صيغة الفترات وكما يأتي:

$$\begin{array}{l} 6 \\ 7 \\ 9 \end{array} \parallel \begin{array}{l} (0, 0.2) \quad [0, 1] \\ [2, 3] \\ (0, 0.2) \quad [1.1, 1.5] \end{array}$$

يمكن كتابة العدد النيوتروسوفي الاحصائي بطرائق عدّة منها $a = 5 + i$ حيث $i \in [0, 0.4]$ ، أما اذا كانت $a = 4 + i_1$ حيث $i_1 \in [1, 1.4]$ ؛ أو $a = 3 + i_2$ حيث $i_2 \in [2, 2.4]$ وبشكل عام $a = \alpha + i_\alpha$ حيث $\alpha \in [5 - i_\alpha, 5]$ يأتي: $\alpha, 5.4 - \alpha$ علماً ان α هو اي عدد حقيقي . ويمكن كتابة العدد بطريقة معاكسة وكما يأتي: $a = 5.4 - i_3$ حيث $i_3 \in [0, 0.4]$ ، وبشكل عام فان $a = \beta - i_\beta$ حيث $i_\beta \in [\beta - 5.4, \beta - 5]$ علماً ان β هو اي عدد حقيقي.

3.1 التوزيع النيوتروسوفي التكراري

A Neutrosophic Frequency Distribution

هو ذلك التوزيع المتمثل بجدول يُعرض فيه التصنيفات، التكرارات، والتكرارات العلاقية متضمنةً بعض اللاتعيينات. غالباً ما نجد أن اللاتعيينات تظهر في تكرارات لها بيانات غير دقيقة، غير تامة او مجهولة. وبالنتيجة فإن التكرارات ذات العلاقة ستتنصف بعدم الدقة، اللاتمام أو تصبح مجهولة متأثرةً بالبيانات التي تكونها.

يوضح المثال الآتي التوزيع التكراري النيوتروسوفي لعدد حوادث سَوَاق السيارات.

Number of accidents	Neutrosophic frequency	Neutrosophic relative frequency
0	50	[0.185,0.227]
1	[60,80]	[0.240,0.333]
2	[70,90]	[0.280,0.375]
3	[40,50]	[0.154,0.217]
Total 0-3	[220,270]	[0.859,1.152]

ولمعرفة كيفية قراءة الجدول اعلاه ؛ نأخذ مثلاً السطر #2 نجد فيه عدد سائقي السيارات ممن حصل لهم حادث مروري واحد هم بين 60 و 80 سائق (هذه معلومة غير واضحة)، في نفس الوقت لها تكرار نيوتروسوفي علاقي بين 0.240 و 0.333.

من أجل حساب مجموع التكرارات النيوتروسوفية حيث ان لدينا معلومات غير دقيقة، سنحسب min و max للتكرارات المُحَمَّنة Estimated Frequencies وكما يلي :

$$\min_{nf} = 50 + 60 + 70 + 40 = 220$$

$$\max_{nf} = 50 + 80 + 90 + 50 = 270$$

من أجل حساب التكرار العلاقي النيوتروسوفي سنحسب مرة أخرى الـ min والـ max لكل الحالات الممكنة .

عندما عدد الحوادث صفر:

$$\min_{nrf} = \frac{50}{270} \simeq 0.185$$

$$\max_{nrf} = \frac{50}{220} \simeq 0.227$$

$$50 \div [220, 270] \simeq [0.185, 0.227]$$

أو عندما عدد الحوادث واحد يكون لدينا:

$$\min_{nrf} = \frac{60}{50+60+90+50} \simeq 0.240,$$

$$\max_{nrf} = \frac{80}{50+80+70+40} \simeq 0.333.$$

عندما عدد الحوادث اثنان يكون لدينا:

$$\min_{nrf} = \frac{70}{50+80+70+50} \simeq 0.280,$$

$$\max_{nrf} = \frac{90}{50+60+90+40} \simeq 0.375.$$

لاحظ أنَّ الفترة $[0.280, 0.375]$ تختلف عما يأتي:

$$[70, 90] \div [220, 270] = \left[\frac{70}{220}, \frac{90}{270} \right] \simeq [0.259, 0.409].$$

$$\min_{nrf} = \frac{40}{50+80+90+40} \simeq 0.154,$$

عندما يكون لدينا ثلاثة حوادث فإن:

$$max_{nrf} = \frac{50}{50+60+70+50} \simeq 0.217.$$

على غرار ما دُكرَ في أعلاه فان الفترة $[0.154, 0.217]$ تختلف عن

$$[40,50] \div [220,270] = [\frac{40}{270}, \frac{50}{220}] \simeq [0.148, 0.227].$$

نحن ببساطة قمنا بتجميع التكرارات النيوتروسوفية العلاقية بعملية اضافة الفترات بعضها الى بعض.

$$[0.185, 0.227] + [0.240, 0.333] + [0.280, 0.375] + [0.154, 0.217] = [0.859, 1.152].$$

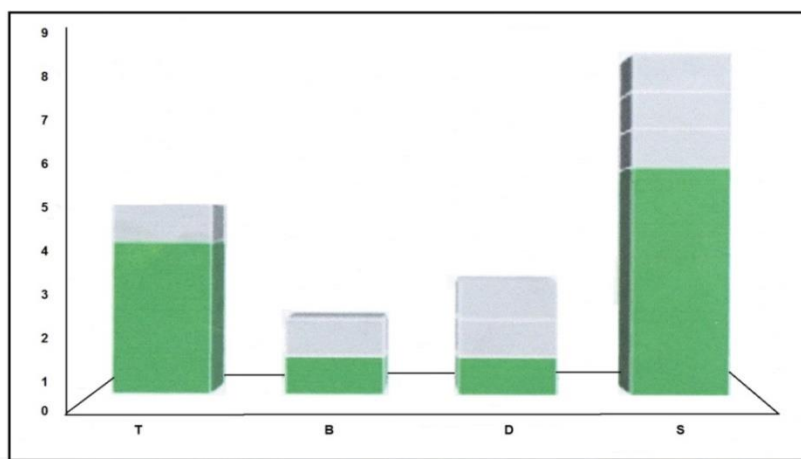
4.1 رسوم بيانية احصائية نيوتروسوفكية

Neutrosophic Statistical Graphs

هي تلك المخططات التي تملك إمّا رسوم بيانية او منحنيات غير معينة (اي غير واضحة، غامضة، مبهمّة، غير معلومة)

a.1 مخطط نيوتروسوفكي باستخدام المستطيلات (الاعمدة):-

Neutrosophic Bar Graph



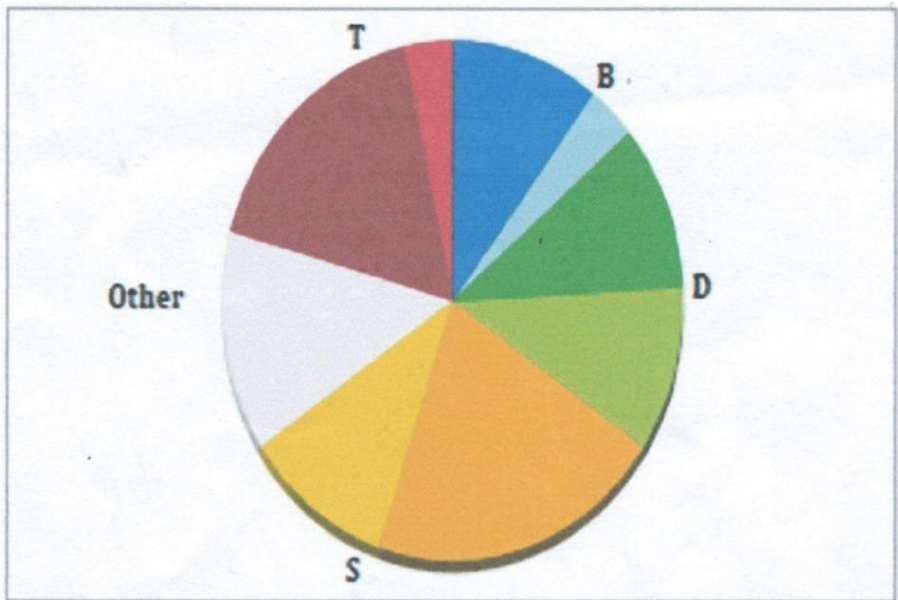
جدول: الوقت المستهلك ليوميّات المواطن الامريكي

T: مشاهدة التلفاز بين [4,5] ساعة، B : قراءة الكتب بين [1,2] ساعة،

D: سياقة بين [1,3] ساعة ، S : نوم بين [6,9] ساعة.

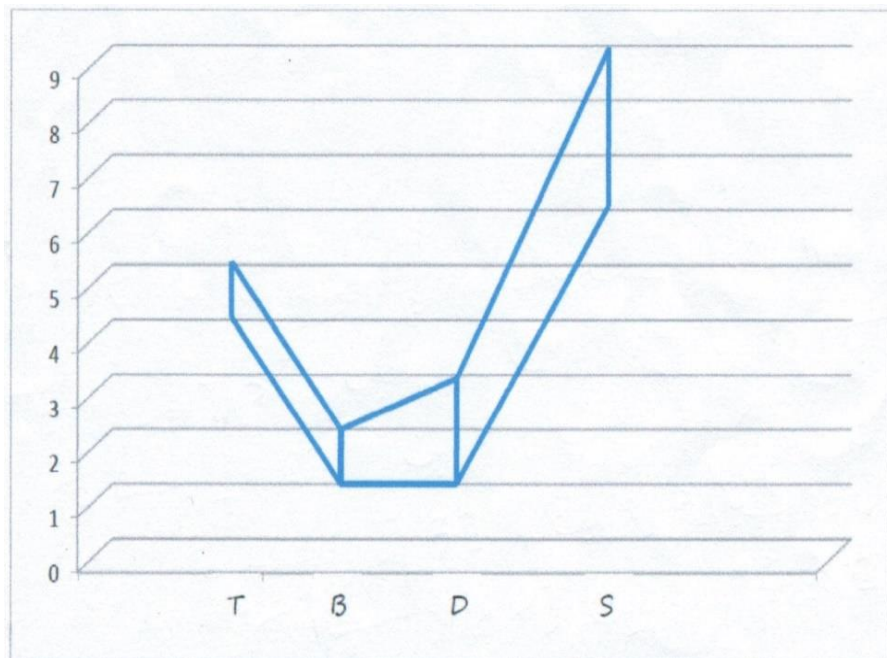
a.2 المخطط النيوتروسوفي الدائري للمثال نفسه:

Neutrosophic Circle Graph



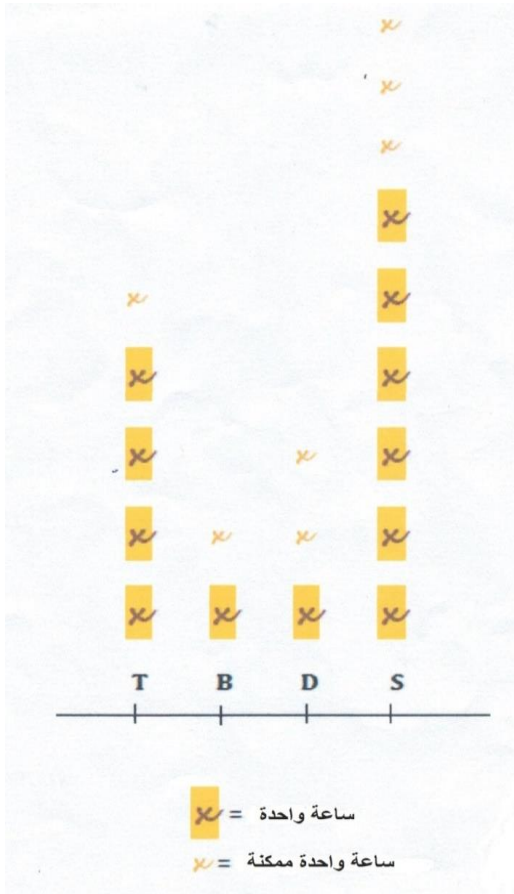
a.3 المخطط النيوتروسوفي ذو الشريط المضاعف للمثال نفسه كذلك:

Neutrosophic Double Line Graph



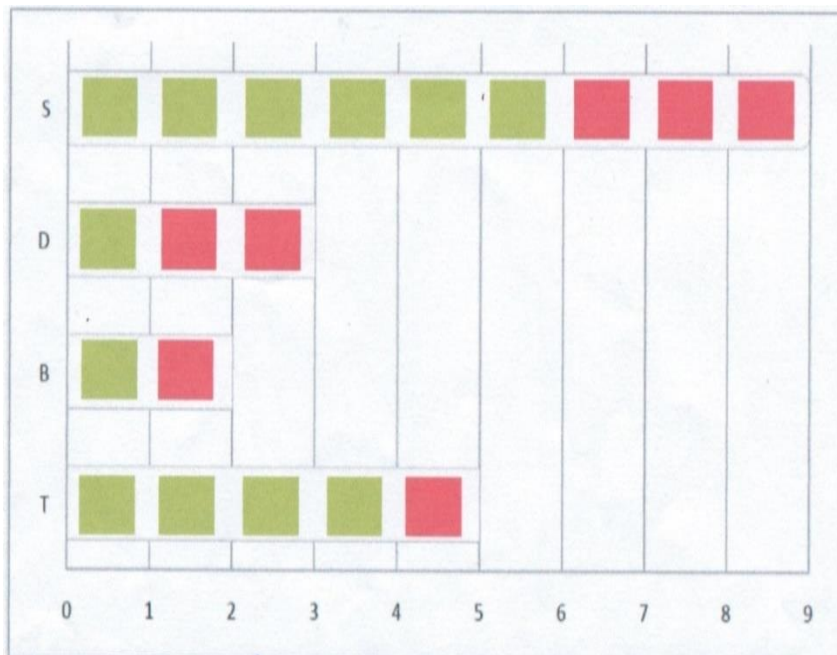
a.4 المخطط النيوتروسوفي ذو الشريط المنفرد وللمثال نفسه:

Neutrosophic Line Plot



a.5 الرسم التصوري النيوتروسوفي للمثال نفسه:

Neutrosophic Pictograph



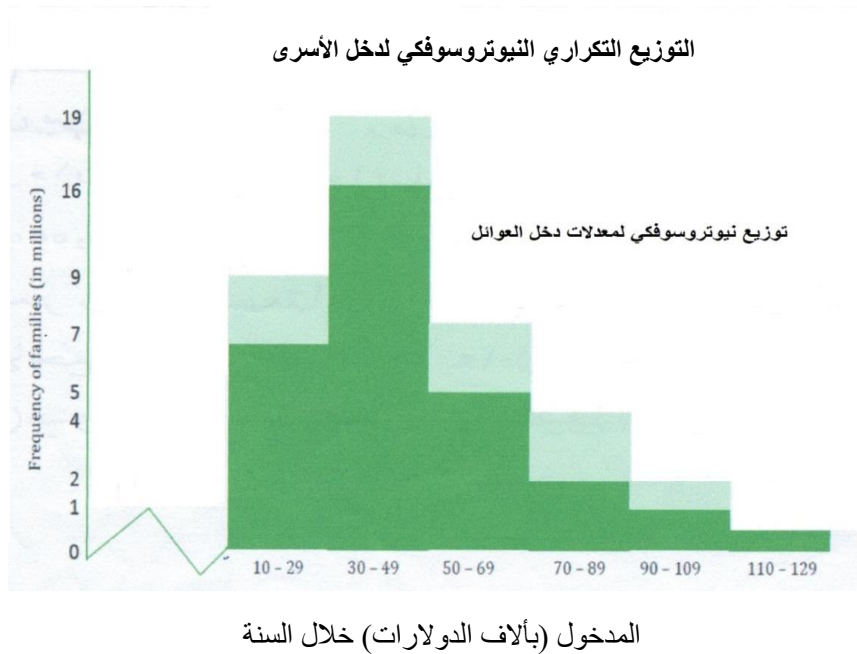
مستطيل اخضر اللون: ساعة واحدة


مستطيل احمر اللون: ساعة واحدة ممكنة

a.6 مدرج تكراري نيوتروسوفي ذو بعدين 2D

Neutrosophic 2D Histogram

هو ذلك الشريط البياني النيوتروسوفي الذي فيه الاشرطة عمودية، لا وجود للفراغ بين هذه الاشرطة (علماً أن الاشرطة ذات الارتفاع الصفري مشمولة ايضاً)، وعرض الشريط هو نفس حجم الفترة التي تم تمثيلها. إن ذلك يُبين لنا، وضمن فترة معينة، بأنه يمكننا الحصول على عدد مقرب لمرات عدّة.

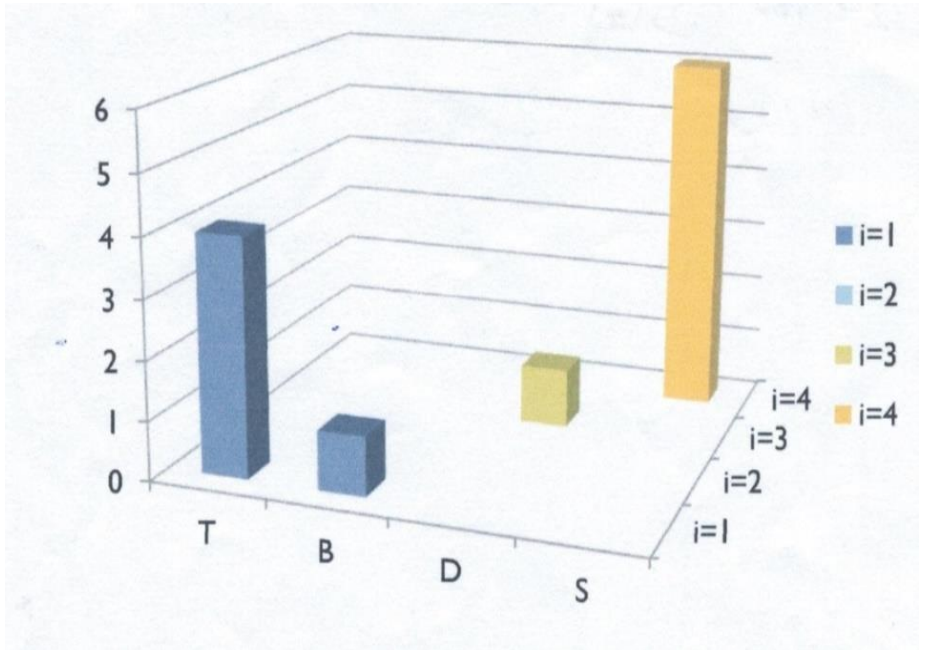


حيث يشير  الى الانحراف في التقييس العددي. إذ إن التكرارات هنا ليست أرقام هشة كما في الاحصاء الكلاسيكي، إنما تقع بين بعض المحددات. على سبيل المثال، إن عدد العائلات بمدخول بين \$29,000 - \$10,000 هي بين 7 و9 مليون عائلة. وبنفس الطريقة للأصناف الاخرى من المدخولات، عدا الصنف الاخير من

المدخولات فهو بين $129,000\$ - 110,000\$$ وهذا المدخول يعود للرقم الهش (1 مليون عائلة). نحن قمنا بتمثيل كل أنواع البيانات الاحصائية النيوتروسوفكية في فضاء ذو بعدين (2D) وكما في الاحصاء التقليدي، لكن يمكن ان نجعل الرسومات البيانية في فضاء ثلاثي الابعاد (3D) ، وذلك فقط بإضافة بُعد اللاتعيين الى الرسومات السابقة ذات البعدين، أذ أنَّ البُعد الاخير سيقاس اللاتعيين في البيانات.

b.1 الرسم البياني النيوتروسوفكي بشريط ثلاثي الابعاد (3D)

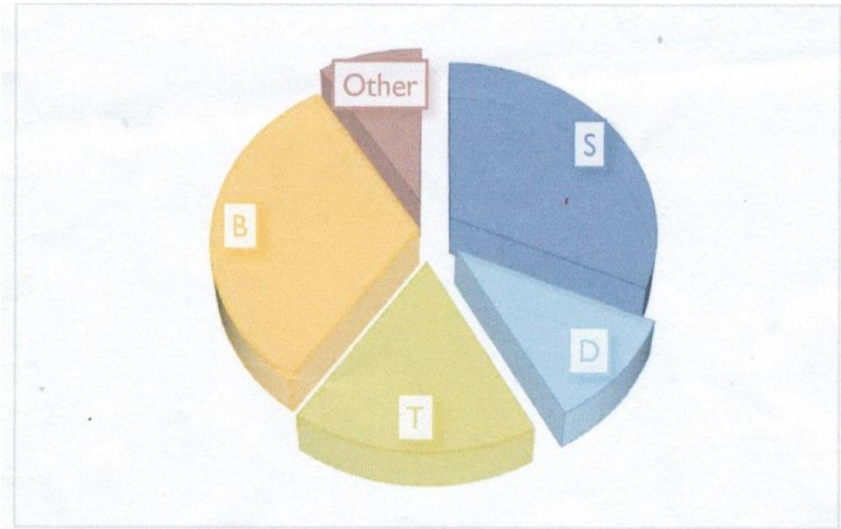
The Neutrosophic 3D Bar Graph



إن المحور العميق (i) يقوم بقياس اللاتعيين للمثال السابق وهو الوقت المقضي في يوميات مواطن امريكي.

b.2 الرسم البياني الاسطواني النيوتروسوفي

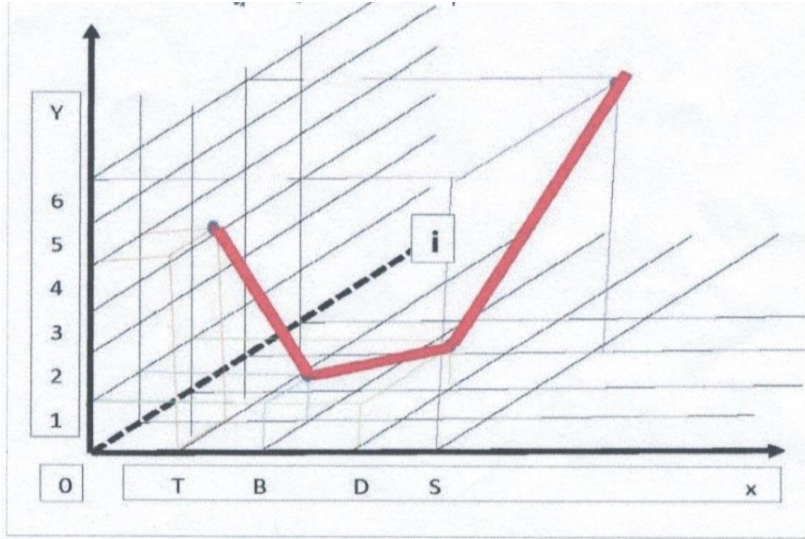
Neutrosophic Cylinder Graph



إن الارتفاع T (يمثل اللاتعيينات) والارتفاع B كذلك، بينما الارتفاع D فهو مضاف اما ارتفاع S فهو ثلاثي .

b.3 الرسم البياني النيوتروسوفي بمستقيم في ثلاث أبعاد 3D

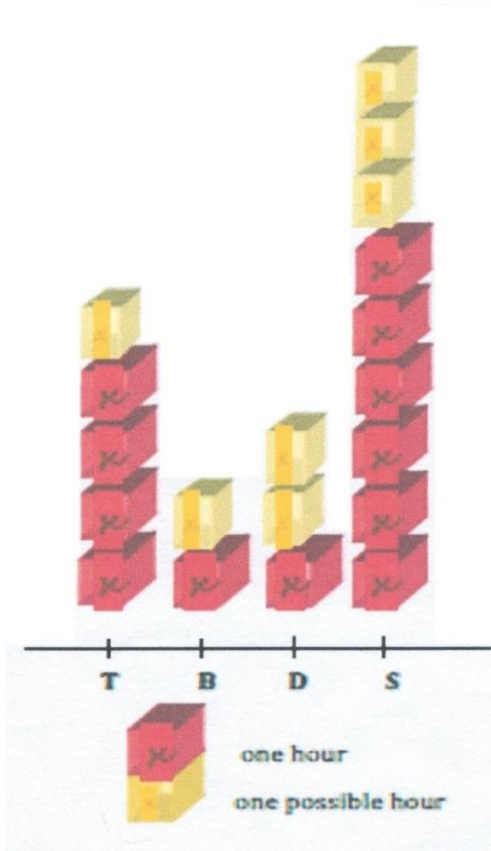
The Neutrosophic 3D-Line Graph



لنفس المثال قمنا برسم النقاط ذات الاحداثيات $(T, 4, 1)$, $(B, 1, 1)$, $(D, 1, 2)$, $(S, 6, 3)$ ، إذ ان المركبة الثانية تمثل الجزء المُعَيَّن (y) بينما المركبة الثالثة فتمثل أعلى قيمة لـ اللاتعيين (i)، و تربطها معاً سنحصل على منحنى بعد ثلاثي.

b.4 رسم نيوتروسوفي ببعث ثلاثي للمثال نفسه:

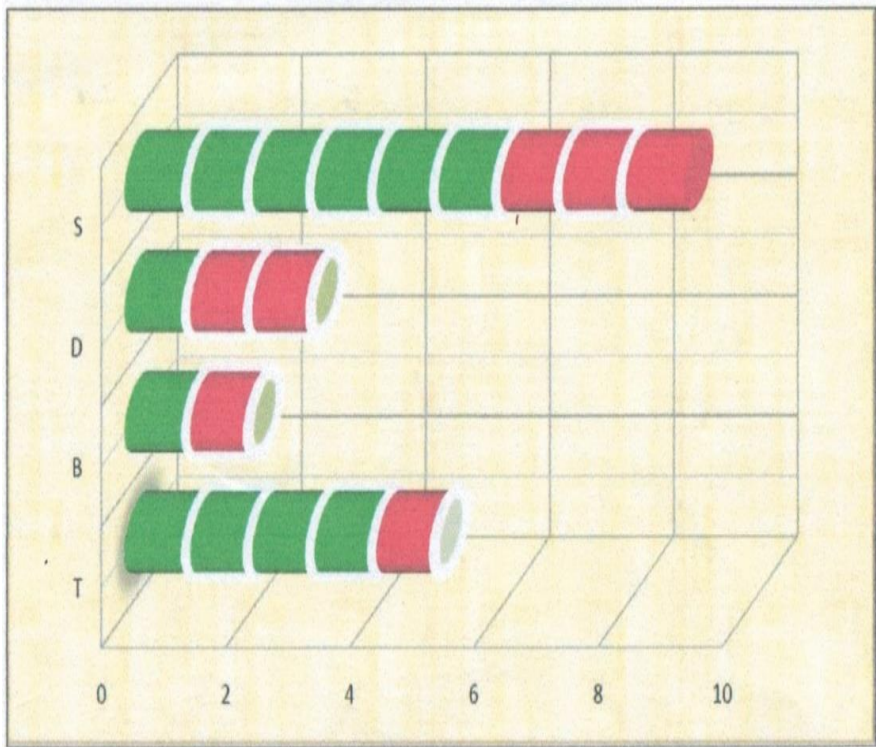
Neutrosophic 3D Plot



ساعة واحدة
ساعة واحدة ممكنة

b.5 رسم تصوري نيوتروسوفي ثلاثي الابعاد للمثال نفسه

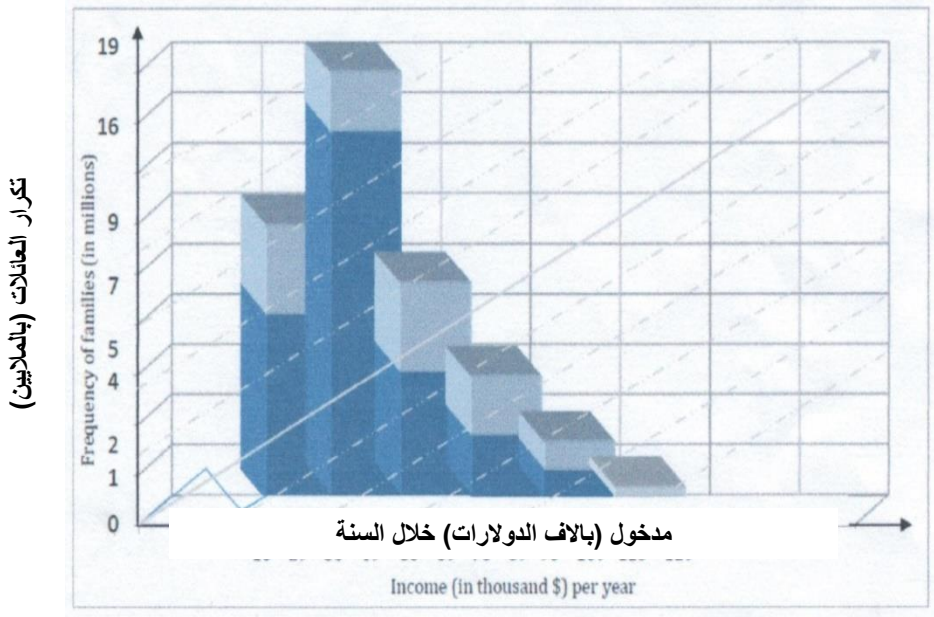
Neutrosophic 3D Pictograph



b.6 مدرج تكراري نيوتروسوفي ثلاثي الابعاد

Neutrosophic 3D Histogram

للمثال نفسه ويمثل التوزيع النيوتروسوفي لتكرارات مدخول عائلة.



5.1 المغالطات الاحصائية

Statistical Deceptions

يمكن التعبير عن المغالطات الاحصائية بطريقة نيوتروسوفكية . فعلى سبيل المثال:

- أ. ارتفعت فاتورة تدفئة شركة في العام الماضي الى نسبة 10%. بطريقة نيوتروسوفكية نستطيع كتابة: $[0,10]$ % (والذي يمكن ان يكون اي عدد بين 0 و 10، بضمنها بداية ونهاية الفترة) .
- ب. العبارة التي تنص على "نحن نضمن انك ستخسر ما يصل الى 15 باوند من وزنك في الشهر، او ستُرد اموالك اليك". في الحقيقة انت ستخسر $[0,15]$ باوند، لذا ربما لن تخسر ولا باوند!
- ج. العبارة التي تنص على "لا يوجد منتج افضل من Brian's" هذا يعني ان باقي المنتجات يمكن ان تكون بنفس جودة المنتج Brian's!

الفصل الثاني

Chapter Tow

الأرباع النيوتروسوفكية

Neutrosophic Quartiles

1.2 الأرباع النيوتروسوفكية

Neutrosophic Quartiles

نفرض أن مجموعة المشاهدات النيوتروسوفكية لمتغير مُعَيَّن تكون مُدرّجة على الاغلب بترتيب تصاعدي (وذلك لأننا نتعامل مع مجاميع بدلاً من أرقام هشة وهذا يعني أن لدينا رتبة جزئية).

إن الأرباع النيوتروسوفكية وبشكل مشابه لتلك الموجودة في الاحصاء التقليدي تُعرّف كما يأتي:

الربع الأول (الربع الأدنى) هو $\frac{1}{4}(n+1)$ ، الربع الثاني هو $\frac{2}{4}(n+1)$ ، الربع الثالث هو $\frac{3}{4}(n+1)$.

إذا كانت $(n+1)$ لا تقبل القسمة على 4، عندها سنأخذ معدل مشاهدتين نيوتروسوفكيتين والتي فيها رتبة الربع تقع بينهما. هناك طريقة أخرى نجد من خلالها الجزء الصحيح الاقل لـ $\frac{i}{4}(n+1)$ وذلك لجميع قيم $i = 1, 2, 3$.

لحساب نقطة الوسط للمجموعة \sqcup نتبع الطريقة الآتية:

$$\sqcup = \frac{\inf \sqcup + \sup \sqcup}{2}.$$

يمكن تعريف الرتبة الكلية لمجاميع المشاهدات النيوتروسوفكية n بالطريقة الآتية:

لأي مجموعتين \sqcup و V لدينا $\sqcup < V$ إذا كانت :

إما نقطة الوسط للمجموعة \sqcup أصغر من نقطة الوسط للمجموعة V ، او في حالة نقطة الوسط للمجموعة \sqcup = نقطة الوسط للمجموعة V مع $\min \sqcup < \min V$.

لو حَدَثَ أن كانت نقطة الوسط للمجموعة \sqcup = نقطة الوسط للمجموعة V ، و $\min \sqcup = \min V$ ، عندئذٍ ستكون $\max \sqcup = \max V$ ، بالتالي فإن $\sqcup \equiv V$.

نفرض ان لدينا مثال فيه $n=12$ من المشاهدات النيوتروسوفكية التصاعدية

$$1, (2,3), \boxed{4.6}.5, [7,10], \boxed{7.11}.95, 12, \boxed{14, [14,15]}, 20, \{21\} \cup [22,25].$$

لاحظ أن الربعي الأول:

$$\frac{1}{4}(n+1) = \frac{1}{4}(12+1) = 3.25,$$

ثم سنحسب معدل المشاهدين الثالثة والرابعة كما يأتي:

$$\frac{\{4,6\} + 5}{2} = \frac{\{4+5, 6+5\}}{2} = \frac{\{9,11\}}{2} = \left\{\frac{9}{2}, \frac{11}{2}\right\} = \{4.5, 5.5\}$$

أما الربعي الثاني فهو:

$$\frac{2}{4}(n+1) = \frac{2}{4}(12+1) = 6.50,$$

و معدل المشاهدين السادسة والسابعة هو:

$$\frac{[7,11]+9}{2} = \left[\frac{7+9}{2}, \frac{11+9}{2}\right] = [8,10],$$

والربعي الثالث:

$$\frac{3}{4}(n+1) = \frac{3}{4}(12+1) = 9.75,$$

بينما حساب معدل المشاهدين التاسعة والعاشرة سيكون:

$$\frac{14+[14,15]}{2} = \left[\frac{14+14}{2}, \frac{14+15}{2}\right] = [14,14.5],$$

2.2 العينة النيوتروسوفكية

Neutrosophic Sample

هي مجموعة جزئية مختارة من المجتمع وتحتوي بعض اللاتعيين (قد يكون هذا اللاتعيين عائداً لبعض افرادها الذين قد لا ينتمون للمجتمع قيد الدراسة او قد ينتمون إليه بشكل جزئي) وربما يكون هذا اللاتعيين عائداً للمجموعة الجزئية برمتها .

إن الفرق بين العينة التقليدية والعينة النيوتروسوفكية هو ان الأولى تُجهزنا بمعلومات دقيقة بينما الثانية سنحصل منها على معلومات فيها غموض او معلومات غير تامة .

اصطلاحاً يمكننا القول إن اي عينة هي عينة نيوتروسوفكية، لأنه في العينات التقليدية يمكن اعتبار اللاتعيين فيها مساوياً للصفر.

إنّ نتائج دراسة استقصائية نيوتروسوفكية هي نتائج دراسة استقصائية تحوي بعض اللاتعيين.

ان المجتمع النيوتروسوفكي هو مجتمع غير محدد بشكل جيد عند مستوى العضوية (أي ليس هناك تأكيد اذا كان بعض افراد المجتمع ينتمي أو لا ينتمي الى المجتمع).

على سبيل المثال، كما في المجموعة النيوتروسوفكية، نجد العنصر المولد x ينتمي الى المجتمع النيوتروسوفكي M بالطريقة الآتية:

$x(t, i, f) \in M$ مما يعني أنّ x ينتمي الى المجتمع M بنسبة $t\%$ ولا ينتمي الى المجتمع M بنسبة $f\%$ ، بينما $i\%$ تمثل تبعية غير معينة للعنصر المولد x في المجتمع M (أي تبعية غير معروفة، أو غير واضحة، أو تبعية حيادية: لا هو في المجتمع ولا هو خارج عنه).

1.2.2 مثال

لتكن C_1 مجتمع في إحدى البلدان. إن أغلب الناس في هذا البلد لديهم مواطنة (جنسية هذا البلد) لذلك نجد ان انتمائهم لـ C_1 بنسبة 100% لكن هناك اناس لديهم جنسيتان لـ C_1 و C_2 ، هؤلاء السكان ينتمون الى C_1 بنسبة 50% وبنسبة 50% الى C_2 . بينما مواطنون بثلاث جنسيات لثلاثة بلدان مثل C_1 و C_2 و C_3 لهم نسبة انتماء 33.33% لكل بلد. بالطبع لو اخذنا بنظر الاعتبار مقياساً مختلفاً فإن هذه النسب قد تتغير. كذلك هناك بلدان ذات مناطق حكم ذاتي والتي فيها مواطنون ومن تلك المناطق قد لا يعتبرون أنفسهم ينتمون الى هذه المناطق تماماً.

هناك نوع اخر من الناس الذين تم تجريدهم من مواظنتهم في البلد C_1 لأسباب سياسية لكن لديهم مواطنة بلد آخر، بينما مازالوا يعيشون في C_1 بشكل مؤقت. هذا النوع من الناس يسمون *Pariah* أي الاشخاص المنبوذون، إذ انهم لا ينتمون الى C_1 (ليست لديهم مواطنة) لكنهم مازالوا ينتمون الى C_1 (لأنهم مازالوا يعيشون في C_1). هؤلاء يشكلون جزء اللاتعيين للمجتمع النيوتروسوفي من البلد C_1 .

3.2 العينة النيوتروسوفكية العشوائية المبسطة ذات الحجم n

A Simple Random Neutrosophic Sample of Size n

هي تلك العينة المأخوذة من مجتمع تقليدي أو نيوتروسوفكي مكوّنة من n من الأفراد بحيث يكون واحد من هؤلاء الأفراد على الأقل يملك بعض اللاتعيين.

1.3.2 مثال

لنفرض أن هناك عينة عشوائية من 1000 منزل، في مدينة تحتوي أكثر من مليون من السكان، من أجل التقصي كم هي عدد البيوت التي تملك على الأقل جهاز لابتوب واحد. وُجد أن 600 منزل يملك على الأقل لابتوب واحد، 300 منزل لا يملك جهاز لابتوب، بينما 100 منزل لكل واحد منها جهاز لابتوب واحد لكنه لا يعمل.

إن بعض اصحاب المنازل المائة يحاولون تصليح أجهزة اللابتوب التي يملكونها، آخرون يقولون ان الاقراص الصلبة (*hard drivers*) لجهاز اللابتوب الخاص بهم محطّم وهناك فرصة ضئيلة لإصلاحه، لذلك سنجد هنا اللاتعيين إذ لدينا عينة عشوائية نيوتروسوفكية بحجم 100 .

بشكل مشابه للإحصاء التقليدي، في عينة عشوائية نيوتروسوفكية طبقية (متراسة) نلاحظ أن منظم الاستفتاء *pollster* (هو الشخص الذي يدير أو يحلل استطلاعات الرأي) يقوم بتقسيم المجتمع (سواءً كان تقليدياً أو نيوتروسوفكياً) الى مجاميع بطبقات حسب تصنيفها، بعدئذٍ سيأخذ منظم الاستفتاءات عينة عشوائية من كل مجموعة (حجم العينة يجب ان يكون ملائماً وفقاً لمعيار معين). في حال وجود بعض اللاتعيين، سيكون التعامل مع العينة كعينة نيوتروسوفكية.

2.3.2 مثال

لنأخذ بعين الاعتبار طبقتين : رجال ونساء في مدينة غالوب بولاية نيومكسيكو. ولان شريحة النساء تمثل 51% من المجتمع والرجال يمثلون 49% ، سنأخذ عينة عشوائية من 51 امرأة و عينة عشوائية أخرى من 49 رجلا. ولكننا علمنا فيما بعد أن هناك رجلا واحداً وامرأتان هم في الحقيقة من المخنثين جنسياً. لذلك سيكون 3 من الافراد يحملون سمة اللاتعيين. وهذا ما ندعوه بعينة عشوائية نيوتروسوفكية طبقية.

اذا كان المجتمع (سواءً اكان تقليدياً او نيوتروسوفكياً) مقسماً الى مجاميع جزئية، بحيث ان كل مجموعة جزئية تمثل بحد ذاتها مجتمعاً ثم قام احدهم بجمع بيانات عشوائية من هذه المجاميع الجزئية وكان هناك بعض اللاتعيين فيها، عندئذٍ سيكون اسم هذه العينة **عينة عنقودية نيوتروسوفكية (neutrosophic cluster sampling)** .

3.3.2 مثال

لنفرض ان هناك خمسة من الاساتذة يديرون مجموعة من اطاريح الدكتوراه في موضوع الاحصاء النيوتروسوفي. وكل استاذ لديه عدد من طلاب الدراسات العليا، لكن بعض الطلاب لم يُقرّروا ما إذا كانوا سيتابعون اطاريحهم في الاحصاء الكلاسيكي أم الاحصاء النيوتروسوفي. إن الاساتذة في هذه المسألة يمثلون العناقيد. يمكن لاحدهم القيام باختيار عشوائي لاثنتين من الاساتذة وذلك لعمل مقابلة لطلبتهم حول امكانية اجراء بحث في الاحصاء النيوتروسوفي. لكن وبسبب ان بعض الطلبة لم يقرروا (وجود لاتعيين) فيما يخص موضوع بحثهم، سيكون هناك عينة عنقودية نيوتروسوفكية.

في العينة الملائمة (A convenience sample) من المرجح ان تكون القراءة غير دقيقة وذلك لان منظم الاستفتاء *pollster* سيقوم باختيار الافراد بسهولة (بيسر) ودون تردد، بذلك قد يقوم هؤلاء الافراد بالاجابة عن الاسئلة بشكل عشوائي ربما لينتهوا من الاجابة بسرعة. فكلما قلّ اهتمام الافراد بنتائج الاستطلاع كلما كانت نتائج الاستطلاع غير دقيقة على الارجح.

بينما في عينة الاستجابة الطوعية (voluntary response sample) من المرجح ان تكون منحازة، لان افراد العينة ربما قد تطوعوا لإغراض التأثير على نتائج الاستطلاع. إلى جانب هاتين الفئتين من عينات الافراد، هناك فئة اخرى من الاشخاص الخبيثين الذين قد يجيبون على الاسئلة بشكل معاكس لإعطاء نتائج خاطئة.

4.2 القياسات العددية النيوتروسوفية

Neutrosophic Numerical Measures

مثال: إن العدد النيوتروسوفي ذو الصيغة $a + bI$ ، حيث a و b اعداد حقيقية، و I يمثل اللاتعيين، أذ أن $I^2 = I$ ، $0.I = 0$.

نفرض أن لدينا الاعداد النيوتروسوفية الآتية:

$$-2 - 4I, -1 + 0.I, 3 + 5I, 6 + 7I$$

لنحسب معدل هذه الاعداد

$$\begin{aligned} M &= \frac{\sum xi}{n} = \frac{(-2 - 4I) + (-1 + 0.I) + (3 + 5I) + (6 + 7I)}{4} = \\ &= \frac{-2 - 1 + 3 + 6}{4} + \frac{-4 + 0 + 5 + 7}{4}.I = 1.5 + 2I \end{aligned}$$

إن حساب الوسيط لهذه الاعداد هو

$$\frac{(-1 + 0.I) + (3 + 5I)}{2} = \frac{-1 + 3}{2} + \frac{0 + 5}{2}.I = 1 + 2.5I$$

إن حساب انحراف كل رقم نيوتروسوفي نسبةً الى المعدل هو

$$(-2 - 4I) - (1.5 + 2I) = -3.5 - 6I,$$

$$(-1 + 0.I) - (1.5 + 2I) = -2.5 - 2I,$$

$$(3 + 5I) - (1.5 + 2I) = 1.5 + 3I,$$

$$(6 + 7I) - (1.5 + 2I) = 4.5 + 5I.$$

بينما مربع الانحرافات لهذه الاعداد هو

$$\begin{aligned}(-3.5 - 6I)^2 &= (-3.5)^2 + 2(-3.5)(-6)I + (-6)^2 I^2 \\&= 12.25 + 42I + 36I^2 = 12.25 + 42I + 36I \\&= 12.25 + 78I\end{aligned}$$

$$(-2.5 - 2I)^2 = 6.25 + 14I$$

$$(1.5 + 3I)^2 = 2.25 + 18I$$

$$(4.5 + 5I)^2 = 20.25 + 70I$$

لقد تم اجراء الحسابات اعلاه بتتبع الصيغة الآتية:

$$(a + bI)^2 = a^2 + 2abI + b^2 I^2 = a^2 + 2abI + b^2 I$$

او الصيغة

$$(a + bI)^2 = a^2 + (2ab + b^2)I.$$

من اجل حساب الانحراف المعياري (القياسي)

$$s = \sqrt{\frac{\sum (xi - x)^2}{n}}$$

$$s = \sqrt{\frac{(12.25 + 78I) + 6.25 + 14I + (2.25 + 18I) + (20.25 + 70I)}{4}}$$

$$s = \sqrt{10.25 + 45I}.$$

لحساب الجذر التربيعي للعدد النيوتروسوفي سنقوم بتحويل النتيجة الى الصيغة $x + yI$ مع تحديد قيم x, y وكما يأتي:

$$\sqrt{10.25 + 45I} = x + yI$$

بتربيع طرفي المقدار:

$$10.25 + 45I = x^2 + (2xy + y^2)I.$$

لذا فإن

$$\begin{cases} 10.25 = x^2 \\ 45 = 2xy + y^2 \end{cases}$$

بما ان الانحراف المعياري هو قيمة موجبة، سنأخذ $x = +\sqrt{10.25} \cong 3.20$
 بالتعويض عنها في المعادلة الثانية $45 = 2(3.20)y + y^2$

سنحل من أجل قيمة موجبة لـ y

$$y^2 + 6.4y - 45 = 0$$

بالتالي

$$y = \frac{-6.4 + \sqrt{(6.4)^2 - 4(1)(-45)}}{2(1)} \cong 0.64.$$

لذلك، فإن الانحراف المعياري النيوتروسوفي للإعداد النيوتروسوفية الأربع سابقة الذكر هو:

$$3.20 + .064I$$

لاحظ أن 3.20 يمثل الانحراف المعياري التقليدي للأجزاء المحددة (المعينة) للأرقام النيوتروسوفية السابقة: 1,3,6, -2،، بينما 0.64 لا يمثل الانحراف المعياري التقليدي للأجزاء غير المحددة (غير المعينة) للأرقام النيوتروسوفية السابقة وهي -4,0,5,7.

إن الانحراف المعياري القياسي للأعداد 4,0,5,7- والتي معدلها 2 ، هو:

$$\sqrt{\frac{(-4-2)^2+(0-2)^2+(5-2)^2+(7-2)^2}{4}} \simeq 4.30 .$$

الفصل الثالث

Chapter Three

الأعداد النيوتروسوفية

Neutrosophic Numbers

1.3 الاعداد النيوتروسوفكية التقليدية

Classical Neutrosophic Numbers

إنّ العدد النيوتروسوفكي له الصيغة القياسية الآتية: $a + bI$

حيث ان a, b هي معاملات حقيقية أو معقدة، و I تمثل اللاتعيين، علماً أن $I^2 = I$ و $0.I = 0$.

عندما a, b تكون معاملات حقيقية عندئذٍ $a + bI$ يسمى عدد نيوتروسوفكي حقيقي. امثلة:

$$2 + 3I, \quad -5 + \frac{7}{3}I, \text{ etc.}$$

لكن عندما المعاملات a, b تكون اعداداً معقدة، ستسمى $a + bI$ عدد نيوتروسوفكي معقد.

امثلة: الاعداد

$$(5 + 2i) + (2 - 8i)I, I + i + 9I - iI, \text{ etc.}$$

هي اعداد نيوتروسوفكية معقدة ويمكن كتابتها بشكل اوضح بطريقة $a + bi + cI + diI$ ، إذ ان a, b, c, d كلها أعداد حقيقية.

من المؤكد ان اي عدد حقيقي يمكن اعتباره اصطلاحاً بأنه عدد نيوتروسوفكي مثلاً :

$$5 = 5 + 0.I,$$

او

$$5 = 5 + 0.i + 0.I + 0.i.I.$$

نسمي هذا العدد عدداً نيوتروسوفياً مضمحلاً. إنَّ العدد النيوتروسوفي الواقعي يحوي على اللاتعيين I مضروباً بمعامل غير صفري.

2.3 قسمة الأعداد النيوتروسوفكية الحقيقية التقليدية

Division of Classical Neutrosophic Real Numbers

$$(a_1 + b_1I) \div (a_2 + b_2I) = ?$$

نرمز للناتج بـ:

$$\frac{a_1+b_1I}{a_2+b_2I} = x + yI,$$

بضرب الطرفين في الوسطين ثم محاولة عزل وتحديد المعاملات:

$$\begin{aligned} a_1 + b_1I &\equiv (x + yI)(a_2 + b_2I) \equiv xa_2 + xb_2I + ya_2I + yb_2I^2 \\ &\equiv (a_2x) + (b_2x + a_2y + b_2y)I. \end{aligned}$$

بالتالي سنقوم بإعادة صياغة النظام الجبري للمعادلات من خلال تحديد المعاملات:

$$a_2x = a_1$$

$$b_2x + a_2y + b_2y = b_1$$

أو

$$a_2x = a_1$$

$$b_2x + (a_2 + b_2)y = b_1$$

يمكننا الحصول على حل وحيد عندما يكون محدد المعاملات لا يساوي صفر أي

$$\begin{vmatrix} a_2 & 0 \\ b_2 & a_2 + b_2 \end{vmatrix} \neq 0$$

أو $a_2(a_2 + b_2) \neq 0$ ، بالتالي فإن $a_2 \neq 0$ و $a_2 \neq -b_2$.
هذان الشرطان مهمان لتصبح عملية القسمة للأعداد النيوتروسوفكية الحقيقية معروفة.

$$\frac{a_1 + b_1 I}{a_2 + b_2 I} = \text{مُعَرَّفَة}$$

$$x = \frac{a_1}{a_2} \quad \text{بالتالي فان}$$

$$y = \frac{a_2 b_1 - a_1 b_2}{a_2(a_2 + b_2)}$$

$$\frac{a_1 + b_1 I}{a_2 + b_2 I} = \frac{a_1}{a_2} + \frac{a_2 b_1 - a_1 b_2}{a_2(a_2 + b_2)} \cdot I$$

بالنتيجة سيكون لدينا:

لجميع قيم k الحقيقية غير الصفرية، ومن اجل $a \neq 0, a \neq -b$ فإن:

$$1. \frac{a + bI}{ak + bI} = \frac{a + bI}{k(a + bI)} = \frac{1}{k},$$

$$2. \frac{I}{a + bI} = \frac{a}{a(a + b)} \cdot I = \frac{1}{a + b} \cdot I$$

$$3. \text{القسمة على } I \text{ أو على } -I \text{ غير معرّفة عموماً فإن القسمة على } kI \text{ لحالة } k \text{ عدد حقيقي أيضاً يكون غير معرّف. بذلك فإن } \frac{a + bI}{kI} \text{ غير معرّف لاي عدد حقيقي } k \text{ ولاي قيم حقيقية من } a, b$$

$$\frac{I}{I} = \text{غير معرف};$$

$$\frac{7I}{I} = \text{غير معرف};$$

$$\frac{10I}{5I} = \text{غير معرف};$$

$$\frac{a + bI}{I} = \text{غير معرف};$$

$$\frac{a + bI}{-I} = \text{غير معرف}.$$

4. $\frac{a+bI}{c} = \frac{a}{c} + \frac{b}{c}.I \quad c \neq 0;$
5. $\frac{c}{a+bI} = \frac{c}{a} - \frac{bc}{a(a+b)}.I, a \neq 0, a \neq -b.$
6. $\frac{a+0.I}{b+0.I} = \frac{a}{b}, b \neq 0$ (تمثل عملية القسمة للأعداد الحقيقية)
7. $\frac{a+bI}{1} = \frac{a}{1} + \frac{b}{1}.I = a + bI.$
8. $\frac{0}{a+b.I} = \frac{0}{a} + \frac{a.0-0.b}{a(a+b)}.I = 0 + 0.I = 0, a \neq 0 \text{ و } a \neq -b.$
9. $\frac{kI}{a+bI} = \frac{k}{a+b}.I \quad a \neq 0 \text{ و } a \neq -b, \quad k$ لأي قيمة حقيقية لـ

لنقم الان بصياغة مثال رياضي ذو صلاية من خلال حسابات عديدة:

$$(2 + 3I) \div (1 + I) = ? \quad \text{ما نتيجة}$$

$$\frac{2+3I}{1+I} = x + yI \quad \text{لنرمز للمقدار بالشكل}$$

فيكون لدينا

$$(1 + I)(x + yI) = x + yI + xI + yI^2 \equiv 2 + 3I$$

$$x + (x + 2y)I \equiv 2 + 3I.$$

$$\begin{cases} x = 2 \\ x + 2y = 3 \end{cases} \quad \text{بالتالي فإن}$$

$$x = 2, y = 0.5 \quad \text{او}$$

$$\frac{2+3I}{1+I} = 2 + 0.5I \quad \text{هنا نجد ان}$$

$$\frac{2+3I}{2+0.5I} = x + yI \quad \text{لنتأكد}$$

$$(2 + 0.5I)(x + yI) = 2 + 3I, \quad \text{عندئذ}$$

$$2x + (2y + 0.5x + 0.5y)I = 2 + 3I.$$

$$\begin{cases} 2x = 2 \\ 0.5x + 2.5y = 3 \end{cases} \quad \text{بالتالي فإن}$$

$$x = 1, y = 1, \quad \text{بذلك}$$

$$\frac{2+3I}{2+0.5I} = 1 + 1.I = 1 + I. \quad \text{أو}$$

مثال آخر

$$\frac{2 + 3I}{8 + 12I} = x + yI.$$

$$\begin{cases} 8x = 2 \\ 12x + 12y + 8y = 3 \end{cases} \quad \text{بالتالي}$$

$$x = \frac{2}{8} = \frac{1}{4}, \quad \text{وسنحصل على}$$

$$12\left(\frac{1}{4}\right) + 20y = 3, \quad \text{أو} \quad y = 0 \quad \text{أو}$$

$$\frac{2+3I}{8+12I} = \frac{1}{4} + 0.I = \frac{1}{4}, \quad \text{لذلك}$$

وهو ما يعد تبسيطاً نيوتروسوفكياً لأن:

$$\frac{2+3I}{8+12I} = \frac{1.(2+3I)}{4.(2+3I)} = \frac{1}{4}.$$

والآن سنتناول مثلاً لعدد نيوتروسوفكي غير معرّف:

$$\frac{2+3I}{1-I} = ?$$

$$\frac{2+3I}{1-I} = x + yI$$

$$(1-I)(x+yI) \equiv 2+3I$$

$$x+yI - xI - yI^2 \equiv 2+3I$$

$$x + (y-x-y)I \equiv 2+3 \quad \text{أو}$$

$$x - xI \equiv 2+3I \quad \text{أو}$$

لذلك فإن: $x=2, -x=3$ وهذا غير ممكن لذلك فإن:

$$\frac{2+3I}{1-I} = \text{كمية غير معرّفة}$$

وكمثال لنتائج حل غير معرّف سنأخذ:

$$\frac{I}{I} = ?$$

$$\frac{I}{I} = x + yI \quad \text{نرمز لهذا المقدار بـ}$$

$$I(x + yI) \equiv I, \quad \text{بذلك}$$

$$xI + yI^2 \equiv I, \quad \text{أو}$$

$$(x + y)I \equiv 1.I, \quad \text{أو}$$

بالتالي فإن $x + y = 1$ ، حيث أن x, y مجاهيل قيمها اعداد حقيقية.

حصلنا على عدد غير منته من الحلول: $y = 1 - x$ ، علماً أن $x \in R$ ، حيث ان R

هي مجموعة الاعداد الحقيقية. من بين الحلول توجد القيم التالية: $1, I, 2 - I, etc.$

لكن نظراً لأن ناتج عملية القسمة يجب ان يكون وحيداً سنقول أن:

$$\frac{I}{I} = \text{غير معرف}$$

3.3 الجذر النوني n ، إذ $n \geq 2$ ، لعدد نيوتروسوفي حقيقي

Root index $n \geq 2$ of neutrosophic real number

لنحسب أولاً: الجذر التربيعي $\sqrt{a + bI}$ ، حيث a, b أعداداً حقيقية.

لنرمز للمقدار

$$\sqrt{a + bI} = x + yI,$$

علماً أن x, y هي مجاهيل ذات قيم حقيقية، وبأخذ الجذر التربيعي للطرفين سنحصل على:

$$\begin{aligned} a + bI &\equiv (x + yI)^2 = x^2 + 2xyI + y^2I^2 = x^2 + 2xyI + y^2I \\ &= x^2 + (2xy + y^2)I. \end{aligned}$$

$$\begin{cases} x^2 = a \\ 2xy + y^2 = b \end{cases} \quad \text{بالتالي}$$

$$\begin{cases} x = \pm\sqrt{a} \\ y^2 \pm 2\sqrt{a}.y - b = 0 \end{cases} \quad \text{اي ان}$$

سنحل المعادلة الثانية من اجل y :

$$\begin{aligned} y &= \frac{\mp 2\sqrt{a} \pm \sqrt{4a + 4b}}{2(1)} = \frac{\mp 2\sqrt{a} \pm 2\sqrt{a + b}}{2} \\ &= \mp\sqrt{a} \pm \sqrt{a + b}, \end{aligned}$$

والحلول الأربع هي:

$$(x, y) = (\sqrt{a}, -\sqrt{a} + \sqrt{a+b}), (\sqrt{a}, -\sqrt{a} - \sqrt{a+b}), \\ (-\sqrt{a}, \sqrt{a} + \sqrt{a+b}), \text{ or } (-\sqrt{a}, \sqrt{a} - \sqrt{a+b}).$$

بذلك

$$\sqrt{a+b}I = \sqrt{a} + (-\sqrt{a} + \sqrt{a+b})I,$$

$$\sqrt{a} - (\sqrt{a} + \sqrt{a+b})I,$$

أو

$$-\sqrt{a} + (\sqrt{a} + \sqrt{a+b})I,$$

أو

$$-\sqrt{a} + (\sqrt{a} - \sqrt{a+b})I.$$

أو

لنأخذ بعين الاعتبار المثال الاتي الذي تم حله بالتفصيل:

$$\sqrt{9+7I}=?$$

$$\sqrt{9+7I} = x + yI$$

لنرمز للجذر بما يأتي:

$$9 + 7I = x^2 + 2xyI + y^2I^2 = x^2 + (2xy + y^2)I$$

عندئذٍ

$$\begin{cases} x^2 = 9, \text{ or } x = \pm 3 \\ 2xy + y^2 = 7 \end{cases}$$

بالتالي فإن

لنجد قيمة y :

$$x = 3$$

$$x = -3$$

$$6y + y^2 = 7$$

$$-6y + y^2 = 7$$

$$y^2 + 6y - 7 = 0$$

$$y^2 - 6y - 7 = 0$$

$$(y + 7)(y - 1) = 0$$

$$(y - 7)(y + 1) = 0$$

$$y = -7/y = 1$$

$$y = 7/y = -1$$

$$(3, -7), (3, 1)$$

$$(-3, 7), (-3, -1).$$

لذلك فإن $\sqrt{9 + 7I} = \pm 3 \pm I$ (هي في الحقيقة أربع حلول)

وكحالة خاصة يمكننا حساب \sqrt{I} كما يأتي:

لنفرض أن $\sqrt{I} = x + yI$ ، ثم إن $I = x^2 + (2xy + y^2).I$ ، نحن بحاجة لإيجاد قيمة كل من x, y . بالتالي فإن $x^2 = 0$ أو $x = 0$ ، و

$$2xy + y^2 = 1 \text{ أو } y^2 = 1 \text{ أو } y = \mp I . \text{ إذن } \sqrt{I} = \pm I .$$

بطريقة مشابهة نحل من أجل $\sqrt[n]{I}$.

لنفرض أن $\sqrt[n]{I} = x + yI$ ،

$$0 + 1.I = x^n + (\sum_{k=0}^{n-1} C_n^k y^{n-k} x^k).I \quad \text{أو}$$

$$x = 0 \text{ أو } x^n = 0 \quad \text{حيث ان}$$

$$\sum_{k=0}^{n-1} C_n^k y^{n-k} x^k = 1 \quad \text{و}$$

أو $y^n = 1$ بالتالي فإن $y = \sqrt[n]{1}$ فنحصل بذلك على n من الحلول:

سيكون لدينا حل حقيقي هو $y = 1$ و $n - 1$ من الحلول العقدية هذا في حالة كنا مهتمين بالحلول النيوتروسوفكية العقدية للجذور النونية للواحد.

وبطريقة مشابهة يمكننا حساب الجذر النوني لحالة $n \geq 2$ لاي عدد نيوتروسوفي:

$$\sqrt[n]{a + bI} = x + yI$$

$$a + bI = (x + yI)^n \quad \text{أو}$$

$$= x^n + (y^2 + \sum_{k=0}^{n-1} C_n^k y^{n-k} x^k) \cdot I,$$

$$= x^n + \left(\sum_{k=0}^{n-1} C_n^k y^{n-k} x^k \right) \cdot I,$$

إذ أنَّ C_n^k يقصد به توافق n من العناصر التي تؤخذ بشكل زمر (مجاميع) ذات k من العناصر.

بالتالي فإن $x = \sqrt[n]{a}$ إذا كانت n عدد فردي ، أو $x = \pm \sqrt[n]{a}$ إذا كانت n عدد زوجي، و

$$\left(\sum_{k=0}^{n-1} C_n^k y^{n-k} a^{\frac{k}{n}} \right) = b,$$

ثم نحلها من اجل y .

عندما حلول x & y تكون حقيقية، نحصل على حلول حقيقة نيوتروسوفكية ، بينما اذا كانت حلول x & y معقدة ستكون لدينا حلول نيوتروسوفكية معقدة.

لتكن $a + bi + ci + diI$ عدداً نيوتروسوفكياً معقداً، إذ a, b, c, d اعداد حقيقية، لنحسب الجذر التربيعي له:

$$\begin{aligned}
 (\sqrt{a + bi + ci + diI})^2 &= (x + yi + zI + wiI)^2 \\
 a + bi + ci + diI &= x^2 - y^2 + z^2I^2 + w^2i^2I^2 + 2xyi + 2xzI \\
 &\quad + 2xwiI + 2yziI + 2ywi^2I + 2zwiI^2 \\
 &= x^2 - y^2 + z^2I - w^2I + 2xyi + 2xzI \\
 &\quad + 2xwiI + 2yziI - 2ywI + 2zwiI \\
 &= (x^2 - y^2) + 2xyi \\
 &\quad + (z^2 - w^2 + 2xz - 2yw)I \\
 &\quad + (2xw + 2yz + 2zw)iI.
 \end{aligned}$$

بذلك سنحصل على نظام جبري غير خطي ذو متغيرات اربع هي (x, y, z, w) واربع معادلات هي:

$$\begin{cases}
 x^2 - y^2 = a \\
 2xy = b \\
 z^2 - w^2 + 2xz - 2yw = c \\
 2xw + 2yz + 2zw = d.
 \end{cases}$$

وبأسلوب اكثر عمومية، نستطيع حساب الجذر النوني n للعدد النيوتروسوفي المعقد:

$$(a + bi + ci + diI)^{\frac{1}{n}} = x + yi + zI + wiI,$$

إذ أنَّ x, y, z, w عبارة عن متغيرات ضمن مجموعة اعداد حقيقية. برفع طرفي المعادلة للقوى n ، سنحصل على:

$$\begin{aligned}
 a + bi + ci + diI &= (x + yi + zI + wiI)^n \\
 &= f_1(x, y) + f_2(x, y)i + f_3(x, y, w, z)I + f_4(x, y, w, z)iI,
 \end{aligned}$$

إذ أن f_1, f_2, f_3, f_4 هي دوال الحقيقية.

بالتالي فإن لدينا نظام جبري غير خطي بأربع متغيرات هي (x, y, z, w) وأربع معادلات هي :

$$\begin{cases} f_1(x, y) = a \\ f_2(x, y) = b \\ f_3(x, y, w, z) = c \\ f_4(x, y, w, z) = d, \end{cases}$$

هذا ما كنا بحاجة إلى حله.

بالطريقة نفسها يمكن حساب الجذر التربيعي للعدد الكلاسيكي المعقد وكما يأتي:

ليكن $a + bi$ عدداً معقداً ، حيث $i = \sqrt{-1}$ ، وكل من a, b عدد حقيقي.

$$\sqrt{a + bi} = x + yi \Rightarrow (x + yi)^2 \equiv a + bi$$

حيث ان x, y هي أعداد حقيقية :

$$x^2 + 2xyi + y^2i^2 \equiv a + bi, \quad \text{أو}$$

$$(x^2 - y^2) + (2xy)i \equiv a + bi, \quad \text{أو}$$

$$\begin{cases} x^2 - y^2 = a \\ 2xy = b. \end{cases} \quad \text{بالتالي فإن}$$

من المعادلة الأولى نجد أنَّ $x = \pm\sqrt{y^2 + a}$ قد تم تعويضها في المعادلة الثانية وكما يأتي:

$$\pm 2y\sqrt{y^2 + a} = b \quad (*)$$

بتربيع طرفي المقدار سنحصل على

$$4y^2(y^2 + a) = b^2$$

$$4y^4 + 4ay^2 - b^2 = 0 \quad \text{أو}$$

.

لتكن $z = y^2$ ، بذلك $4z^2 + 4az - b^2 = 0$ ، عندئذٍ

$$z = \frac{-4a \pm \sqrt{16a^2 - 4 \cdot 4(-b^2)}}{2(4)} = \frac{-4a \pm \sqrt{16a^2 + 16b^2}}{8},$$

$$= \frac{-4a \pm 4\sqrt{a^2 + b^2}}{8} = \frac{-a \pm \sqrt{a^2 + b^2}}{2}.$$

$$y = \pm \sqrt{\frac{-a \pm \sqrt{a^2 + b^2}}{2}}, \quad \text{بذلك فإن}$$

$$x = \frac{b}{2y} = \frac{b}{\pm 2\sqrt{\frac{-a \pm \sqrt{a^2 + b^2}}{2} \cdot \frac{2}{2}}} = \frac{\pm b}{\sqrt{2a \pm 2\sqrt{a^2 + b^2}}}, \quad \text{و}$$

من اجل $y \neq 0$.

بما أن المعادلة (*) هي معادلة تحمل جذراً يتغير بتغير قيمة y فنحن إذن بحاجة إلى التحقق من كل حل من حلول المجهول y للتأكد باننا لن نحصل على حل غريب.

بما أن $\sqrt{a^2 + b^2} \geq \pm a$ ، إن التعبير $\frac{-a + \sqrt{a^2 + b^2}}{2} \geq 0$ ، ستكون حالة المساواة متحققة فقط عندما $b = 0$ وتنتج لحالة $y = 0$.

لذلك يوجد على الاقل اثنان من الحلول ذات قيم حقيقية لـ y ،

$$y = \pm \sqrt{\frac{-a + \sqrt{a^2 + b^2}}{2}},$$

بينما الحالة $0 \leq \frac{-a - \sqrt{a^2 + b^2}}{2}$ ، فيها حالة المساواة في المتراجحة ستتحقق فقط
عندما $b = 0$ ، مما يؤدي الى أن $y = 0$.
وكحالة خاصة سنحصل على :

$$\sqrt{i} = \frac{\sqrt{2}}{2} + \frac{\sqrt{2}}{2} \cdot i, \text{ or } -\frac{\sqrt{2}}{2} - \frac{\sqrt{2}}{2}$$

ولان $i = 0 + 1 \cdot i$ ، بالتالي فإن $a = 0, b = 1$

أخيراً نقوم بتعويض كلا المقدارين a, b في صيغة كل من x, y .
يمكننا التأكد من نتائج الحل اعلاه كما يأتي :

$$\left(\frac{\sqrt{2}}{2} + \frac{\sqrt{2}}{2} \cdot i\right)^2 = \frac{2}{4} + 2 \cdot \frac{2}{4}i + \frac{2}{4}i^2 = \frac{1}{2} + i - \frac{1}{2} = i.$$

$$\left(-\frac{\sqrt{2}}{2} - \frac{\sqrt{2}}{2}i\right)^2 = i. \quad \text{وبالطريقة نفسها}$$

لنأخذ مثلاً آخرأ مع كل حساباته التفصيلية:

$$\sqrt{3 - 4i} = ?$$

$$\sqrt{3-4i} = x + yi.$$

نرمز للمقدار بـ

$$3-4i \equiv (x+yi)^2 = (x^2-y^2) + (2xy)i.$$

عندئذٍ

$$\begin{cases} x^2 - y^2 = 3 \\ 2xy = -4. \end{cases}$$

بالتالي

نقوم بحل هذا النظام.

من المعادلة الثانية، $y = \frac{-2}{x}$ ، بتعويض قيمة y في المعادلة الاولى :

$$x^2 - \left(\frac{-2}{x}\right)^2 = 3,$$

$$x^2 - \frac{4}{x^2} - 3 = 0,$$

أو

$$x^4 - 3x^2 - 4 = 0,$$

أو

$$(x^2 - 4)(x^2 + 1) = 0,$$

أو

$$x^2 - 4 = 0,$$

بالتالي

$$x = \pm 2.$$

أو

$$y = \frac{-2}{x} = \frac{-2}{\pm 2} = \mp 1 , \quad \text{عندئذ}$$

$$\sqrt{3-4i} = \pm(2-i) \quad \text{الحلول هي}$$

$$[\pm(2-i)]^2 = 4 - 4i + i^2 = 3 - 4i \quad \text{للتأكد من النتيجة :}$$

من اللافت للنظر، إننا سنحصل على الحلول ذاتها اذا كانت لدينا قيم عقدية لـ x, y وذلك لان $x^2 + 1 = 0$ سيؤدي الى ان $x = \pm\sqrt{-1} = \pm i$ وبتعويضها في قيمة $y = \frac{-2}{x}$ يؤدي الى:

$$y = \frac{-2}{\pm i} = \frac{-2}{\pm i} \cdot \frac{i}{i} = \frac{-2i}{\pm i^2} = \frac{-2i}{\mp 1} = \pm 2i.$$

عندئذ

$$\sqrt{3-4i} = x + yi = \pm i \pm 2i \cdot i = \pm i \pm 2(-1) = \mp 2 \pm i = \pm(2-i).$$

من اجل تعميم هذا الاجراء لحساب الجذر النوني لاي عدد معقد:

$$\sqrt[n]{a+bi} = ?$$

بالطريقة نفسها نرسم للمقدار بـ:

$$\sqrt[n]{a+bi} = x + yi,$$

$$a + bi \equiv (x + yi)^n = (yi + x)^n \quad \text{عندئذ}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\left[\frac{n}{2}\right]} C_n^{2k} y^{2k} i^{2k} x^{n-2k} \\
&+ \sum_{k=0}^{\left[\frac{n-1}{2}\right]} C_n^{2k+1} y^{2k+1} i^{2k+1} x^{n-2k-1}
\end{aligned}$$

بذلك نحصل على نظام من معادلات جبرية غير خطية بدرجة n وذات متغيرين هما x & y ونوعين من المعادلات هي:

$$\begin{cases} \sum_{k=0}^{\left[\frac{n}{2}\right]} C_n^{2k} y^{2k} (-1)^k x^{n-2k} = a \\ \sum_{k=0}^{\left[\frac{n-1}{2}\right]} C_n^{2k+1} y^{2k+1} (-1)^k x^{n-2k-1} = b \end{cases}$$

يمكن حل هذه المنظومة باستخدام برنامج حاسوبي.

كحالة خاصة، سنقوم بحساب الجذر التكعيبي للعدد العقدي $a + bi$ كما يأتي:

$$\sqrt[3]{a + bi} = ?$$

$$\sqrt[3]{a + bi} = x + yi,$$

$$\begin{aligned}
a + bi &\equiv (x + yi)^3 = x^3 + 3x^2yi + 3xy^2i^2 + y^3i^3 \quad \text{أو} \\
&= (x^3 - 3xy^2) + (3x^2y - y^3)i,
\end{aligned}$$

بالتالي فإن:

$$\begin{cases} x^3 - 3xy^2 = a \\ 3x^2y - y^3 = b \end{cases}$$

ونحل من اجل y و x .

من المعادلة الأولى نحصل على:

$$y = \pm \sqrt{\frac{x^3 - a}{3x}}.$$

بتعويض هذه القيمة في المعادلة الثانية:

$$\pm 3x^2 \sqrt{\frac{x^3 - a}{3a}} + \left(\sqrt{\frac{x^3 - a}{3a}} \right)^3 - b = 0$$

بحل هذه المعادلة المستقلة من اجل x ، ثم سنجد قيمة y بالتعويض في اعلاه ،

مثلاً

$$\sqrt[3]{i} = -i.$$

4.3 متعددة الحدود النيوتروسوفكية الحقيقية او المعقدة

Neutrosophic Real or Complex Polynomial

إن متعددة الحدود التي معاملاتها تحوي ارقاماً نيوتروسوفكية (أو على الاقل واحدة من هذه المعاملات تحوي I) تسمى متعددة حدود نيوتروسوفكية.

بطريقة مشابهة يمكن ان نعرّف متعدّدات الحدود النيوتروسوفكية الحقيقية ،إذا كانت معاملاتها اعداد نيوتروسوفكية حقيقية، ومتعددة الحدود النيوتروسوفكية المعقدة ، إذا كانت معاملاتها اعداد نيوتروسوفكية معقدة.

بعض الامثلة:

$$p(x) = x^2 + (2 - I)x - 5 + 3I \text{ هي متعددة حدود حقيقية، بينما}$$

$$Q(x) = 3x^3 + (1 + 6i)x^2 + 5Ix - 4iI \text{ هي متعددة حدود معقدة .}$$

من متعدّدات الحدود هذه، نمضي في حل معادلات متعددة الحدود النيوتروسوفكية الحقيقية او المعقدة.

لنفترض وجود معادلة متعددة الحدود النيوتروسوفكية الحقيقية الآتية:

$$6x^2 + (10 - I)x + 3I = 0,$$

سنحلّها باستخدام الصيغة التربيعية فقط:

$$\begin{aligned} x &= \frac{-(10 - I) \pm \sqrt{(10 - I)^2 - 4(6)(3I)}}{2(6)} \\ &= \frac{-10 + I \pm \sqrt{100 - 20I + I^2 - 72I}}{12} \\ &= \frac{-10 + I \pm \sqrt{100 - 20I + I - 72I}}{12} \end{aligned}$$

$$= \frac{-10 + I \pm \sqrt{100 - 91I}}{12}$$

لإيجاد قيمة $\sqrt{100 - 91I}$ سنفرض ان $\sqrt{100 - 91I} = \alpha + \beta I$ حيث α و β هي قيم حقيقية .

بتربيع طرفي المقدار السابق:

$$\begin{aligned} 100 - 91I &= \alpha^2 + 2\alpha\beta I + \beta^2 I^2 = \alpha^2 + 2\alpha\beta I + \beta^2 I \\ &= \alpha^2 + (2\alpha\beta + \beta^2)I, \end{aligned}$$

$$\begin{cases} \alpha^2 = 100 \\ 2\alpha\beta + \beta^2 = -91 \end{cases} \quad \text{بالتالي}$$

$$\alpha = \pm\sqrt{100} = \pm 10. \quad \text{عندئذ}$$

$$1. \text{ if } \alpha = 10, \Rightarrow 2(10)\beta + \beta^2 = -91, \text{ or } \beta^2 + 20\beta + 91 = 0.$$

باستخدام الصيغة التربيعية سنحصل على:

$$\begin{aligned} \beta &= \frac{-20 \pm \sqrt{20^2 - 4(1)91}}{2} = \frac{-20 \pm \sqrt{400 - 364}}{2} \\ &= \frac{-20 \pm 6}{2} = \begin{cases} \frac{-20 + 6}{2} = -7; \\ \frac{-20 - 6}{2} = -13. \end{cases} \end{aligned}$$

$$2. \text{ If } \alpha = -10, \Rightarrow \beta^2 - 20\beta + 91 = 0,$$

$$\begin{aligned}\beta &= \frac{20 \pm \sqrt{(-20)^2 - 4(1)91}}{2} = \frac{20 \pm \sqrt{400 - 364}}{2} \\ &= \frac{20 \pm 6}{2} = \begin{cases} \frac{20 + 6}{2} = 13 \\ \frac{20 - 6}{2} = 7 \end{cases}\end{aligned}$$

إنَّ الحلول الاربع التي حصلنا عليها هي:

$$(\alpha, \beta) = (10, -7), (10, -13), (-10, 13), (-10, 7).$$

نجد قيمة x وذلك بالعودة للمسألة الاصلية:

$$x = \frac{-10 + I \pm \sqrt{100 - 91I}}{12}$$

سابقاً كنا قد وجدنا أن

$$\sqrt{100 - 91I} = 10 - 7I, \text{ or } -10 + 7I, \text{ or } 10 - 13I, \text{ or } -10 + 13I.$$

ونظراً لوجود \pm امام قيمة الجذر $\sqrt{100 - 91I}$ ستتأثر قيمة x تبعاً للقيم $10 - 7I$ و $-10 + 7I$ والحالة نفسها ستركر للقيم $10 - 13I$ و $-10 + 13I$ وكما يأتي:

$$\begin{aligned}x_{1,2} &= \frac{-10 + I \pm (10 - 7)}{12} \\ &= \begin{cases} \frac{-10 + I + 10 - 7I}{12} = \frac{-16}{12} = -\frac{1}{2}I; \\ \frac{-10 + I - 10 + 7I}{12} = \frac{-20 + 8I}{12} = -\frac{5}{3} + \frac{2}{3}I; \end{cases} \\ x_{1,2} &= \frac{-10 + I \pm (10 - 13I)}{12}\end{aligned}$$

$$= \left\{ \begin{array}{l} \frac{-10 + I + 10 - 13I}{12} = \frac{-12I}{12} = -I; \\ \frac{-10 + I - 10 + 13I}{12} = \frac{-20 + 14I}{12} = -\frac{10}{6} + \frac{7}{6}I. \end{array} \right.$$

نكون بذلك قد حصلنا على أربع حلول نيوتروسوفكية هي :

$$\left\{ -\frac{1}{2}I, -\frac{5}{3} + \frac{2}{3}I, -I, -\frac{10}{6} + \frac{7}{6}I \right\}$$

هي حلول لمتعددة الحدود النيوتروسوفكية من الدرجة الثانية.

التحليل النيوتروسوفكي الاول (بطريقة التجربة) الى العوامل:

$$\begin{aligned} p(x) &= 6x^2 + (10 - I)x + 3I = 6 \left[x - \left(-\frac{1}{2}I \right) \right] \cdot \left[x - \left(-\frac{5}{3} + \frac{2}{3}I \right) \right] \\ &= 6 \left(x + \frac{1}{2}I \right) \left(x + \frac{2}{3} - \frac{5}{3}I \right) \end{aligned}$$

التحليل النيوتروسوفكي الثاني (بطريقة التجربة) الى العوامل:

$$\begin{aligned} p(x) &= 6x^2 + (10 - I)x + 3I = 6[x - (-I)] \cdot \left[x - \left(-\frac{10}{6} + \frac{7}{6}I \right) \right] \\ &= 6(x + I) \left(x + \frac{10}{6} - \frac{7}{6}I \right) \end{aligned}$$

بشكل مختلف عن متعدّدات الحدود التقليدية ذات معاملات (حقيقية او معقدة)؛ نجد ان متعدّدات الحدود النيوتروسوفكية لا تمتلك عوامل وحيدة.

لو اردنا التحقق من الحل، نجد أنّ:

$$p(x_1) = p(x_2) = p(x_3) = p(x_4) = 0$$

لنجري الحسابات الآتية:

$$\begin{aligned}
 p(x_4) &= p\left(\frac{-10}{6} + \frac{7}{6}I\right) \\
 &= 6 \cdot \left(\frac{-10}{6} + \frac{7}{6}I\right)^2 + (10 - I)\left(\frac{-10}{6} + \frac{7}{6}I\right) + 3I \\
 &= 6\left(\frac{100}{36} - \frac{140}{36}I + \frac{49}{36}I^2\right) + \left(\frac{-100}{6}\right) + \frac{70}{6}I + \frac{10I}{6} - \frac{7}{6}I^2 + 3I \\
 &= \frac{100}{6} - \frac{140 \cdot I}{6} + \frac{49 \cdot I}{6} - \frac{100}{6} + \frac{70 \cdot I}{6} + \frac{10 \cdot I}{6} - \frac{7 \cdot I}{6} + \frac{18 \cdot I}{6} \\
 &= \frac{-140I + 49I + 70I + 10I - 7I + 18I}{6} = \frac{0 \cdot I}{6} = \frac{0}{6} \\
 &= 0.
 \end{aligned}$$

هناك أسلوب آخر لتحليل متعددة الحدود النيوتروسوفكية الى عواملها الحقيقية وكما يأتي:

لنفرض أنَّ لدينا

$$p(x) = (A + B \cdot I)x^2 + (C + D \cdot I)x + (E + F \cdot I) = 0.$$

لنفرض ان كل من $x_1 = a_1 + b_1I$ و $x_2 = a_2 + b_2I$ هما حلين نيوتروسوفكيين حقيقيين لـ $p(x) = 0$.

عندئذٍ

$$\begin{aligned}
 p(x) &= (A + B \cdot I)[x - (a_1 + b_1I)] \cdot [x - (a_2 + b_2I)] \equiv \\
 &\quad (A + B \cdot I)x^2 + (C + D \cdot I)x + (E + F \cdot I)
 \end{aligned}$$

سنضرب الطرف الايمن الثاني، ثم نحدد المعاملات النيوتروسوفكية ونحل من أجل a_1, b_1, a_2 and b_2 .

5.3 اتجاهات بحثية (مسائل قيد البحث)

Research Problems

- 1- بشكل عام، كم عدد الحلول النيوتروسوفية التي تملكها معادلة متعددة حدود نيوتروسوفية بمعاملات حقيقية ذات درجة $n \geq 1$ ؟
لحد الان، نحن نعلم جيداً ان هكذا معادلة من الدرجة الاولى ($n = 1$) لا تملك حلاً عندما القسمة النيوتروسوفية غير معرفّة أو لديها حل وحيد عندما القسمة النيوتروسوفية معرفّة تعريفاً جيداً.
- 2- كم عدد العوامل المختلفة، مع العوامل ذات الدرجة الاولى التي يمكن ان نجدها لمتعددة حدود نيوتروسوفية بمعاملات حقيقية وذات درجة n ؟ علماً اننا قد حصلنا على عاملين مختلفين لمتعددة حدود خاصة من الدرجة الثانية ($n = 2$).
- 3- و4- يمكن طرح الأسئلة نفسها اعلاه لحالات معادلات متعدّدات حدود بمعاملات معقدة وذات درجة $n \geq 1$.

الفصل الرابع

Chapter Four

الأعداد النيوتروسوفكية العشوائية

Neutrosophic Random Numbers

1.4 الأعداد النيوتروسوفية العشوائية

Neutrosophic Random Numbers

يمكن توليد الارقام العشوائية النيوتروسوفية باستخدام تجمع من مجموعات بدلاً من أرقام تقليدية فقط. على سبيل المثال، لنفرض ان لدينا مئة (100) كرة وعلى كل كرة مكتوب فترة معينة $[a, b]$ حيث أن $a \leq b$ و $a, b \in \{1, 2, 3, \dots, 100\}$ ؛ في حالة أن $a = b$ ستتقلص الفترة $[a, b]$ الى العدد التقليدي $[a, a] = a$.

لذلك لو حاول احذنا سحب كرة عشوائياً، ثم قمنا بتسجيل الفترة الموجودة على هذه الكرة ثم اعدنا الكرة مرة اخرى الى تجمع الكرات (سلة الكرات). وكررنا هذه العملية مراراً، سنحصل على متتابة عشوائية من فترات بدلاً عن متتابة عشوائية من اعداد تقليدية.

2.4 مثال ذو بيانات نيوتروسوفكية

Example with Neutrosophic Data

لو كانت لدينا المشاهدات الأربع الآتية: $6, [2,5], 30, [18,24]$ نجد ان المشاهدات الثانية والرابعة غير واضحة. هذا يعني ان الرقم في الفترة $[2,5]$ غير معلوم, كذلك الحال بالنسبة للرقم المطلوب في الفترة $[18,24]$ بهذا يكون لدينا حالتان من اللاتعيين. من أجل توحيد الصيغة سنعيد كتابة كل المشاهدات بشكل فترات وكما يأتي :

$$[6,6], [2,5], [30,30], [18,24] .$$

كذلك يمكن لكل مشاهدة ان تكون مجموعة جزئية، وليس بالضرورة أن تكون رقم تقليدي او فترة (مغلقة، مفتوحة، نصف مغلقة، نصف مفتوحة).

لحساب الوسيط:

$$\frac{[2,5]+[30,30]}{2} = \frac{[2+30,5+30]}{2} = \frac{[32,35]}{2} = \left[\frac{32}{2}, \frac{35}{2} \right] = [16,17.5].$$

وبذلك فان الوسيط هو رقم يقع بين الرقمين 16 و 17.5.

كما ويمكن حساب معدل هذه المشاهدات كما يأتي :

$$\begin{aligned} & \frac{[6,6] + [2,5] + [30,30] + [18,24]}{4} \\ &= \frac{[6 + 2 + 30 + 18, 6 + 5 + 30 + 24]}{4} = \frac{[56,65]}{4} \\ &= \left[\frac{56}{4}, \frac{65}{4} \right] = [14,16.25]. \end{aligned}$$

لذلك فإن المعدل هو رقم يقع بين 14 و 16.25
إن حساب انحرافات هذه المشاهدات ومربعاتها هي كما يأتي:

- a. $[6,6] - [14,16.2] = [6 - 16.2, 6 - 14] = [-10.2, -8]$,
 $[-10.2, -8]^2 = [-10.2, -8] \cdot [-10.2, -8] =$
 $[(-8)(-8), (-10.2) \cdot (-10.2)] = [64, 104.04]$.
- b. $[2, 5] - [14, 16.25] = [2 - 16.25, 5 - 14] = [-14.25, -9]$,
 $[-14.25, -9]^2 = [(-9)^2, (-14.25)^2] = [81, 203.0625]$.
- c. $[30, 30] - [14, 16.2] = [30 - 16.2, 30 - 14] = [13.8, 16]$,
 $[13.8, 16]^2 = [13.8^2, 16^2] = [190.44, 256]$.
- d. $[18, 24] - [14, 16.2] = [18 - 16.2, 24 - 14] = [1.8, 10]$,
 $[1.8, 10]^2 = [1.8^2, 10^2] = [3.24, 100]$.

لحساب الانحراف المعياري:

$$= \sqrt{\frac{[64, 104.04] + [81, 203.0625] + [190.44, 256] + [3.24, 100]}{4}}$$

$$= \sqrt{\left[\frac{64 + 81 + 190.44 + 3.24}{4}, \frac{104.04 + 203.0625 + 256 + 100}{4} \right]}$$

$$= \sqrt{[84.67, 165.775625]} = [\sqrt{84.67}, \sqrt{165.775625}]$$

$$\cong [9.20163, 12.8754].$$

3.4 اللاتعيين في حجم العينة

Indeterminacy Related to the Sample Size

لو كان لاحدنا المشاهدات الآتية: 9, 8, 5, 12, 17

علماً أن إحدى هذه المشاهدات هي بالتأكيد خطأ؛ لكن لحد الان لا علم لنا اي من هذه المشاهدات هي المشاهدة الخاطئة. لنقم اولاً بإعادة ترتيب المشاهدات تصاعدياً وبعد ذلك ندرس كل الاحتمالات.

5, 8, 9, 12, 17

الانحراف المعياري	مربعات الانحرافات	الانحرافات	المتوسط الحسابي	الوسط	الملاحظات	المعادلة الخطية	رقم المعادلة (العينة)
	12.25	$8-11.5 > -3.5$			8		1
	6.25	$9-11.5 > -2.5$	$(8+9+12+17)/4=11.5$	$\frac{9+12}{2} = 10.5$	9		
	0.25	$12-11.5 > 0.5$			12		
	30.25	$17-11.5 > 5.5$			17		
3.5			11.5	10.5	5		
	33.0625	-5.75			5		2
	3.0625	-1.75	$(5+9+12+17)/4=10.75$	$\frac{9+12}{2} = 10.5$	9		
	1.5625	1.25			12		
	39.0625	6.25			17		
4.38035			10.75	10.5	8		
	30.25	-5.5			5		3
	6.25	-2.5			8		
	2.25	1.5		$\frac{8+12}{2} = 10$	12		
	42.25	6.5			17		
4.5			10.5	10.0	9		
	22.5625	-4.75			5		4
	3.0625	-1.75			8		
	0.5625	-0.75		$\frac{8+9}{2} = 8.5$	9		
	52.5625	7.25			17		
4.43706			9.75	8.5	12		
	12.25	-3.5			5		5
	0.25	-0.5			8		
	0.25	0.5		$\frac{8+9}{2} = 8.5$	9		
	12.25	3.5			12		
2.5			8.5	8.5	17		

فيما يأتي سنعمل على دمج النتائج الخمس وفق المفاهيم الآتية :

a. مفاهيم احصائية بصيغة فترة:

الوسيط ينتمي الى الفترة [8.5,10.5] ;

المعدل ينتمي الى الفترة [8.5,11.5] ;

الانحراف المعياري ينتمي الى الفترة [2.5,4.43706] .

b. مفاهيم احصائية بصيغة معدل:

$$\text{الوسيط} = \frac{10.5 + 10.5 + 10.0 + 8.5 + 8.5}{5} = 9.6;$$

$$\text{المتوسط الحسابي} = \frac{11.5 + 10.75 + 10.5 + 9.75 + 8.5}{5} \\ = 10.2;$$

$$\text{الانحراف المعياري} = \frac{3.5+4.38035+4.5+4.43706+2.5}{5} \cong 3.86348 .$$

c. مفاهيم احصائية بصيغة معدل موزون:

يمكننا تخصيص وزن لكل عينة. إن وزن العينة قد يمثل فرصة ان تكون العينة هي العينة الصحيحة وذلك بعد إقصاء المشاهدات الخاطئة.

بشكل عام، تكون قيم الاوزان $w_1, w_2, \dots, w_n \in [0.1]$ بحيث ان

$$w_1 + w_2 + \dots + w_n = 1$$

في حالة أن اوزان العينة يتم تحديدها وفق مقاييس تختلف إحداها عن الأخرى، بذلك

سنحصل على مجموع أوزان لا يساوي 1، والمشاهدات هي $a_1 + a_2 + \dots + a_n$ ،

عندئذٍ فإن معدل هذه الاوزان سيكون :

$$\frac{w_1 a_1 + w_2 a_2 + \dots + w_n a_n}{w_1 + w_2 + \dots + w_n}$$

في مثالنا اذا كانت

$$w_1 = 0.4, w_2 = 0.1, w_3 = 0.3, w_4 = 0.2, w_5 = 0.7$$

، عندها سنجد أنَّ:

معدل الوسيط الموزون هو:

$$= \frac{0.4(10.5) + 0.1(10.5) + 0.3(10.0) + 0.2(8.5) + 0.7(8.5)}{0.4 + 0.1 + 0.3 + 0.2 + 0.7} \\ \cong 9.35294;$$

المعدل الموزون للوسط الحسابي هو:

$$= \frac{0.4(11.5) + 0.1(10.75) + 0.3(10.5) + 0.2(9.75) + 0.7(8.5)}{0.4 + 0.1 + 0.3 + 0.2 + 0.7} \\ \cong 9.83824;$$

المعدل الموزون للانحراف هو:

$$= \frac{0.4(3.5) + 0.1(4.38035) + 0.3(4.5) + 0.2(4.43706) + 0.7(2.5)}{0.4 + 0.1 + 0.3 + 0.2 + 0.7} \\ \cong 3.42673;$$

نسبة الى اوزان العينة، نجد أنَّ العينة الصائبة هي العينة الخامسة. لذلك تميل المقاييس الاحصائية المُدمجة لجميع العينات الى الاقتراب من المقاييس الاحصائية للعينة الخامسة.

إن هذا المثال يمكن تعميمه لـ n من المشاهدات التي فيها k من المشاهدات الخاطئة ، إذ أن $n \geq 2$ و $1 \leq k \leq n - 1$

بوجود برنامج حاسوبي يمكن لاحدنا دراسة كل التوافقيات C_n^{n-k} الناتجة بعد إقصاء k من المشاهدات الخاطئة في $n - k$ من المجاميع ذات عدد عناصر يبلغ $n - k$ ، ان كل عينة تكون ذات حجم $n - k$. لكل عينة سنقوم بحساب الوسيط، المعدل،

الانحرافات، الانحرافات المعيارية، وبالتأكيد سيتم حساب باقي المقاييس الاحصائية المطلوبة في المسألة النيوتروسوفكية قيد الحل.

بعد ذلك سنقوم بدمج C_n^{n-k} من النتائج باستخدام المفاهيم الاحصائية بصيغة فترة او بصيغة معدل او نستخدم مفاهيم احصائية بصيغة معدلات ذات اوزان؛ او اي وسيلة اخرى قد يقوم القارئ بتصميمها اعتماداً على نوع المسألة.

الفصل الخامس

Chapter Five

التوزيعات الاحتمالية النيوتروسوفية

Neutrosophic Probability Distributions

1.5 توزيع ذي الحدين النيوتروسوفي

Neutrosophic Binomial Distribution

في هذا البند، سيتم توسعة مفهوم توزيع ذي الحدين التقليدي وفق النظرية النيوتروسوفكية، هذا يعني أن هناك بعض اللاتعيين ذو علاقة بالتجربة الاحتمالية.

نفرض ان كل تجربة يمكن ان تنتج بثلاث مخرجات؛ جزء منها مُعنون بـ S ويقصد بها حالات نجاح التجربة؛ مقروناً بمخرجات تُعنون بـ F ويقصد بها حالات الفشل ؛ أما الجزء الاخير فيمثل اللاتعيين الذي سنرمز له بـ I .

على سبيل المثال: إن رمي عملة معدنية على سطح غير نظامي فيه شقوق سينتج عنه احتمال سقوط العملة داخل إحدى الشقوق مستقرة على حافتها اي ان حافة العملة تكون داخل الشق؛ بالتالي لن نحصل من هذه التجربة لا على صورة العملة ولا على الوجه الذي فيه الكتابة؛ إذن هناك حالة لا تعيين في هذه التجربة.

نستطيع ادارة عدد ثابت من تجارب صغيرة (نسميها trials). من المعلوم ان مخرجات الـ trials مستقلة. لكل تجربة نجد ان فرصة الحصول على S مساوية لفرصة الحصول على F او الحصول على I .

وفق ما تم ذكره اعلاه نجد ان كل متغير عشوائي ذي الحدين النيوتروسوفي x يمكن تعريفه على أنه عدد النجاحات التي حصلنا عليها من تجربة انجزناها $n \geq 1$ من المرات.

إنّ التوزيع الاحتمالي النيوتروسوفي لـ x يسمى ايضاً التوزيع الاحتمالي ذي الحدين النيوتروسوفي.

اولاً: نجد وبشكل واضح ان الحصول على لا تعيين في كل تجربة يعني بالنتيجة سنحصل على لا تعيين لمجموعة كل التجارب n .

ثانياً: في حالة عدم حصولنا على اللاتعيين من اي تجربة من التجارب يؤدي بالضرورة إلى عدم وجود اللاتعيين في مجموعة كل التجارب n .

لكن ماذا لو حصلنا على لاتعيين في بعض التجارب ، وتعيين (اي حالات نجاح او فشل) في تجارب اخرى؟

ذلك يعني ان مجموعة كل التجارب n تحوي على لا تعيين بشكل جزئي وتعيين بشكل جزئي ايضاً، وذلك يعتمد على المسألة المراد حلها وعلى وجهه نظر الخبير .

يمكن لأحدهم تعريف حد العتبة (indeterminacy threshold) لـ اللاتعيين على أنه:

th هي عدد التجارب التي مخرجاتها تمثل لاتعيين، حيث ان $th \in \{0,1,2, \dots, n\}$. في الحالات التي فيها حد العتبة أكبر من th ستنتهي هذه الحالات الى جزء اللاتعيين، بينما ان كان حد العتبة أقل من أو يساوي th فان هذه الحالات ستنتهي الى جزء التعيين.

لتكن $P(S)$ تمثل فرصة نجاح نتائج تجربة معينة و $P(F)$ تمثل فرصة نتائج تجربة معينة في حالة فشلها، وإن كلاً من S و F يمثلان جزء التعيين في المسألة وهما يختلفان عن اللاتعيين.

لتكن $P(I)$ تمثل فرصة نتائج تجربة معينة في حالة اللاتعيين.

من اجل $x \in \{0,1,2, \dots, n\}$ ، NP (تمثل بالضبط X من النجاحات ضمن n من التجارب) وهي تساوي (T_x, I_x, F_x) علماً أن :

$$T_x = \frac{n!}{x! (n-x)!} \cdot P(S)^x \cdot \sum_{k=0}^{th} C_{n-x}^k P(I)^k P(F)^{n-x-k}$$

$$= \frac{n!}{x! (n-x)!} \cdot P(S)^x \cdot \sum_{k=0}^{th} \frac{(n-x)!}{k! (n-x-k)!} P(I)^k P(F)^{n-x-k}$$

$$= \frac{n!}{x!} \cdot P(S)^x \cdot \sum_{k=0}^{th} \frac{P(I)^k P(F)^{n-x-k}}{k! (n-x-k)!}$$

وبشكل مشابه:

$$F_x = \sum_{\substack{y=0 \\ y \neq x}}^n T_y = \sum_{\substack{y=0 \\ y \neq x}}^n \frac{n!}{y!} \cdot P(S)^y \cdot \left[\sum_{k=0}^{th} \frac{P(I)^k \cdot P(F)^{n-y-k}}{k! (n-y-k)!} \right]$$

$$\begin{aligned} I_x &= \sum_{z=th+1}^n \frac{n!}{z!(n-z)!} \cdot P(I)^z \cdot \left[\sum_{k=0}^{n-z} C_{n-z}^k P(S)^k \cdot P(F)^{n-z-k} \right] \\ &= \sum_{z=th+1}^n \frac{n!}{z!(n-z)!} \cdot P(I)^z \cdot \left[\sum_{k=0}^{n-z} \frac{(n-z)!}{k!(n-z-k)!} P(S)^k \cdot P(F)^{n-z-k} \right] = \\ &\sum_{z=th+1}^n \frac{n!}{z!} \cdot P(I)^z \cdot \left[\sum_{k=0}^{n-z} \frac{P(S)^k \cdot P(F)^{n-z-k}}{k!(n-z-k)!} \right], \end{aligned}$$

حيث ان C_u^v تعني التوافق لـ u من العناصر مأخوذة بشكل مجاميع من v من العناصر:

$$C_u^v = \frac{u!}{v! (u-v)!}$$

و! u هو مفكوك $u, u = 1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot u$.

T_x تمثل فرصة x من النجاحات، عليه ستكون هناك $n-x$ من حالات الفشل واللاتعيين، علماً ان عدد اللاتعيين يكون اقل او مساوياً لحد عتبة اللاتعيين.

F_x تمثل فرصة y من حالات الفشل، إذ ان $y \neq x$ و $n-y$ تمثل عدد حالات النجاح مع حالات اللاتعيين شرط ان يكون عدد حالات اللاتعيين ايضاً اقل او مساوياً لحد عتبة اللاتعيين.

I_x تمثل فرصة z من اللاتعيينات، اذ ان z تكون اكبر من حد عتبة اللاتعيين حتماً.

$$T_x + I_x + F_x = (P(S) + P(I) + P(F))^n$$

في اغلب التطبيقات نجد أن: $P(S) + P(I) + P(F) = 1$ ونطلق على هذه الحالة الاحتمالية التامة (complete probability).

اما الاحتمالية غير التامة (incomplete probability) (وهذه الحالة تحصل عندما يكون هناك معلومات مفقودة).

بينما الاحتمالية غير المتسقة او ما تسمى (paraconsistent probability) (اي الاحتمالية التي تملك معلومات متضاربة) ستكون فيها:

$$1 < p(S) + p(I) + p(F) \leq 3$$

1.1.5 مثال

في متجر لبيع الساعات، من بين الساعات التي تم بيعها، وجد أن 80% ساعات رقمية العرض و 10% ساعات ذات عقارب. هناك عدد من الساعات التي تم بيعها ولم يكن صاحب المتجر متأكداً من نوعية عرضها، لذا قام صاحب المتجر بسؤال مساعده عن هذه النسبة؛ ان مساعد المدير لم يكن على دراية بالتخمينات السابقة لصاحب المتجر لذا أبدى رأيه بشكل مستقل حول تلك الساعات مجهولة النوعية بأن نسبتها 20% من المبيعات.

لنفرض أن المتغير العشوائي النيوتروسوفي x يمثل عدد الساعات ذات العقارب والتي سيتم بيعها للمستثمرين الخمسة التاليين. لذلك نجد أن

$$P(F) = P(\text{العرض الرقمي}) = 0.8,$$

$$P(S) = P(\text{ذات عقارب}) = 0.1,$$

$$P(I) = P(\text{اللاتعيين}) = 0.2.$$

حصلنا على احتمالية نيوتروسوفية غير متسقة وذلك لأننا حصلنا على المعلومات من مصادر مختلفة التخمين فيها مخمين اثنين مستقلين وهما المدير ومساعده، إذ إنَّ

$$0.8 + 0.1 + 0.2 = 1.1 > 1$$

هنا يوجد لدينا توزيع ذي حدين نيوتروسوفي. لنفرض أنّ حد عتبة اللاتعيين هو 2. نعرف المتغير العشوائي x كما يلي:

x تمثل عدد الساعات ذات العقارب ضمن الخمسة قطع من الساعات التي سيتم شرائها من قبل الزبائن لاحقاً،

$$T_x = \frac{5!}{x!} (0.1)^x \cdot \sum_{k=0}^2 \frac{(0.2)^k (0.8)^{5-x-k}}{k! (5-x-k)!}, \quad \text{where } x = 0, 1, 2, 3, 4, 5.$$

إنّ فرصة او احتمالية ان تكون هناك ساعتان رقميتان بالضبط ، اي ان $x = 2$ هي:

$$T_2 = \frac{5!}{2!} (0.1)^2 \cdot \left[\frac{(0.2)^0 \cdot (0.8)^3}{0! 3!} + \frac{(0.2)^1 \cdot (0.8)^2}{1! 2!} + \frac{(0.2)^2 \cdot (0.8)^1}{2! 1!} \right]$$

$$= 0.0992.$$

$$I_2 = \sum_{z=2+1}^5 \frac{5!}{z!} \cdot (0.2)^z \cdot \left[\sum_{k=0}^{5-z} \frac{(0.1)^k (0.8)^{5-z-k}}{k! (5-z-k)!} \right]$$

$$= \frac{5!}{3!} (0.2)^3 \cdot \left[\sum_{k=0}^2 \frac{(0.1)^k (0.8)^{2-k}}{k! (2-k)!} \right] \quad (\text{for } z = 3)$$

$$+ \frac{5!}{4!} (0.2)^4 \cdot \left[\sum_{k=0}^1 \frac{(0.1)^k (0.8)^{1-k}}{k! (1-k)!} \right] \quad (\text{for } z = 4)$$

$$+ \frac{5!}{5!} (0.2)^5 \cdot \left[\sum_{k=0}^0 \frac{(0.1)^k (0.8)^{0-k}}{k! (-k)!} \right] \quad (\text{for } z = 5)$$

$$\begin{aligned}
 &= 20. (0.2)^3 \cdot \left[\frac{(0.1)^0 \cdot (0.8)^2}{0! 2!} + \frac{(0.1)^1 \cdot (0.8)^1}{1! 1!} + \frac{(0.1)^2 \cdot (0.8)^0}{2! 0!} \right] \\
 &\quad + 5. (0.2)^4 \cdot \left[\frac{(0.1)^0 \cdot (0.8)^1}{0! 1!} + \frac{(0.1)^1 \cdot (0.8)^0}{1! 0!} \right] \\
 &\quad + 1. (0.2)^5 \cdot \left[\frac{(0.1)^0 (0.8)^0}{0! 0!} \right] = 0.07232.
 \end{aligned}$$

يمكن حساب F_2 بطريقة اسهل من طريقة استخدام صيغتها التوافقية وكما يأتي :

$$\begin{aligned}
 F_2 &= (P(S) + P(I) + P(F))^5 - T_2 - I_2 \\
 &= (0.1 + 0.2 + 0.8)^5 - 0.0992 - 0.07232 \\
 &= 1.43899.
 \end{aligned}$$

من اجل اعادة تسوية المتجه

$$(T_2, I_2, F_2) = (0.0992, 0.07232, 1.43899)$$

وذلك من خلال قسمة كل مركبة من مركبات المتجه على المجموع الكلي للمركبات.
سنحصل على

$$0.0992 + 0.07232 + 1.43899 = 1.61051$$

$$(T_2, I_2, F_2) = (0.061595, 0.044905, 0.893500)$$

من اجل الاحتماليات غير التامة وغير المتسقة، ليس المهم اذا تمت عملية التسوية (normalize) من بداية حل المسألة او عند نهاية حلها لأننا سنحصل على النتيجة نفسها.

ملاحظة:

بسبب وجود مركبة ثلاثة تمت اضافتها الى توزيع ذي الحدين ، فان توزيع ذي الحدين النيوتروسوفكي في الواقع يماثل مجموع توزيع ثلاثي الحدود الكلاسيكي:

$$(p_1 + i + p_2)^n$$

إذ إنّ p_1 & p_2 هي الاحتمالات التي فيها الاحداث المستقلة عن بعضها (E_1, E_2) تحدث على التوالي، بينما i هي احتمالية الحصول على اللاتعيين.

لتكن $A(\alpha, \beta, \gamma)$ تمثل احتمالية الحصول على الاحداث α من E_1 ، وعلى β من اللاتعيين في الاحداث ، وعلى الاحداث γ من E_2 ؛ بالتأكيد فإن $0 \leq \alpha, \beta, \gamma \leq n$ كما ان $\alpha + \beta + \gamma = n$ كنتائج لـ n من التجارب المستقلة. من المؤكد ، وكما في التوزيع ثلاثي الحدود التقليدي، لدينا:

$$A(\alpha, \beta, \gamma) = \frac{n!}{\alpha! \beta! \gamma!} \cdot p_1^\alpha i^\beta p_2^\gamma \quad \text{with } n = \alpha + \beta + \gamma$$

نحن بحاجة لان نُعرّف ما معنى اللاتعيين في n من التجارب. لتكن th عتبة اللاتعيين. من اجل $th + 1$ او اكثر، سنأخذ بعين الاعتبار تلك الحالات على انها لا تعيينات ، فيما عدا ذلك سيكون لدينا حالات من التعيين .

لذلك ومن اجل $x \in \{0, 1, 2, \dots, n\}$ لدينا

NP (بالضبط x من الاحداث في E ضمن n من التجارب) وتساوي (T_x, I_x, F_x) ، حيث:

$$T_x = \sum_{0 \leq \beta \leq th} A(x, \beta, n - x - \beta)$$

$$I_x = \sum_{\substack{th+1 \leq \beta \leq n \\ 0 \leq \alpha \leq n-th}} A(\alpha, \beta, n - \alpha - \beta)$$

$$F_x = \sum_{\substack{0 \leq \alpha \leq n, \alpha \neq x \\ 0 \leq \beta \leq th}} A(\alpha, \beta, n - \alpha - \beta)$$

2.5 التوزيع النيوتروسوفي متعدد الحدود

Neutrosophic Multinomial Distribution

يمكننا تعميم توزيع ذي الحدين النيوتروسوفي الذي سبق ذكره للحالة التي تكون فيها لكل تجربة نتائج أو مخرجات بعدد $r \geq 2$ وبعض اللاتعيين.

لنفرض إن كل المخرجات الممكنة هي :

$$E_1, E_2, \dots, E_r$$

إذ إن هذه المخرجات تقابلها فرص حدوث أو احتماليات هي :

$$P_1, P_2, \dots, P_r$$

مع وجود بعض اللاتعيين I مرفق باحتمالية أو فرصة حدوث نرسم لها ب i . عندئذ سيكون لدينا الصيغة الموسعة لمتعدد الحدود الآتية:

$$(P_1 + P_2 + \dots + P_r + i)^n$$

لـ n من التجارب.

وبالمثل لنرمز بـ $A(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta)$ لاحتمالية تحقق α_1 من الاحداث في E_1 ،

α_2 من الاحداث في E_2 ، α_r من الاحداث في E_r ، علماً إن β من الاحداث هي غير معينة، إذ إن $0 \leq \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta \leq n$ و $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_r + \beta = n$ ،

تمثل نتائج لـ n من التجارب المستقلة، بذلك فإن

$$A(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta) = \frac{n!}{\alpha_1! \alpha_2! \dots \alpha_r! \beta} \cdot P_1^{\alpha_1} \cdot P_2^{\alpha_2} \cdot \dots \cdot P_r^{\alpha_r} \cdot i^{\beta}.$$

إن حد عتبة اللاتعيين هو th كما في البند السابق.

ليكن x_j متغيراً عشوائياً يُرْمَزُ لعدد مرات حدوث الحدث E_j ، وذلك لأية قيمة j ، حيث $j \in \{1, 2, \dots, r\}$ في n من التجارب المستقلة. وهكذا سيكون لدينا توزيع متعدد الحدود .

بالتالي فان الاحتمالية النيوتروسوفية للحصول بالضبط على x_1 من الاحداث في E_1 ، x_2 من الاحداث في E_2 ، ... ، x_r من الاحداث في E_r ، لـ n من التجارب هي:

$$(T_{x_1, x_2, \dots, x_r}, I_{x_1, x_2, \dots, x_r}, F_{x_1, x_2, \dots, x_r})$$

حيث أنّ :

$$T_{x_1, x_2, \dots, x_r} = \sum_{0 \leq \beta \leq th} A(x_1, x_2, \dots, x_r, \beta)$$

$$I_{x_1, x_2, \dots, x_r} = \sum_{\substack{th+1 \leq \beta \leq n \\ 0 \leq \alpha_j \leq n-th, \text{ for } j \in \{1, 2, \dots, r\}}} A(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta)$$

$$F_{x_1, x_2, \dots, x_r} = \sum_{\substack{0 \leq \beta \leq th \\ (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r) \in \{1, 2, \dots, n\}^r \setminus (x_1, x_2, \dots, x_r)}} A(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r, \beta)$$

3.5 الرسم المقطعي النيوتروسوفي المبعثر

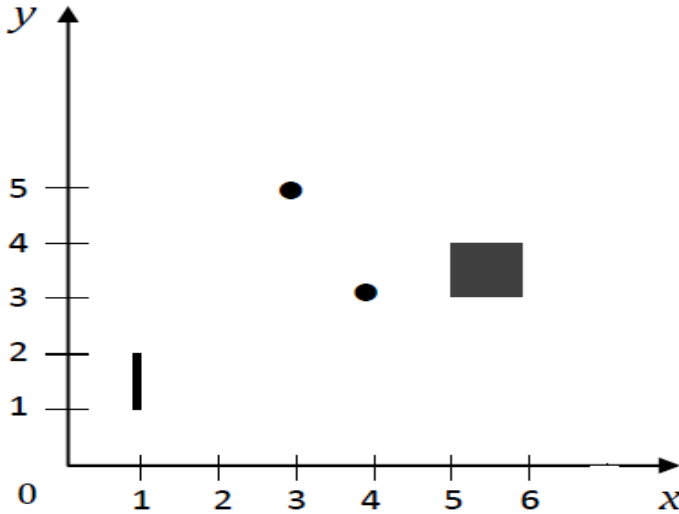
Neutrosophic Scatter Plot

يعرف الرسم المقطعي النيوتروسوفي المبعثر على أنه صورة النقاط (x, y) ، حيث أنه توجد نقطة واحدة على الأقل غير معرّفة تعريفاً جيداً.

على سبيل المثال النقطة $(3, 5)$ معرّفة تعريفاً جيداً، بينما النقاط $([2, 4], 7)$ or $(-6, [0, 1])$ or $(\{-2, -4\}, 3)$ or $([1, 2], [5, 7])$ غير دقيقة أي فيها غموض.

وكمثال على ذلك، لنفرض أنّ لدينا عينه بحجم $n = 4$ ذات بيانات مبينة في الجدول الآتي :

المشاهدات النيوتروسوفية				
	1	2	3	4
X	2	4	[5,6]	3
Y	[1,2]	3	[3,4]	5



رسم مقطعي نيوتروسوفي ببعدين 2D

إن الرسم المقطعي النيوتروسوفي ثنائي المتغير يملك، بالإضافة الى النقاط كما في الرسم المقطعي التقليدي، كذلك يملك قطع من مستقيمات او أجزاء من قطع مستقيمات او سطوح او أجزاء من سطوح (عناصر هندسية ببعد واحد او بعدين).

بشكل عام، ان الرسم المقطعي ذو المتغيرات المتعددة n مُكوّن من $n - 1$ من المتغيرات المستقلة ومتغير واحد معتمد، علماً أنّه يتشكل من عناصر هندسية ذات الابعاد $0, 1, 2, \dots, \text{or } n$.

إن المتغير النيوتروسوفي المعتمد او ما يسمى بالمتغير النيوتروسوفي ذو الاستجابة هو ذلك المتغير المعتمد الذي يملك بعض اللاتعيين.

وبالمثل، المتغير النيوتروسوفي المستقل او ما يسمى بالمتغير النيوتروسوفي المُخَمَّن هو ذلك المتغير المستقل الذي يملك بعض اللاتعيين.

الدالة النيوتروسوفكية

إنّ الدالة النيوتروسوفكية هي تلك الدالة $f_N(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$ التي تعتمد على المتغيرات x_1, x_2, \dots, x_n ، إذ أن هذه الدالة لها معامل واحد على الأقل غير مُعَيَّن أو انها تملك متغير مستقل واحد على الأقل يحمل بعض اللاتعيين او قد يكون مجهولاً.

معامل اللاتعيين او قيمة اللاتعيين ممكن ان تكون مجموعة جزئية من عنصرين او اكثر.

إن الرسم البياني للدالة النيوتروسوفكية بشكل عام له أبعاد أعلى مقارنةً بتلك الدوال التقليدية المناظرة لها (إذ أن اللاتعيين في هذه الاخيرة قد تمت إزالتها).

على سبيل المثال، الدالة التقليدية $f(x, y) = 0$ تمثل منحنى في فضاء ثنائي البعد 2D، بينما الدالة النيوتروسوفكية $f_N(x, y) = 0$ يمكن أن تكون سطحاً.

الدالة التقليدية $f(x, y, z) = 0$ تمثل سطحاً في فضاء ثلاثي البعد 3D، بينما الدالة النيوتروسوفكية $f_N(x, y, z) = 0$ يمكن ان تمثل سطحاً اكبر او مجسماً. وبشكل عام يمكننا القول، عندما الدالة التقليدية $f(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$ هي كائن هندسي بعدد d في فضاء بعد n ، فإن الدالة النيوتروسوفكية $f_N(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$ تمثل كائناً هندسياً ذو حجم أكبر و بُعد d ، أو كائناً هندسياً ذو بُعد أكبر من d .

إن دراسة الدالة النيوتروسوفكية تصبح أكثر صعوبة في حالات منها على سبيل المثال لا الحصر، معاملات الدالة أو قيمة إحدى المتغيرات المستقلة تكون مجهولة تماماً.

هناك أكثر من صيغة إحصائية تقليدية يمكن توسعتها نيوتروسوفكياً من خلال استبدال العمليات التي نُجريها على الارقام الهشة (الارقام الواضحة) بعمليات حسابية نُجريها على المجاميع، وهذا ما قدّمناه أدناه:

لتكن δ_1, δ_2 مجموعتين من الاعداد. وعليه:

$$S_1 + S_2 = \{x_1 + x_2 | x_1 \in S_1 \text{ and } x_2 \in S_2\} \text{ (إضافة مجموعات)}$$

$$\begin{aligned}
 S_1 - S_2 &= \{x_1 - x_2 | x_1 \in S_1 \text{ and } x_2 \in S_2\} \text{ (طرح مجموعات)} \\
 S_1 \cdot S_2 &= \{x_1 \cdot x_2 | x_1 \in S_1 \text{ and } x_2 \in S_2\} \text{ (ضرب مجموعات)} \\
 a \cdot S_1 &= S_1 \cdot a = \{a \cdot x_1 | x_1 \in S_1\} \text{ (الضرب في قياسي)} \\
 a + S_1 &= S_1 + a = \{a + x_1 | x_1 \in S_1\} \text{ (إضافة قياسي الى مجموعة)} \\
 a - S_1 &= \{a - x_1 | x_1 \in S_1\} \text{ (طرح مجموعة من قياسي)} \\
 S_1 - a &= \{x_1 - a | x_1 \in S_1\} \text{ (طرح قياسي من مجموعة)} \\
 \frac{S_1}{S_2} &= \left\{ \frac{x_1}{x_2} \mid x_1 \in S_1, x_2 \in S_2, x_2 \neq 0 \right\} \text{ (قسمة مجموعات)} \\
 S_1^n &= \{x_1^n | x_1 \in S_1\} \text{ (رفع المجموعة للقوى } n) \\
 \frac{S_1}{a} &= \left\{ \frac{x_1}{a} \mid x_1 \in S_1, a \neq 0 \right\} \text{ (قسمة مجموعة على قياسي)} \\
 \frac{a}{S_1} &= \left\{ \frac{a}{x_1} \mid x_1 \in S_1, x_1 \neq 0 \right\} \text{ (قسمة قياسي على مجموعة)} \\
 \sqrt[n]{S_1} &= \{\sqrt[n]{x_1} | x_1 \in S_1\} \text{ (الجذر النوني للمجموعة)}
 \end{aligned}$$

وبشكل عام لدينا:

$$\sum_{i=1}^m S_i = \left\{ \sum_{i=1}^m x_i \mid x_i \in S_i \text{ for all } i = 1, 2, \dots, m \right\}.$$

وبشكل مشابه:

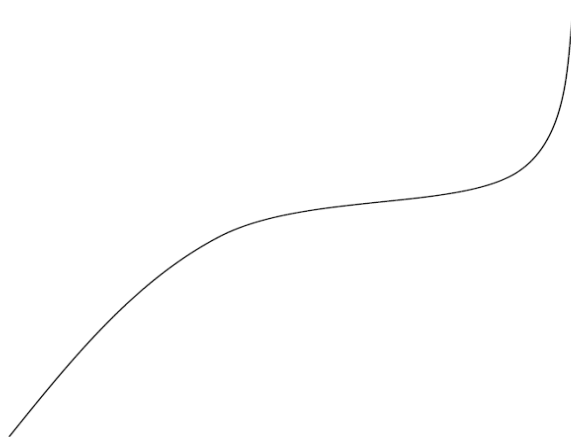
$$\prod_{i=1}^m S_i = \left\{ \prod_{i=1}^m x_i \mid x_i \in S_i \text{ for all } i = 1, 2, \dots, m \right\}.$$

4.5 الانحدار النيوتروسوفي

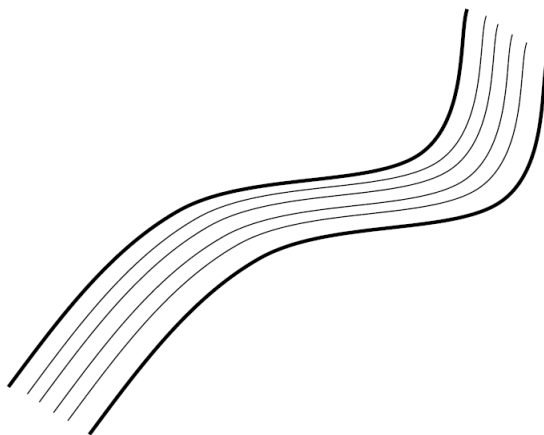
Neutrosophic Regression

إن الانحدار النيوتروسوفي عبارة عن تحليل الترابط (الارتباط) بين واحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة ومتغير معتمد ، علماً إن هذه المتغيرات يتم التعبير عنها بوصفها متغيرات نيوتروسوفية. هذا الارتباط عادة ما يُصاغ بوصفه معادلة نيوتروسوفية أو صيغة نيوتروسوفية تجعل من الممكن التنبؤ بمستقبل قيم المتغير المعتمد.

إنَّ الفرق بين الرسم البياني لهذا الارتباط عما هو في الاحصاء التقليدي يكون بشكل منحنى، أما في الاحصاء النيوتروسوفي نجد منحنياً نيوتروسوفياً نسميه بـ " المنحني ذو السُمك" أو " المنحني الشريطي"، ويتضح الفرق جلياً في المثالين الآتيين :



منحني الارتباط في الاحصاء التقليدي



منحني الارتباط الشريطي في الاحصاء النيوتروسوفي

إنّ هذا المنحني الشريطي نتجّ لأنه في النظرية النيوتروسوفية يتعامل المرء مع اللاتعيين ومع التقريبات. وكما هو الحال في الاحصاء التقليدي، نجد أنّ الانحدار النيوتروسوفي قد يكون خطياً (إذا كان الارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات المعتمدة خطياً)، بينما سنجد أنّ هذا الانحدار يكون غير خطياً (إذا كان الارتباط غير خطياً). وضمن الانحدارات غير الخطية النيوتروسوفية من الدرجة الثانية يجب ألا ننسى الانحدارات الزائدية ، الناقصة ، والمكافئة.

5.5 مستقيمات المربعات الصغرى النيوتروسوفكية

Neutrosophic Least Squares Lines

إنَّ مستقيمات المربعات الصغرى النيوتروسوفكية والتي تُقَرَّبُ البيانات النيوتروسوفكية ثنائية المتغير

$$(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$$

لها نفس الصيغة في الإحصاء التقليدي

$$\hat{y} = a + by$$

حيث أن الميل هو

$$b = \frac{\sum xy - [(\sum x)(\sum y)/n]}{\sum x^2 - [(\sum x)^2/n]}$$

والقاطع للإحداثي y هو

$$a = \bar{y} - b\bar{x}$$

حيث أن \bar{x} هو المعدل النيوتروسوفكي لـ x ، و \bar{y} هو المعدل النيوتروسوفكي لـ y .

يمكننا استخدام العلامة $^{\wedge}$ (وهو رمز يوضع فوق الحرف في اللهجات المختلفة) نضعها فوق y من أجل التأكيد على أن \hat{y} هو المُخَمَّن لقيمة y .

إنَّ الفرق الوحيد بين هذه المستقيمات ومستقيم المربع الأصغر التقليدي هو أنَّه في النظرية النيوتروسوفكية نحن نعمل مع مجاميع بدلاً من ارقام.

لذلك، نجد أنه في البيانات بعض الـ $x's$ أو الـ $y's$ هي غير دقيقة في التعبير عنها بوصفها مجاميعاً . بالنتيجة فإن "a" أو "b" يمكن ان تكون مجموعات بدلاً من أرقام .
لنرى المثال الآتي :

Neutrosophic Observation Number	x	y	x^2	xy	y^2	Neutrosophic Predicted Value \hat{y}_i	Neutrosophic Residual y_i, \hat{y}_i
1	2	[1, 3]	4	[2, 6]	[1, 9]	(-21.3587, 18.7955)	(-17.7985, 24.3587)
2	[4, 5]	6	[16, 25]	[24, 30]	36	(-20.5014, 38.5603)	(-32.5603, 26.5014)
3	1	2	1	2	4	(-21.7871, 12.2073)	(-10.2073, 23.7871)
4	(6, 7)	(10, 13)	(36, 49)	(60, 91)	(100, 169)	(-19.6443, 51.7367)	(-41.7367, 32.6443)
5	8	(14, 15)	64	(112, 120)	(196, 225)	(-18.7871, 58.325)	(-44.325, 33.7871)
6	3	5	9	15	25	(-20.93, 25.3838)	(-20.3838, 25.93)
Sum	(24, 26)	(38, 44)	(130, 152)	(215, 264)	(362, 468)		
	↑	↑	↑	↑	↑		
	$\sum x$	$\sum y$	$\sum x^2$	$\sum xy$	$\sum y^2$		

جدول لعينة نيوتروسوفية

مثال حسابي ذو مجموعات:

$$\begin{aligned}
 \sum y &= [1, 3] + 6 + 2 + (10, 13) + 5 + \{14, 15\} \\
 &= (1 + 6 + 2 + 10 + 5, 3 + 6 + 2 + 13 + 5) \\
 &+ \{14, 15\} = (24, 29) + \{14, 15\} \\
 &= \{(24, 29) + 14, (24, 29) + 15\} \\
 &= \{(38, 43), (39, 44)\} = (38, 44).
 \end{aligned}$$

حيث أن:

$$\begin{aligned}
 b &= \frac{(215, 264) - [(24, 26) \cdot \frac{(38, 44)}{6}]}{(130, 152) - [\frac{(24, 26)^2}{6}]} \\
 &= \frac{(215, 264) - [\frac{912, 1144}{6}]}{(130, 152) - [\frac{576, 676}{6}]} \\
 &\simeq \frac{(215, 264) - (152, 191)}{(130, 152) - (96, 113)} = \frac{(24, 112)}{(17, 56)} \\
 &= \left(\frac{24}{56}, \frac{112}{17}\right) \simeq (0.42857, 6.58824).
 \end{aligned}$$

ولأن :

$$\begin{aligned}
 \bar{x} &= \frac{(24, 26)}{6} \simeq (4, 4.33333) \\
 \bar{y} &= \frac{(38, 44)}{6} = \left(\frac{38}{6}, \frac{44}{6}\right) \simeq (6.33333, 7.33333)
 \end{aligned}$$

من ذلك نحصل على :

$$\begin{aligned}
 a &= (6.33333, 7.33333) - (0.42857, 6.58824) \cdot \\
 (4, 4.33333) &= (6.33333, 7.33333) - (1.71428, 28.549) = \\
 &(-22.2157, 5.61905).
 \end{aligned}$$

بذلك فإن مستقيم المربعات الصغرى النيوتروسوفكية هو:

$$\hat{y} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824)x.$$

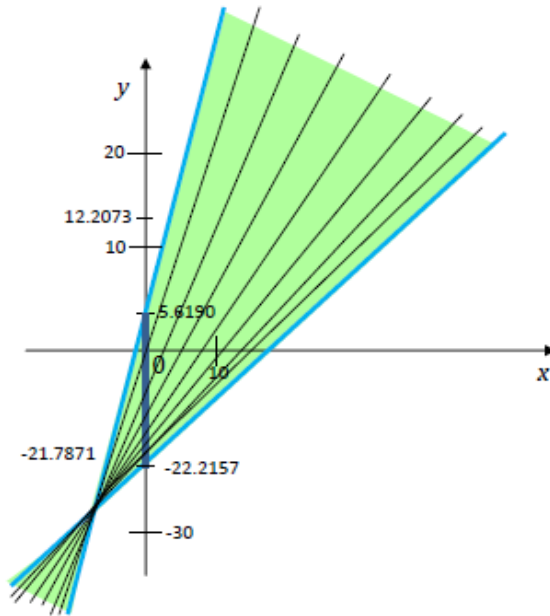
لنقم الان برسم هذا المستقيم والذي يمثل في الحقيقة سطح هندسي بين مستقيمين.

إذا كانت $x = 0$ ، فإن $\hat{y} = (-22.2157, 5.61905)$.

إذا كانت $x = 1$ ، فإن

$$\hat{y} = (-22.2157 + 0.42857, 5.61905 + 6.58824) = (-21.7871, 12.2073)$$

لقد قُمنَا برسم هذه النقاط النيوتروسوفكية، في الحقيقة هي قطع من مستقيم.



ان القيم النيوتروسوفكية المُخَمَّنة تم احتسابها كما الآتي:

$$\hat{y}_i = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824)x_i , \\ \text{for } i = 1, 2, \dots, 6.$$

بالتالي فإن:

$$\begin{aligned} \hat{y}_1 &= (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 2 \\ &= (-22.2157 + 0.4285 \cdot 2, 5.61905 + 6.58824 \\ &\cdot 2) = (-21.3587, 18.7955). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{y}_2 &= (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot [4, 5] \\ &= (-22.2157 + 0.42857 \cdot 4, \\ &5.61905 + 6.58824 \cdot 5) = (-20.5014, 38.5603). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{y}_3 &= (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 1 \\ &= (-22.2157 + 0.42857, 5.61905 + 6.58824 \cdot 1) \\ &= (-21.7871, 12.2073). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{y}_4 &= (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot (6, 7) \\ &= (-22.2157 + 0.42857 \cdot 6, 5.61905 + 6.58824 \\ &\cdot 7) = (-19.6443, 51.7367). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{y}_5 &= (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot (8) \\ &= (-22.2157 + 0.42857 \cdot 8, 5.61905 + 6.58824 \\ &\cdot 8) = (-18.7871, 58.325). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{y}_6 &= (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 3 \\ &= (-22.2157 + 0.42857 \cdot 3, 5.61905 + 6.58824 \\ &\cdot 3) = (-20.93, 25.3838). \end{aligned}$$

لقد تم حساب الرواسب النيوتروسوفكية بنفس الطريقة التي يتم بها ذلك في الإحصاء التقليدي :

$$y_1 - \hat{y}_1, y_2 - \hat{y}_2, \dots, y_n - \hat{y}_n$$

إذ أن y_i تمثل القيم الحقيقية للمتغير y ، بينما \hat{y}_i فتتمثل القيم المخمنة المقابلة لها.
إن الرواسب النيوتروسوفكية هي :

$$\begin{aligned} y_1 - \hat{y}_1 &= [1, 3] - [(22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \\ &\quad \cdot 2] = [1, 3] - (21.3587, 18.7955) \\ &= (1 - 18.7955, 3 - (-21.3587)) \\ &= (-17.7955, 24.3587) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} y_2 - \hat{y}_2 &= 6 - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \\ &\quad \cdot [4, 5]] = 6 - (-20.5014, 38.5603) \\ &= (-32.5603, 26.5014) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} y_3 - \hat{y}_3 &= 2 - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 1] \\ &= 2 - (-21.7871, 12.2073) \\ &= (-10.2073, 23.7871) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} y_4 - \hat{y}_4 &= (10, 13) \\ &\quad - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \\ &\quad \cdot (6, 7)] = (10, 13) - (-19.6443, 51.7367) \\ &= (-41.7367, 32.6443) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} y_5 - \hat{y}_5 &= \{14, 15\} \\ &\quad - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \\ &\quad \cdot 8] = \{14, 15\} - (18.7871, 58.325) \\ &= (-44.325, 33.7871) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} y_6 - \hat{y}_6 &= 5 - [(-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot 3] \\ &= 5 - (-20.93, 25.3838) = (-20.3838, 25.93) \end{aligned}$$

من الامور الرائعة والجديرة بالملاحظة أن كل قيمة حقيقية لـ y_i هي إما تنتمي الى أو محتواه في فترة القيمة المُخَمَّنة لها وكما يأتي:

$$\begin{aligned} y_1 &= [1, 3] \subset (-21.3587, 18.3955); \\ y_2 &= 6 \in (-20.5014, 38.5603); \\ y_3 &= 2 \in (-21.7871, 12.2073); \\ y_4 &= (10, 13) \subset (-19.6643, 51.7367); \\ y_5 &= \{14, 15\} \subset (-18.7871, 58.325); \\ y_6 &= 5 \in (-20.93, 25.3838). \end{aligned}$$

6.5 تحويل البيانات من قيم نيوتروسوفكية الى قيم تقليدية (ونطلق على هذه العملية مصطلح (Deneutrosifications)

أ. يمكن طرح عدة أفكار لحل هذه المسألة وذلك من خلال نقل البيانات النيوتروسوفكية الى بيانات تقليدية، إما بأخذ نقطة المنتصف لكل مجموعة ، أو معدل المجموعة المتقطعة ذات الصيغة {...} . أو بأخذ جوارات صغيرة متركزة في نقاط المنتصف لكل مجموعة . أو بأخذ القيم الصغرى للمجاميع وبالتالي سيتم بناء بيانات كلاسيكية (تقليدية) مُتَعَدِّدة. بعد ذلك يمكننا حساب مستقيم المربعات الصغرى لكل البيانات. بعد ذلك مباشرةً يمكن ان نجد معدل هذه النتائج ، أو يمكن للقارئ اعتماد فترة (أصغر قيمة / أعظم قيمة) لهذه النتائج.

ب. يمكن للرياضي أن يلجأ الى نقل مستقيم المربعات الصغرى النيوتروسوفكية الى مستقيم المربعات الصغرى التقليدية من خلال ابدال صور المجموعة من المعاملات «a» و«b» بما يقابلها من متوسطات، أو إبدالها بنقاط داخلية أخرى لمجموعتين (ويعتمد ذلك على نوع التطبيق) ، نلاحظ بالنسبة للمثال انف الذكر،

$$\hat{y} = (-22.2157, 5.61905) + (0.42857, 6.58824) \cdot x$$

سيصبح

$$\hat{y} = -8 + 3.5x,$$

إذ أنَّ -8 هو عدد قريب لنقطة منتصف الفترة (-22.2157, 5.61905)،
بينما 3.5 هو عدد قريب من نقطة منتصف الفترة (0.42857, 6.58824).

ت. تنص هذه الحالة على أخذ متوسطات القيم النيوتروسوفكية المُخَمَّنة للرواسب النيوتروسوفكية، أو بيانات نيوتروسوفكية أولية، أو قيم لجوارات أصغر مُتركزة في متوسط النقاط، أو القيم الصغرى والقيم العظمى بشكل منفصل

للحصول على بيانات تقليدية متعددة ثم نقوم بحساب الاعداد البيانية الكلاسيكية المطلوبة لكلٍ منها، بعد ذلك نقوم بحساب متوسطات النتائج.

فيما يأتي جدولاً بقيم متوسطات المُخَمَّنَات النيوتروسوفكية والرواسب النيوتروسوفكية:

متوسطات الرواسب النيوتروسوفكية	متوسطات قيم المُخَمَّنَات النيوتروسوفكية
3.2801	-1.2816
-3.0295	9.0295
6.7899	-4.7899
-4.5462	16.0467
-5.2690	19.7690
2.7731	2.2269

7.5 المعامل النيوتروسوفي المحدد

Neutrosophic Coefficient of Determination

فيما يلي سيتم حساب مجموع مربعات الرواسب ويُرمز لها بـ **NSSResid** :

$$NSSResid = \sum (y - \hat{y})^2 = \sum y^2 - a \sum y - b \sum xy$$

أما المجموع الكلي للمربعات النيوتروسوفية التي يرمز لها بـ **NSSTo** :

$$NSSTo = \sum (y - \bar{y})^2 = \sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n}.$$

إن المعامل النيوتروسوفي المحدد والذي يرمز له بـ r_N^2 هو:

$$r_N^2 = 1 - \frac{NSSResid}{NSSTo},$$

وهذه القيمة تمثل نسبة التباين في y ، مع الأخذ بنظر الاعتبار أنَّ العلاقة بين x, y هي علاقة خطية. بالرجوع الى بيانات المثال السابق نجد أن :

$$NSSResid = 3.2801^2 + (-3.0295)^2 + 6.7899^2 + (-4.5462)^2 + (-5.2690)^2 + (2.7731)^2 = 122.16;$$

$$\begin{aligned} NSSTo &= \sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n} = (362, 468) - \frac{(38, 44)^2}{6} \\ &= (362, 468) - \left(\frac{38^2}{6}, \frac{44^2}{6} \right) \\ &= (362, 468) - (40.1111, 53.7778) \\ &= (362 - 53.7778, 468 - 40.1111) \\ &= (308.222, 427.889). \end{aligned}$$

بالتالي فإن:

$$\begin{aligned}
 r_N^2 &= 1 - \frac{122 \cdot 16}{(308.222, 327.889)} = 1 - \left(\frac{122 \cdot 16}{327.889}, \frac{122 \cdot 16}{308.222} \right) \\
 &= 1 - (0.3726, 0.3963) \\
 &= (1 - 0.3963, 1 - 0.3726) = (0.6037, 0.6274).
 \end{aligned}$$

إن وقوع قيمة تغاير العينة بين النسبتين 60.37% و 62.74% يفسر لنا العلاقة الخطية التقريبية النيوتروسوفكية بين x & y .

إنّ معامل الترابط النيوتروسوفكي (وهو تعميم لمعامل ترابط بيرسون **Pearson's correlation** من البيانات الهشة الى البيانات النيوتروسوفكية) له نفس الصيغة الموجودة في الاحصاء التقليدي، إلا أننا نتعامل مع المجاميع بدلاً من الاعداد:

$$r_N = \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{\sqrt{[n \sum x^2 - (\sum x)^2][n \sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

أو

$$r_N = \frac{S_{xy}}{S_x S_y},$$

إذ أنّ S_{xy} يمثل التغاير النيوتروسوفكي لقيم x & y و S_x, S_y هي الانحرافات القياسية النيوتروسوفكية للعينة.

بالرجوع الى المثال من الجدول السابق للعينة ذات الحجم 6 نجد أنّ :

$$\begin{aligned}
 r_N &= \frac{6 \cdot (215, 264) - (24, 26) \cdot (38, 44)}{\sqrt{6 \cdot (130, 152) - (24, 26)^2 \cdot [6 \cdot (362, 368) - (38, 44)^2]}} \\
 &= \frac{(6 \cdot 215, 6 \cdot 264) - (24 \cdot 38, 26 \cdot 44)}{\sqrt{[(6 \cdot 130, 6 \cdot 152) - (24^2, 26^2)] \cdot [(6 \cdot 362, 6 \cdot 468) - (38^2, 44^2)]}} \\
 &= \frac{(1290, 1584) - (912, 1144)}{\sqrt{[(780, 912) - (576, 676)] \cdot [(2172, 2808) - (1444, 1936)]}} \\
 &= \frac{(1290 - 1144, 1584 - 912)}{\sqrt{(780 - 676, 912 - 576) \cdot (2172 - 1936, 2808 - 1444)}} \\
 &= \frac{(146, 672)}{\sqrt{(104, 336) \cdot (236, 1364)}} = \frac{(146, 672)}{\sqrt{(104 \cdot 336, 336 \cdot 1364)}} \\
 &= \frac{(146, 672)}{(\sqrt{34944}, \sqrt{458304})} \simeq \frac{(146, 672)}{(186.933, 676.982)} \\
 &= \left(\frac{146}{676.982}, \frac{672}{186.933} \right) \simeq (0.2157, 3.5949) \equiv (0.2157, 1].
 \end{aligned}$$

عموماً r_N هي مجموعة جزئية من $[-1, 1]$.

إذا كانت r_N مجموعة جزئية من $[0, 1]$ عندئذ تكون النقاط (x_i, y_i) for $i = 1, 2, \dots, n$ ، محتواة (وبشكل تقريبي) قريباً من الخط المستقيم للميل الموجب، بينما لو كانت r_N مجموعة جزئية متمركزة (أو على الاغلب متمركزة) عند الصفر ، (أو قد تكون r_N في منتصف $[0, 1]$ تقريباً وفي منتصف $[-1, 0]$ تقريباً) ، عندئذ ، عملياً لن يكون هناك تقريب خطي لكن ربما سيكون هناك جميع غير خطي بين النقاط.

8.5 الاعداد النيوتروسوفكية العشوائية

Neutrosophic Random Numbers

هي سلسلة من أعداد ولاتعيينات تحدث عشوائيا باحتماليات متساوية.

إن ظهور عدد أو لاتعيين ليس دليلاً لباقي الاعداد أو اللاتعيينات التابعة له، ولا يتم التنبؤ به من الاعداد واللاتعيينات التي سبقتها.

باستخدام أحد عشر كرة مرقمة من 0 الى 9، إضافة الى كرة أخرى ذات رقم تمت إزالته (وهي تلك الكرة التي لا نستطيع قراءة الرقم الذي عليها، نرملها بـ I)، وبتكرار سحب كرة في كل مرة وإعادتها الى الصندوق. ستتولد سلسلة من الارقام العشوائية الآتية:

$2, 9, 9, I, 0, 7, 6, 2, 1, I, 8 \dots$

علما أن I تمثل اللاتعيين. يمكن للحواسيب توليد الارقام العشوائية باستخدام نفس الخوارزميات التقليدية الخاصة بتوليد الارقام العشوائية الكلاسيكية، إلا أننا سنضيف حالة أو أكثر من اللاتعيينات.

من أجل التعميم، يقترح المؤلف الاعداد العشوائية النيوتروسوفكية الموزونة، إذ أن كل عدد x_j له احتمالية ظهور p_j مختلفة، وكل حالة لاتعيين I_j لها فرصة حدوث r_j مختلفة.

هناك حالات أخرى هي عندما الاعداد يجب أن تكون في مجموعة، مثلاً الحالة التي فيها كل عدد يجب أن يتكون من k من الارقام.

9.5 التوزيع الطبيعي النيوتروسوفي

A Neutrosophic Normal Distribution

إنّ التوزيع الطبيعي النيوتروسوفي لمتغير مستمر X يمثل توزيعاً طبيعياً كلاسيكياً للمتغير x ، سوى أن مُعدّله μ أو انحرافه القياسي σ (أو تباينه σ^2)، أو كلا هاتين المعلمتين، يكون غير دقيقاً (فيه بعض اللاتعيين).

على سبيل المثال، نفرض أنّ μ أو σ أو كلاهما عبارة عن مجاميع بعنصرين أو أكثر. إنّ أكثر هذه التوزيعات شيوعاً هي تلك التي فيها μ أو σ أو كليهما تكون فترات.

إن صيغة دالة التكرار النيوتروسوفية (دالة كثافة الاحتمال النيوتروسوفية) هي نفس الصيغة التقليدية، سوى ما تم شرحه سابقاً من وجود اللاتعيين، بذلك سيتم استخدام μ_N بدلا عن μ و σ_N بدلا عن σ :

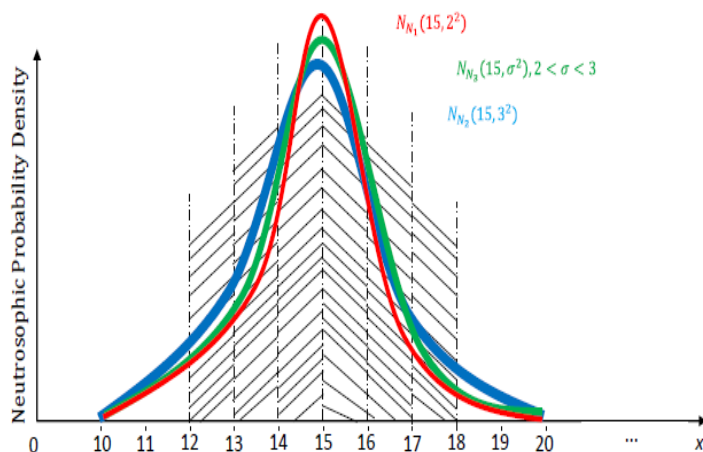
$$X_N \sim N_N(\mu_N, \sigma_N^2) = \frac{1}{\sigma_N \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - \mu_N)^2}{2\sigma_N^2}\right)$$

إذ أنّ X_N تعني أن المتغير X يمثل متغيراً نيوتروسوفياً (فيه بعض اللاتعيين)، بالمثل $N_N(.,.)$ تعني ذلك التوزيع الطبيعي $N(.,.)$ النيوتروسوفي (فيه بعض اللاتعيين).

بدلاً من أن يكون لدينا منحنى جرسى واحد، قد يكون لدينا منحنيين جرسيين أو أكثر، وتوجد فيما بينها مناطق مشتركة أو غير مشتركة، علماً أن هذه المنحنيات تكون أعلى محاور الأحداث x . إن كل منحنى من هذه المنحنيات الجرسية يكون متناظراً حول مستقيم عمودي يمر من خلال المعدل $(x = \mu)$.

وكأول مثال يتم عرضه للتوزيع الطبيعي النيوتروسوفي، لنفرض أن لدينا توزيعاً طبيعياً بـ

$\mu = 15, \sigma = [2, 3]$. بذلك نجد أنّ الانحراف المعياري هو انحراف غير مُعيّن.



ضمن إنحراف معياري واحد للمتوسط نجد في هذا المثال الذي يتم عرضه لأول مرة أن :

$$\mu \pm \sigma = 15 \pm [2, 3] = [15 - 3, 15 + 3] = [12, 18],$$

وذلك يعني أن 68% من القيم تقع تقريباً ضمن الفترة

$$x \in [12, 18].$$

ضمن انحرافين معياريين لنفس المتوسط نجد أن:

$$\begin{aligned} \mu \pm 2\sigma &= 15 \pm 2 \cdot [2, 3] = 15 \pm [4, 6] = [15 - 6, 15 + 6] \\ &= [9, 21], \end{aligned}$$

أو يمكننا القول أن 95.4% من القيم تقع تقريباً ضمن الفترة

$$x \in [9, 21].$$

إن الفترة الاخيرة يمكن حسابها بطريقة أخرى هي:

$$[12, 18] \pm \sigma = [12, 18] \pm [2, 3] = [12 - 3, 18 + 3] = [9, 21].$$

من أجل ثلاث انحرافات معيارية نجد أن:

$$\begin{aligned} \mu \pm 3\sigma &= 15 \pm 3 \cdot [2, 3] = 15 \pm [6, 9] = [15 - 9, 15 + 9] \\ &= [6, 24], \end{aligned}$$

او يمكن حسابها كما يأتي:

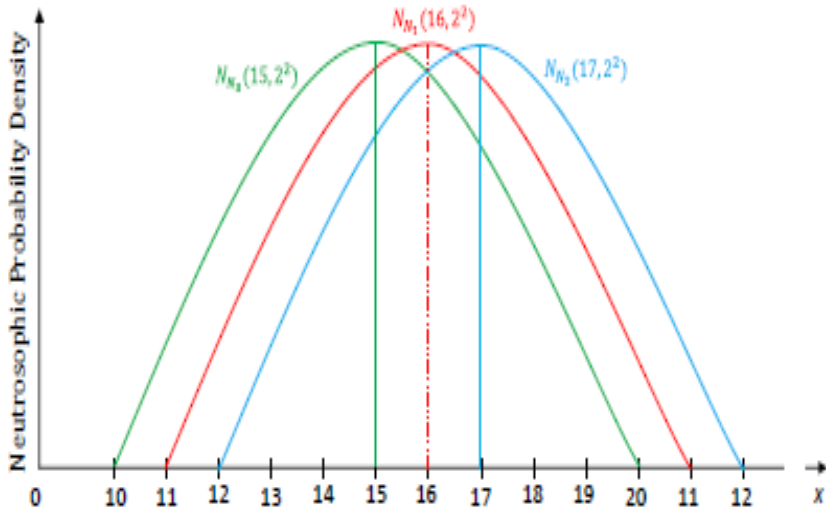
$$[9, 21] \pm [2, 3] = [9 - 3, 21 + 3] = [6, 24],$$

وذلك يعني أنَّ 97.7% من القيم تقع ضمن الفترة

$$x \in [6, 24]$$

إن المساحة المحصورة بين أوطأ وأعلى منحنى لكل جزء من الاجزاء يمثل اللاتعيين في الرسم البياني. وكذلك يمكن اعتبار التوزيع الطبيعي النيوتروسوفي كمنحنى جرسى ذو حوافي سميكة (كثيفة).

المثال النيوتروسوفي الثاني للتوزيع الطبيعي فيه $\sigma = 2$, $\mu = [15, 17]$ ، بالتالي فإن المعدل يكون غير مُعَيَّن.



للمثال الثاني سنتم مناقشة المفاهيم أعلاه وبشكل مشابه

ضمن انحراف واحد، أي:

$$\mu \pm \sigma = [15, 17] \pm 2 = [15 - 2, 17 + 2] = [13, 19],$$

أي أن 68% من القيم تقع تقريباً في الفترة $x \in [13, 19]$.

ضمن انحرافين معياريين، أي:

$$\mu \pm 2\sigma = [15, 17] \pm 2 \cdot 2 = [15, 17] \pm 4 = [15 - 4, 17 + 4] \\ = [11, 21],$$

يمكن إجراء الحساب الأخير بطريقة أخرى هي:

$$[13, 19] \pm \sigma = [13, 19] \pm 2 = [13 - 2, 19 + 2] = [11, 21].$$

وضمن ثلاث انحرافات معيارية، أي:

$$\mu \pm 3\sigma = [15, 17] \pm 3 \cdot 2 = [15, 17] \pm 6 = [15 - 6, 17 + 6] \\ = [9, 23],$$

كما ويمكن حسابها كالآتي:

$$[11, 21] \pm 2 = [11 - 2, 21 + 2] \pm 2 = [9, 23],$$

وبدل ذلك على أن 97.7% من القيم تقع ضمن الفترة $x \in [9, 23]$.

المثال الثالث للتوزيع النيوتروسوفي الطبيعي ذو المعلمات، $\mu = [15, 17]$ ، $\sigma = [2, 3]$ ، وهذا يعني أن لدينا نوعين من اللاتعيين (أي لاتعيين مضاعف)، بتركيب الرسمين البيانيين في المثالين السابقين. مما لاشك فيه، ان الغموض (الابهام) سيكون في هذا المثال اوسع!

إنّ $\mu = [15, 17]$ ، $\sigma = [2, 3]$ سيجعلنا نحصل على الآتي:

ضمن انحراف معياري واحد للمتوسط، أي:

$$\mu \pm \sigma = [15, 17] \pm [2, 3] = [15 - 3, 17 + 3] = [12, 20],$$

هذا يعني أن 68% من القيم ستقع ضمن الفترة $x \in [12, 20]$.

ضمن انحرافين معياريين للمتوسط، أي:

$$\mu \pm 2\sigma = [15, 17] \pm 2 \cdot [2, 3] = [15, 17] \pm [4, 6] \\ = [15 - 6, 17 + 6] = [9, 23],$$

أو يتم حسابه كما يأتي:

$$[12, 20] \pm [2, 3] = [12 - 3, 20 + 3] = [9, 23],$$

مما يعني 95.4% من القيم تقع تقريباً ضمن الفترة $x \in [9, 23]$ ،
بينما، ضمن ثلاث انحرافات معيارية للمتوسط، أي:

$$\mu \pm 3\sigma = [15, 17] \pm 3 \cdot [2, 3] = [15, 17] \pm [6, 9] \\ = [15 - 9, 17 + 9] = [6, 26],$$

أو يتم حسابه كما يأتي:

$$[9, 23] \pm [2, 3] = [9 - 3, 23 + 3] = [6, 26],$$

يدل ذلك على أن 97.7% من القيم تقع تقريباً ضمن الفترة $x \in [6, 26]$.

10.5 الاجراء النيوتروسوفكي لتوزيعات أخرى

Neutrosophication of Other Distributions.

باتباع الطريقة السابقة نفسها أي نقوم بإبدال إحدى المعلمات أو أكثر في التوزيع التقليدي بمجموعة بدلاً عن رقم هش، بذلك يمكن توسيع التوزيعات الكلاسيكية فمثلاً: التوزيع الطبيعي القياسي، التوزيع الطبيعي ثنائي المتغير، التوزيع المنتظم، توزيع العينات، التوزيع الهندسي، التوزيع الهندسي الزائدي، توزيع بواسون، توزيع مربع- كاي، التوزيع الاسي، التوزيع التكراري، توزيع باريتو، توزيع T ، كل هذه التوزيعات وغيرها من التوزيعات يمكن تحويلها الى ما يقابلها من نسخ نيوتروسوفكية مُعدّلة.

إنّ أي معلمة في هذه التوزيعات عند تحويلها من قيم هَشَّة الى مجموعة تحوي ربما عنصرين أو أكثر، وقد تكون مجموعة خالية (يقصد بذلك أنّ المعلمة ستكون مجهولة).

الفصل السادس

Chapter Six

الفرضيات النيوتروسوفية

A Neutrosophic Hypothesis

1.6 مقدمة

الفرضية النيوتروسوفكية (Neutrosophic Hypothesis) هي تعبير (ادعاء أو مقولة) تعبر عن الصفات المميزة للقيم النيوتروسوفكية في مجتمع منفرد أو مجتمعات متعددة.

إن الفرق بين الفرضيات الاحصائية التقليدية والفرضيات النيوتروسوفكية هي أنه في الاحصاء النيوتروسوفكي تكون المتغيرات التي تصف مميزات مجتمع ما هي متغيرات نيوتروسوفكية (أي أن فيها بعض اللاتعيين، أو عدة قيم فيها مجهولة، أو عدد الحدود فيها غير دقيق ويحدث ذلك عندما تكون المتغيرات متقطعة).

وبطريقة مشابهة للإحصاء الكلاسيكي فإن **فرضيات العدم النيوتروسوفكية** يرمز لها بـ NH_0 ، وهو ذلك الادعاء الذي يعتبر صحيحاً حتى يتم اثبات بطلانه بواسطة الاختبارات الاحصائية.

بينما **الفرضية النيوتروسوفكية البديلة** والتي يرمز لها بـ NH_a فهي عبارة عن ادعاء معاكس لادعاء فرضية العدم.

لاجراء اختبار فرضية NH_0 وما يقابها من فرضية بديلة NH_a ، سنجد ان هناك نتيجتين ممكنتي الحدوث: رفض NH_0 (إذا كان شاهد العينة يوحي بقوة أن NH_0 خطأ)، الفشل في رفض NH_0 (إذا كانت العينة لا تدعم سلسلة من الشواهد ضد NH_0).

2.6 أمثلة:

$$NH_0: \mu \in [90, 100]$$

$$NH_a: \mu < 90$$

$$NH_a: \mu > 100$$

$$NH_a: \mu \notin [90, 100],$$

إذ أن μ تمثل المعدل الكلاسيكي لنسبة ذكاء جميع الاطفال IQ المولودين منذ الاول من كانون الثاني 2001.

$$NH_0: \pi = 0.2 \text{ or } 0.3$$

$$NH_a: \pi < 0.2$$

$$NH_a: \pi > 0.3$$

$$NH_a: \pi \in (0.2, 0.3)$$

$$NH_a: \mu \notin \{0.2, 0.3\},$$

حيث أن π يمثل النسبة التقليدية لجميع سيارات Ford التي تكون بحاجة الى إصلاحها في أول سنة من الضمان.

$$NH_0: p < 0.1 \text{ or } p > 0.9$$

$$NH_a: p = 0.1$$

$$NH_a: p = 0.9$$

$$NH_0: p > 0.1 \text{ and } p < 0.9$$

$$NH_a: p \in [0.1, 0.9],$$

إذ أن p تمثل النسبة التقليدية للقيم المتطرفة للأطوال في المجتمعات البشرية، أي انها تمثل نسبة الاشخاص الذين تقل أطوالهم عن 150سم ، أو نسبة الاشخاص الذين تزيد أطوالهم عن 190سم.

إنّ القيم النيوتروسوفية المتطرفة تظهر بشكل ملحوظ كقيم غير اعتيادية في البيانات النيوتروسوفية، إنها قد تكون قيم هشة أو قيم نيوتروسوفية.

$$NH_0: [\mu_{\min}, \mu_{\max}] > [0.45, 0.55],$$

وهو ما يكافئ

$$\mu_{\min} > 0.45$$

$$\mu_{\max} > 0.55$$

و

إذ أنَّ μ تمثل معدل النسبة النيوتروسوفكية لجميع الاجهزة الالكترونية التي تنخفض قيمتها المعنوية بعد مرور ثلاث سنوات على صناعتها، $[\mu_{\min}, \mu_{\max}]$ هي القيمة النيوتروسوفكية (التقريب المضطرب).

$$NH_a: \mu_{\min} = 0.45$$

$$NH_a: \mu_{\max} = 0.55$$

$$NH_a: \mu_{\min} < 0.45$$

$$NH_a: \mu_{\max} < 0.55$$

$$NH_a: \mu_{\min} < 0.45 \text{ or } \mu_{\max} < 0.45.$$

$$NH_0: \mu = 7.0$$

$$NH_a: \mu < 7.0$$

$$NH_a: \mu > 7.0$$

$$NH_a: \mu \neq 7.0$$

قام مصنع للصناعات التحويلية بعمل دراسة استقصائية حول مبيعاته، تم إجراء هذه الدراسة من خلال مشاهدين مستقلين لعينتين مختلفتين، علماً أنَّ هاتين العينتين لهما نفس الحجم . إنَّ النتائج إلى تم التوصل اليها متقاربة، لكنها لاتزال مختلفة. إنَّ مالك هذا المصنع قرر وضع كلا النتيجةين معاً، مع الاخذ بعين الاعتبار كل فترة بالشكل $[\min, \max]$ أو $[inf, sup]$ وذلك من اجل إدراك التقلبات الحاصلة في المبيعات. إن المتغير x المسؤول عن وصف الاستطلاع يعتبر متغيراً نيوتروسوفكياً.

Period	Sold Quantity (in thousands)
2001	[4, 6]
2002	[7, 8]
2003	5.5 or 6.0
2004	(8.0, 8.8)
2005	7.5

إنّ فرضية العدم القائلة بأن متوسط المبيعات السنوي $\mu = 7.0$ تظهر بنمط كلاسيكي،
بينما المتغير x الذي يعزى μ إليه هو متغير نيوتروسوفي. لذلك نحن ما زال لدينا
فرضيات نيوتروسوفية .

3.6 أخطاء إختبار الفرضيات النيوتروسوفكية

Neutrosophic Hypothesis Testing Errors.

من المعلوم أنه من الصعب أو حتى من المستحيل إجراء تعداد لعدد كبير من السكان. لهذا السبب علينا استخدام العيّات . إنّ الاستدلال الذي نقوم به من عينة نيوتروسوفكية مميزة لخاصية سكانية تكون عُرضة للخطأ .

بشكل مشابه للإحصاء الكلاسيكي ، لدينا نوعان من الخطأ:

- 1- الخطأ من النوع الاول I ، وهو الخطأ الذي يتم فيه رفض NH_0 عندما تكون NH_0 صحيحة.
- 2- الخطأ من النوع الثاني II، وهو الخطأ المعاكس للخطأ من النوع الاول، أي هو ذلك الخطأ الناجم عن عدم رفض NH_0 عندما تكون NH_0 خاطئة.

بغض النظر عن نوع الاختبار الذي نقوم به، هناك احتمال ان يحدث خطأ نيوتروسوفكي من النوع الاول I ، وهناك فرصة أن يحدث خطأ نيوتروسوفكي من النوع الثاني II أيضاً.

من إحدى الفرضيات في الامثلة السابقة، نجد ان رفض الفرضية التي تنص على $H_0: \mu = 7.0$ ، عندما تكون صحيحة ستلزم صاحب مصنع الصناعات التحويلية بإجراء تعديلات اضافية وصرف مبالغ في حين انه ليس هناك حاجة حقيقية لذلك. في حين قبول $H_0: \mu = 7.0$ عندما تكون خاطئة، سيؤدي الى خسارة في المبيعات المستقبلية.

إن مستوى الثقة في اتخاذ القرار أو ما يسمى احتمالية الوقوع في الخطأ من النوع الاول يرمز له بـ α_N ، بينما β_N فتمثل احتمالية الوقوع في الخطأ من النوع الثاني II . عند التعامل مع الاحتمالات النيوتروسوفكية، α_N و β_N يمكن ان تكون مجاميع جزئية في الفترة [0,1]. إن اجراء الاختبار المثالي سيكون عندما $\alpha_N = \beta_N \equiv 0$ ، أو عندما تكون α_N و β_N فترات بالغة الصغر وقريبة من الصفر.

على سبيل المثال، لنفرض $\alpha_N = [0.07, 0.10]$ في اختبار تم إجراءه باستخدام عينات مختلفة ، مرارا وتكرارا، الفرضية الصائبة H_0 تم رفضها حوالي 7, أو 8, أو 9, أو 10 من المرات بالمائة.

إذا كانت $\beta_N = [0.07, 0.10]$ ، عندئذ الفرضية الخاطئة H_0 تم قبولها بحوالي 7 الى 10 من المرات بالمائة.

4.6 مثال

تزعم شركة لتصنيع السيارات بأن ما بين 80% و 90% من سياراتها لا تحتاج الى صيانة خلال أول سنتين من استخدامها. للتأكد من هذا الادعاء، قام مكتب تجاري استهلاكي بمتابعة عينة عشوائية من 50 مشترٍ وتحققت منهم فيما اذا كانت سياراتهم بحاجة الى صيانة خلال أول سنتين من القيادة أم لا. لنفرض أن P تمثل نسبة عينة الاستجابات التي تشير الى عدم الحاجة للصيانة، وتمثل π النسبة الحقيقية للسيارات التي لا تحتاج الى صيانة (نسميها حالات النجاح). إن الفرضيات النيوتروسوفكية الملائمة هي:

$$NH_0: \pi \in [0.8, 0.9] \text{ versus } NH_a: \pi < 0.8$$

من أجل التحقق مما اذا كان شاهد العينة يوحي بأن $\pi < 0.9$.

الخطأ النيوتروسوفكي من النوع I هو أن نأخذ بعين الاعتبار أن ادعاء الشركة المصنعة للسيارات ينطوي على مغالطة (أي أن $\pi < 0.8$) بينما في الحقيقة ادعاء الشركة صحيح.

والخطأ النيوتروسوفكي من النوع II يمثل حالة فشل المكتب التجاري الاستهلاكي في اكتشاف الادعاء الخاطئ للشركة المصنعة.

لتجنب عواقب وخيمة، قرر المكتب التجاري الاستهلاكي تبني احتمال الوقوع في الخطأ من النوع I بنسبة تتراوح بين $[0.01, 0.05]$ إلا انها غير قادرة على تحمل خطأ أكبر من ذلك. بذلك فإن $\alpha = [0.01, 0.05]$ تستخدم لتطوير اجراءات الاختبار.

من الاحصاء التقليدي، نعيد استدعاء مفهوم التوزيع الطبيعي القياسي ذو المتغير العشوائي z وهو ذلك التوزيع الطبيعي بمعدل $\mu = 0$ وانحراف معياري $\sigma = 1$ ، علما ان منحني هذا التوزيع يسمى **المنحني الطبيعي القياسي** أو **منحني z** .

إن قيمة z الحرجة تحتل المساحة في منتهى يمين أو منتهى يسار المنحني z ، أو المنطقة المركزية اسفل المنحني z .

ان جدول القيم الحرجة الاكثر استخداماً لـ z في الاحصاء الكلاسيكي هو :

Critical value, z	Area to the right of z	Area to the left of -z	Area between -z and z
1.28	.10	.10	.80
1.645	.05	.05	.90
1.96	.025	.025	.95
2.33	.01	.01	.98
2.58	.005	.005	.99
3.09	.001	.001	.998
3.29	.0005	.0005	.999

يمكن تقبيل المتغير العشوائي x والذي يتوزع توزيعاً طبيعياً كما يلي:

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma},$$

اذ أن μ تمثل قيمة المعدل لـ x ، و σ تمثل الانحراف المعياري لـ x .
لو كانت فرضية العدم النيوتروسوفية للمتغير x هي :

$$NH_0: \mu \in [a, b],$$

حيث $[a, b]$ تمثل الفترة المفترضة علما ان $a \leq b$ ، عندئذ الاختبار النيوتروسوفي الاحصائي هو:

$$z = \frac{\bar{x} - [a, b]}{s/\sqrt{n}}$$

حيث أن \bar{x} يمثل معدل العينة و s هو الانحراف المعياري للعينة، بينما n تمثل حجم العينة و $n > 30$.

المتغير z يتوزع توزيعاً طبيعياً نيوتروسوفياً قياسياً تقريبياً. في الاحصاء النيوتروسوفي، نلاحظ أن \bar{x} ، s ، وكذلك n يمكن أن تكون مجاميع (وليس من الضروري أن تكون أعداد هشة).

5.6 الفرضيات البديلة

Alternative Hypothesis

$H_a: \mu > b$ ، رفض H_0 إذا كانت القيمة الحرجة $z > \min z$ ، (الاختبار من الجهة اليمنى).

$H_a: \mu < a$ ، رفض H_0 إذا كانت القيمة الحرجة $z < \max z$ ، (الاختبار من الجهة اليسرى).

$H_a: \mu \notin [a, b]$ ، رفض H_0 إذا كانت القيمة الحرجة هي إما $z > \min z$ ، أو $z < \max z$ (الاختبار من جهتين).

6.6 مثال

لننظر في درجات القلق من الامتحان لعينة من الطلبة في كلية أمريكية، وقد كانت على النحو التالي:

$$n = 64, \bar{x} = [48.0, 50.0], \text{ and } s = 25.$$

عندئذ تكون μ المعدل الحقيقي للقلق من الامتحان.

$$H_0: \mu \in [40.0, 41.0]$$

$$H_a: \mu > 41.0.$$

إن الاختبار الاحصائي النيوتروسوفي هو:

$$\begin{aligned} z &= \frac{[48.0, 50.0] - [40.0, 41.0]}{25/\sqrt{64}} = \frac{[48.0 - 41.0, 50.0 - 40.0]}{25/8} \\ &= \frac{[7.0, 10.0]}{25/8} = \frac{8 \cdot [7.0, 10.0]}{25} = \frac{[56.0, 80.0]}{25} \\ &= \left[\frac{56.0}{25}, \frac{80.0}{25} \right] = [2.24, 3.20]. \end{aligned}$$

من أجل $\alpha = 0.01$ ، من الجدول السابق نجد أن ما يقابلها من قيمة حرجة لـ z في اختبار من طرف واحد هي 1.28.

بالتالي سيتم رفض H_0 لان $z = [2.24, 3.20] > 1.28$. بالنتيجة فإن معدل درجة القلق من الامتحان سيكون اعلى من 41.0.

7.6 مستوى الدلالة النيوتروسوفكية

The Neutrosophic Level of Significance

إنّ مستوى الدلالة النيوتروسوفكي α قد يكون مجموعة وليس بالضرورة عدد هش كما نجده في الاحصاء النيوتروسوفكي.

على سبيل المثال، $\alpha_4 = [0.01, 0.10]$ هو مستوى دلالة نيوتروسوفكي. حيث أن α تتغير قيمها ضمن الفترة $[0.01, 0.10]$.

إنّ قيمة- P النيوتروسوفكية تُعرّف بنفس الطريقة التي يتم تعريفها به في الاحصاء التقليدي، أي أنها أصغر مستوى دلالة يمكن عندها رفض فرضية العدم.

إن الفرق بين قيمة- P الكلاسيكية وقيمة- P النيوتروسوفكية هو ان الاخيرة لا تكون عدداً هشاً كما في الاحصاء التقليدي، لكنها عبارة عن مجموعة (في العديد من التطبيقات تكون عبارة عن فترة).

إن قيمة- P النيوتروسوفكية هي الاحتمالية التي فيها قيمة z أكبر من القيمة الحرجة، وهذا يحدث عندما تكون H_0 صائبة. ولابد لنا هنا من استخدام التعبير الرياضي التالي:

Neutrosophic $P - Value = P(z > z_{critical\ value}, \text{ when } H_0 \text{ is true})$

اذ أن الرمز $P(.)$ يعني الاحتمالية التقليدية المحسوبة بفرض أن H_0 صائبة، إن احتمالية رصد قيمة إحصائية للاختبار تصبح أكثر تطرفاً مما تم الحصول عليه بالفعل.

أفرض أنه تم حساب قيمة- P النيوتروسوفكية عند قيمة خاصة لمستوى الدلالة α ، إذ أن قيمة α هي عدد هش موجب.

1. إذا كانت أكبر قيمة من قيم - P النيوتروسوفكية $\alpha \geq$ ، عندئذ نرفض H_0 عند مستوى دلالة α .
2. إذا كانت أقل قيمة من قيم - P النيوتروسوفكية $\alpha <$ ، عندئذ لا نرفض H_0 عند مستوى دلالة α .
3. اذا كانت

$$\min\{\text{neutrosophic } P - \text{value}\} < \alpha < \max\{\text{neutrosophic } P - \text{value}\}$$

أي اذا كانت قيمة مستوى الدلالة α أقل من أكبر قيمة من قيم- P النيوتروسوفكية و أكبر من أقل قيمة من قيم- P النيوتروسوفكية، عندئذ يوجد هناك لاتعيين. بالتالي فان فرصة رفض H_0 عند مستوى دلالة α هي :

$$\frac{\alpha - \min\{\text{neutrosophic}P - \text{value}\}}{\max\{\text{neutrosophic}P - \text{value}\} - \min\{\text{neutrosophic}P - \text{value}\}}$$

بينما فرصة عدم رفض H_0 عند مستوى دلالة α هي:

$$\frac{\max\{\text{neutrosophic}P - \text{value}\} - \alpha}{\max\{\text{neutrosophic}P - \text{value}\} - \min\{\text{neutrosophic}P - \text{value}\}}$$

لتكن α_N عبارة عن مجموعة.

4. إذا كانت أكبر قيمة من قيم- P النيوتروسوفكية \geq من أصغر قيمة من قيم

$\{\alpha_N\}$ ، عندئذ نرفض H_0 عند مستوى الدلالة النيوتروسوفي α_N .

5. إذا كانت أقل قيمة من قيم- P النيوتروسوفكية $<$ من أعظم قيمة من قيم $\{\alpha_N\}$

، عندئذ لا نرفض H_0 عند مستوى الدلالة النيوتروسوفي α_N .

6. يحصل المرء على اللاتعيين عند تقاطع المجموعتين، مجموعة قيمة- P

النيوتروسوفكية ومجموعة مستوى الدلالة النيوتروسوفي α_N ، ويمكننا عندها

حساب فرصة رفض H_0 عند المستوى α_N ، وفرصة عدم رفض H_0 عند

نفس مستوى الدلالة α_N .

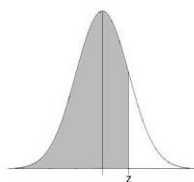
من المعلوم أن قيمة - P في الاحصاء الكلاسيكي يتم حسابها بمراعاة جدول احتماليات التوزيع الطبيعي القياسي.

a- قيمة - P تمثل المساحة اسفل منحنى z الى يمين z المحسوبة، لاختبار z من الجانب الايمن.

b- قيمة - P تمثل المساحة اسفل منحنى z الى يسار z المحسوبة، لاختبار z من الطرف الايسر.

c- قيمة P هي ضعف المساحة على طرفي المنحني والمقابلة لـ z المحسوبة،
لاختبار z من طرفين.

يمكننا ومن الاحصاء الكلاسيكي إدراج جدول الاحتمالية التراكمي للتوزيع الطبيعي
القياسي [سيتم ادراج قيم- z الموجبة فقط، لان هذا ما نحتاجه في مثالنا التالي] :



z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.2	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9999

بالرجوع الى معلومات المثال 6.6 ، نجد

$$H_0: \mu \in [40.0, 41.0] \text{ versus } H_a: \mu > 41.0,$$

لقد وجدنا قيمة z النيوتروسوفكية وهي $z = [2.24, 3.20]$. لدينا اختبار z من الطرف الايمن.

من الجدول السابق لاحتماليات التوزيع الطبيعي القياسي، نجد أنّ المساحة أسفل المنحني z يمين $z_1 = 2.24$ هي $0.0125 = 1 - 0.9875$ ، بينما لـ $z_2 = 3.20$ فإن المساحة هي $0.0007 = 1 - 0.9993$.

بذلك فإن قيمة P النيوتروسوفكية تساوي $[0.0007, 0.0125]$ عند مستوى الدلالة $\alpha_1 = 0.10$ ، سنرفض H_0 لأن

$$\max[0.0007, 0.0125] = 0.0125 < 0.10.$$

عند مستوى الدلالة $\alpha_2 = 0.0005$ ، لا نرفض H_0 لأن

$$\max[0.0007, 0.0125] = 0.0125 > 0.0005.$$

عند مستوى الدلالة $\alpha_3 = 0.01$ ، سنجد لاتعيين لأن $0.01 \in [0.0007, 0.0125]$ ، لذلك فإن:

فرصة رفض H_0 عند مستوى دلالة $\alpha_3 = 0.01$ هي:

$$\frac{0.01 - 0.0007}{0.0125 - 0.0007} = \frac{0.0093}{0.0118} \simeq 79\%$$

وفرصة عدم رفض H_0 عند مستوى دلالة $\alpha_3 = 0.01$ هي:

$$\frac{0.0125 - 0.01}{0.0125 - 0.07} = \frac{0.0025}{0.0118} \simeq 21\%.$$

8.6 فترة الثقة النيوتروسوفية

The Neutrosophic Confidence Interval

ان فترة الثقة النيوتروسوفية لمعاملات مجتمع ما تُعرَّف وبشكل مشابه لما موجود في الاحصاء التقليدي، وهي الفترة التي تضم القيم النيوتروسوفية الحقيقية لمعاملات مجتمع معين.

إن القيم النيوتروسوفية للمعاملات المميزة لمجتمع ما يمكن تعيينها ضمن فترة ما بدرجة ثقة يتم اختيارها من قبل الباحث.

كما في الاحصاء التقليدي، نجد أن مستوى الثقة يكون قريباً مرافقاً لفترة الثقة. إن مستوى الثقة ينبئنا كم نملك من الثقة في الاجراء المستخدم لإنشاء فترة ثقة نيوتروسوفية.

في الاحصاء النيوتروسوفي يتم تعميم الصيغ التقليدية لفترة الثقة الموجودة في الاحصاء الكلاسيكي من متغيرات هشة الى متغيرات نيوتروسوفية (أي متغيرات قيمها بشكل فترات):

1. عندما القيمة النيوتروسوفية للانحراف المعياري σ لمجتمع ما تكون قيمة

معلومة ، إن فترة الثقة النيوتروسوفية لعينة كبيرة في مجتمع ذو معدل μ هي:

$$\bar{x} \pm (z_{\text{critical value}}) \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

إذ ان \bar{x} تمثل المعدل النيوتروسوفي للعينة الكبيرة، و n تمثل الحجم النيوتروسوفي للعينة الكبيرة. لذلك إن \bar{x} ، σ ، n ربما تكون كلها او بعضها مجاميع عوضاً عن اعداد هشة.

2. في حالة أن القيمة النيوتروسوفية للانحراف المعياري σ لمجتمع ما هي قيمة

مجهولة كما في اغلب التطبيقات العملية، مع حجم عينة يتجاوز الـ 30 ، سيتم

اعتماد الانحراف المعياري القياسي للعينة $\hat{\sigma}$ بدلا عن σ من اجل حساب فترة

الثقة النيوتروسوفية لمجتمع ذو معدل μ :

$$\bar{x} \pm (z_{\text{critical value}}) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

من أجل كلا الصيغتين اعلاه، نعتد 1.645 كقيمة حرجة لـ z والتي تقابل مستوى ثقة بنسبة 90% ، كما أن 1.96 هي القيمة الحرجة لـ z والتي تقابل مستوى ثقة بنسبة 95% ، بينما 2.58 فهي القيمة الحرجة لـ z تقابل مستوى ثقة بنسبة 99% وهذا مشابه لما نجده في الاحصاء التقليدي.

فمثلاً، مستوى الثقة بنسبة 90% لا تشير الى احتمالية تعيين مجتمع ذو معدل μ في فترة ما، لكنها تشير الى نسبة النجاحات الممكنة للعينات (أي تلك العينات التي تضم μ في فترة الثقة).

9.6 مثال

إن العديد من الافراد يفقدون الرؤية جزئياً بسبب التعرض للغبار. في دراسة لعينة تضم 60 شخصاً تعرّضوا للغبار باستمرار في اماكن البناء التي يعملون فيها، بالمعدل يفقدون 20% - 18% من دقة رؤيتهم، بانحراف قياسي للعينة بنسبة 5% - 4%. يرغب الباحث لهذه الدراسة ان تكون فترة الثقة لـ μ بنسبة 90% بالتالي

$$\bar{x} = [18, 20]$$

$$z \text{ critical value} = 1.645$$

$$s = [4, 5]$$

$$n = 60.$$

لذلك فإن فترة الثقة النيوتروسوفية لمجتمع ذو معدل μ هو :

$$\begin{aligned} [18, 20] \pm (1.645) \cdot \frac{[4, 5]}{\sqrt{60}} &= [18, 20] \pm \left[\frac{1.645(4)}{\sqrt{60}}, \frac{1.645(5)}{\sqrt{60}} \right] \\ &\simeq [18, 20] \pm [0.85, 1.06]. \end{aligned}$$

لنقم بتجزئة الفترات اعلاه الى جزئين:

$$\begin{aligned} [18, 20] + [0.85, 1.06] &= [18 + 0.85, 20 + 1.06] \\ &= [18.85, 21.06], \end{aligned}$$

و

$$\begin{aligned} [18, 20] - [0.85, 1.06] &= [18 - 1.06, 20 - 0.85] \\ &= [16.94, 19.15]. \end{aligned}$$

ومن خلال دمج هاتين الحالتين سنحصل على فترة الثقة النيوتروسوفية
[16.94, 21.06].

إن تخمين حجم العينة النيوتروسوفكية، ضمن القيمة B ، وبنسبة ثقة $c\%$ ، لمجتمع ذو معدل μ هو:

$$n_N = \left\lceil \frac{(z_{\text{critical value}}) \cdot \sigma}{B} \right\rceil$$

إذ لا بد للقيمة الحرجة z أن تنسجم مع نسبة الثقة $c\%$ ، σ هو الانحراف القياسي للمجتمع و n_N يمثل الحجم الناتج للعينة النيوتروسوفكية، بالتالي فإن n_N قد يكون مجموعة او فترة.

يمكن اخذ حجم العينة كـ $[max\{n_N\}]$ ، إذ ان الرمز الرياضي [] يعني الجزء الصحيح الاعظم. لنطْلُع على المثال التالي:

يرغب قسم التجارة بتخمين التكلفة السنوية لـ اللوازم المكتبية لأعضاء هيئة التدريس في جامعة نيومكسيكو لتكون في حدود \$40 للمعدل الحقيقي لمجتمع الهيئة التدريسية. قسم التجارة يرغب بمستوى ثقة بنسبة 95% لدقة نتائجهم. فكم هو حجم العينة الواجب اخذها لتحقيق ذلك؟
الحل:

نظراً لأن σ مجهولة القيمة، يمكن وكما في الاحصاء التقليدي تقريب قيمتها كما يلي:

$$\sigma \approx \frac{\text{range}}{4}$$

إذ أن range يمثل الفرق بين أعلى واقل النفقات.

إن المبالغ المصروفة على اللوازم المكتبية تتراوح ما بين \$550 – \$500 الى \$150 – \$100. لذلك

$$\begin{aligned} \sigma &\approx \frac{[500, 550] - [100, 150]}{4} = \frac{[500 - 150, 550 - 100]}{4} \\ &= \frac{[350, 450]}{4} = \left[\frac{350}{4}, \frac{450}{4} \right] = [87.50, 137.50]. \end{aligned}$$

واكثر من ذلك نجد ان $B = 40$ ، وقيمة z الحرجة هي 1.96، كذلك:

$$\begin{aligned}
 n_N &= \left[\frac{1.96[87.50, 137.50]}{40} \right]^2 = \left[\frac{1.96(87.50)}{40}, \frac{1.96(137.50)}{40} \right]^2 \\
 &= [4.2875, 6.7375]^2 = [4.2875^2, 6.7375^2] \\
 &\simeq [18.38, 45.39].
 \end{aligned}$$

نجد الان :

$$[\max[18.38, 45.39]] = [45.39] = 46.$$

إذن فإن حجم العينة لابد ان يكون 46.

10.6 فترة ثقة نيوتروسوفكية لعينة ذات حجم كبير نسبةً الى المجتمع

The Neutrosophic Confidence Interval

باستخدام نفس المفاهيم الاحصائية التقليدية يمكننا تعريف فترة الثقة النيوتروسوفكية

لعينة ذات حجم كبير نسبةً الى المجتمع الذي اخذت منه على انه π

$$p \pm (z_{\text{critical value}}) \cdot \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

للحالة التي فيها $\min\{np\} \geq 5$ and $\min\{n \cdot (1-p)\} \geq 5$ إذ أن

p = نسبة العينة = عدد افراد العينة الذين يملكون الصفة (السمة) قيد الدراسة مقسوماً على حجم العينة.

n = حجم العينة.

$$\pi = \frac{\text{عدد افراد المجتمع الذين يملكون السمة قيد الدراسة}}{\text{العدد الكلي لافراد المجتمع}} = \text{النسبة المجتمعية}$$

مع الفارق الواضح عن الاحصاء الكلاسيكي وهو انه في الاحصاء النيوتروسوفكي المعلومات p, n ربما تكون مجاميع بدلاً عن اعداد هشة، كما وان القيمة الحرجة لـ z قد تكون مجموعة ايضاً (مثلاً قد تكون $[1.645, 1.96]$ ، هذا يعني نسبة ثقة بمقدار 90%).

إن احصاء العينة النيوتروسوفكي p ، عندما تكون القيمة $\min\{n\}$ كبيرة كفاية، يتوزع توزيعاً نيوتروسوفكياً بمنحني طبيعي ويقترب من متوسط المجتمع π وله انحراف قياسي

$$\text{بمقدار} \sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}}$$

11.6 مثال

تم اجراء استطلاع لعينة مكوّنة من 220 – 200 مستهلك عندما طرح تاجر سيارات السؤال التالي:

(هل ستكون راعياً في الاستثمار بسيارتك القديمة عند شرائك لآخرى جديدة ؟)
إن العدد الكلي للمجيبين بـ نعم هو 150. مستوى الثقة يجب ان يكون 99%. لو رمزنا بـ π لنسبة كل المستهلكين الراغبين في الاستثمار بسيارتهم، ولتكن p هي نقطة تخمين لـ π :

$$p = \frac{150}{\{200, 201, \dots, 220\}} \simeq \left[\frac{150}{220}, \frac{150}{200} \right] \simeq [0.68, 0.75].$$

إن حجم العينة $\{200, 201, \dots, 220\}$ تعني أن المسؤول عن اجراء الاستطلاع لم يكن واثقاً من 20 شخصاً فيما اذا كانوا مستهلكين راغبين بهذا النوع من الاستثمار. بذلك، نجد ان حجم العينة غير مُعَيَّن (تم تقريبه بواسطة المجموعة $\{200, 201, \dots, 220\}$)، ان القيمة الحرجة لـ $z = 2.58$.

$$\begin{aligned} \min\{np\} &= \min\{\{200, 201, \dots, 220\} \cdot [0.68, 0.75]\} = 200(0.68) \\ &= 136 > 5; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \min\{n(1-p)\} &= \min\{\{200, 201, \dots, 220\} \cdot (1 - [0.68, 0.75])\} \\ &= 200 \cdot \min([1 - 0.75, 1 - 0.68]) \\ &= 200 \cdot \min([0.25, 0.32]) = 200(0.25) = 50 > 5. \end{aligned}$$

ان فترة الثقة النيوتروسوفية لـ π لعينة كبيرة الحجم هي:

$$\begin{aligned} &[0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{\frac{[0.68, 0.75] \cdot (1 - [0.68, 0.75])}{\{200, 201, \dots, 220\}}} \\ &= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{\frac{[0.68, 0.75] \cdot [0.25, 0.32]}{\{200, 201, \dots, 220\}}} \\ &= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{\left[\frac{0.68(0.25)}{220}, \frac{0.75(0.32)}{200} \right]} \\ &= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{[0.000773, 0.001200]} \\ &= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot \sqrt{0.000773, 0.001200} \\ &= [0.68, 0.75] \pm 2.58 \cdot [0.027803, 0.034641] \\ &= [0.68, 0.75] \pm [0.071732, 0.089374]. \end{aligned}$$

بتقسيم اجزاء هذه الفترة الى قسمين نحصل على:

$$[0.68, 0.75] + [0.71732, 0.089374] = [0.751732, 0.839374]$$

و

$$\begin{aligned} [0.68, 0.75] - [0.071732, 0.089374] \\ = [0.68 - 0.089374, 0.75 - 0.071732] \\ = [0.590626, 0.678268]. \end{aligned}$$

من خلال دمج كلا النتيجتين ضمن صيغة واحدة معتدلة نحصل على:

$$[0.590626, 0.839374].$$

ان صيغة اختيار الحجم النيوتروسوفي للعينة مشابه لما في الاحصاء التقليدي إلا اننا نستخدم مجاميع عوضاً عن اعداد هشة:

$$n = \pi(1 - \pi) \cdot \left[\frac{z_{\text{critical value}}}{B} \right]^2$$

إذ أن B تمثل الحد المعين للخطأ.

عندما لا نكون قادرين على تقدير قيمة π من المعلومات النيوتروسوفية المسبقة، سيتم اعتماد $\pi = 0.5$ والتي تزودنا بقيمة معتدلة لحجم العينة الكبيرة (اي ان n أكبر من اي قيمة اخرى يمكن ان تصلها π).

الفصل السابع

نظرية الغاية المركزية

النيوتروسوفية

The Neutrosophic Central Limit Theorem

1.7 نظرية الغاية المركزية النيوتروسوفكية

The Neutrosophic Central Limit Theorem

تُعد مبرهنة الغاية المركزية النيوتروسوفكية تعميماً لمبرهنة الغاية المركزية التقليدية، ويمكن تطبيقها وبدون تحفظ عندما تزيد قيمة $\min\{n\}$ عن 30 ، إذ إن n تمثل الحجم النيوتروسوفكي للعينة (لا ننسى بأن n يمكن ان تكون مجموعة).

تنص مبرهنة الغاية المركزية النيوتروسوفكية على ان التوزيع النيوتروسوفكي للعينة ذات المعدل μ يقترب من منحني التوزيع النيوتروسوفكي الطبيعي عندما تكون $\min\{n\}$ كبيرة بما يكفي، ولا يهمنا كيف يكون توزيع المجتمع.

من المعلوم، لو كان المجتمع يتوزع توزيعاً طبيعياً عندئذٍ ربما تكون قيمة $\min\{n\}$ اقل من 30 ، وان التوزيع النيوتروسوفكي للعينة ذات المعدل \bar{x} هو توزيع طبيعي أيضاً وذلك لاي حجم نيوتروسوفكي n للعينة. أما لو لم يتبع المجتمع التوزيع الطبيعي، عندئذٍ لابد لقيمة $\min\{n\}$ أن تزيد عن 30 كما وأن التوزيع النيوتروسوفكي للعينة ذات المعدل \bar{x} يتقارب من المنحني الطبيعي علماً انه كلما زادت قيمة $\min\{n\}$ كلما اقترب توزيع العينة من المنحني الطبيعي بشكل افضل.

ان النتيجة الاخيرة قد مكّنت الاحصائيين النيوتروسوفكيين من استدلال معدل المجتمع لتطوير الاجراءات النيوتروسوفكية للعينات ذات الاحجام الكبيرة حتى وإن لم يكن توزيع المجتمع معلوماً.

باستخدام نفس المَعْلَمَات:

$$n = \text{عينة عشوائية ذات حجم نيوتروسوفكي.}$$

$$\bar{x} = \text{المعدل النيوتروسوفكي للعينة.}$$

$$\mu = \text{المعدل الحسابي للمجتمع.}$$

$$\sigma = \text{الانحراف المعياري للمجتمع.}$$

$$\mu_{\bar{x}} = \text{المعدل النيوتروسوفكي لـ } \bar{x} \text{ الموزع توزيعاً معيناً.}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \text{الانحراف المعياري النيوتروسوفكي لـ } \bar{x} \text{ الموزع توزيعاً مُعَيَّناً.}$$

نجد أنه وكما في الاحصاء الكلاسيكي:

$$\mu_{\bar{x}} = \mu,$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

عندما تكون قيمة $\min\{n\}$ صغيرة وتوزيع المجتمع مجهولاً، نجد ان مبرهنة الغاية المركزية النيوتروسوفكية لا يصح تطبيقها كما في الاحصاء التقليدي. سنقدم في هذه الفقرة مفهوم " فترة الثقة النيوتروسوفكي t لمتوسط مجتمع طبيعي ذو عينة صغيرة " وهذا المفهوم هو مجرد النسخة النيوتروسوفكية لمفهوم " فترة الثقة التقليدية t لمجتمع ذو معدل μ وبعيّنة واحدة فقط "

$$\bar{x} \pm (t_{\text{critical values}}) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

وبطريقة مشابهة:

\bar{x} = المعدل النيوتروسوفكي للعينة.

s = الانحراف المعياري النيوتروسوفكي للعينة.

n = الحجم النيوتروسوفكي للعينة.

وقيمة t الحرجة تعتمد على :

$\min\{n\} - 1$ degrees of freedom (df).

\bar{x} ، s ، و n قد تكون مجاميع عوضاً عن اعداد هشة.

من اجل قيمة صغيرة لـ $\min\{n\}$ ، فترة الثقة النيوتروسوفكية t لمجتمع ذو معدل μ يكون ملائماً عندما يتوزع المجتمع توزيعاً طبيعياً أو يقترب من التوزيع الطبيعي. وإلا، يجب علينا تطبيق طريقة أخرى.

يمكن تمييز توزيعات t النيوتروسوفكية بعضها عن البعض الآخر من خلال درجة الحرية والتي يمكن ان تكون عدداً صحيحاً موجباً اكبر او مساوي للواحد، او مجموعة من الاعداد الصحيحة الموجبة اكبر او مساوية للواحد.

$\{n, n + 1, \dots, n + m\}$.

كلما زادت قيمة $\min\{n\}$ ، كلما اقترب توزيع t من منحنى z النيوتروسوفكي. عندما $\min\{n\} > 120$ يمكننا استخدام قيم z الحرجة. ان منحنى t النيوتروسوفكي لدرجة

حرية ثابتة في الغالب يتخذ شكلاً جرسياً متمركزاً عند الصفر وبطريقة نيوتروسوفكية الطراز.

2.7 مثال

لدينا عينة عشوائية صغيرة مكونة من 18 عامل على طريق السكك الحديدية، تم عمل تقصي حول الاوزان التي يمكن لهؤلاء العمال رفعها في مكان عملهم. لقد وُجِدَ ان معدل العينة النيوتروسوفكية يتراوح بين (10 - 8) كغم مع انحراف معياري s يتراوح بين (4 - 3) كغم.

لنفرض ان نسبة مستوى الثقة المطلوبة لتعيين قيمة متوسط المجتمع هي 95%.

$$\bar{x} = [8, 10] \text{(an interval)}$$

$$s = [3, 4] \text{(an interval)}$$

$$n = 18,$$

بالتالي فان الحجم الصغير للعينة والذي يتطلب قيمة t الحرجة النيوتروسوفكية التي تعتمد على درجة الحرية

$$18 - 1 = 17 \text{ df}$$

من الجدول الاحصائي التقليدي التالي لقيم t الحرجة، نجد انه لمستوى ثقة 95% ودرجة حرية 17 df ، فإن قيمة t الحرجة هي :

$$t_{\text{critical value}} = 2.11$$

t Table

cum. prob one-tail	$t_{.50}$	$t_{.75}$	$t_{.80}$	$t_{.85}$	$t_{.90}$	$t_{.95}$	$t_{.975}$	$t_{.99}$	$t_{.995}$	$t_{.999}$	$t_{.9995}$
two-tails	1.00	0.50	0.40	0.30	0.20	0.10	0.05	0.02	0.01	0.002	0.001
df											
1	0.000	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.71	31.82	63.66	318.31	636.62
2	0.000	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	22.327	31.599
3	0.000	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	10.215	12.924
4	0.000	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	7.173	8.610
5	0.000	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	5.893	6.869
6	0.000	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.208	5.959
7	0.000	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	4.785	5.408
8	0.000	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	4.501	5.041
9	0.000	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.297	4.781
10	0.000	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.784	3.169	4.144	4.587
11	0.000	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.025	4.437
12	0.000	0.695	0.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	3.930	4.318
13	0.000	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	3.852	4.221
14	0.000	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	3.787	4.140
15	0.000	0.691	0.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	3.733	4.073
16	0.000	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	3.686	4.015
17	0.000	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.646	3.965
18	0.000	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.610	3.922
19	0.000	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.579	3.883
20	0.000	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.552	3.850
21	0.000	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.527	3.819
22	0.000	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.505	3.792
23	0.000	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.485	3.768
24	0.000	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.467	3.745
25	0.000	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.450	3.725
26	0.000	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.435	3.707
27	0.000	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.421	3.690
28	0.000	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.408	3.674
29	0.000	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.396	3.659
30	0.000	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.385	3.646
40	0.000	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.307	3.551
60	0.000	0.679	0.848	1.045	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.232	3.460
80	0.000	0.678	0.846	1.043	1.292	1.664	1.990	2.374	2.639	3.195	3.416
100	0.000	0.677	0.845	1.042	1.290	1.660	1.984	2.364	2.626	3.174	3.390
1000	0.000	0.675	0.842	1.037	1.282	1.646	1.962	2.330	2.581	3.098	3.300
Z	0.000	0.674	0.842	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.090	3.291
	0%	50%	60%	70%	80%	90%	95%	98%	99%	99.8%	99.9%
	Confidence Level										

بتطبيق الصيغة السابقة نجد:

$$\begin{aligned}\bar{x} \pm (t_{\text{critical value}}) \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} &= [8, 10] \pm 2.11 \frac{[3, 4]}{\sqrt{18}} \\ &= [8, 10] \pm \left[\frac{2.11(3)}{\sqrt{18}}, \frac{2.11(4)}{\sqrt{18}} \right] \\ &\simeq [8, 10] \pm [1.492, 1.989].\end{aligned}$$

بفصل الفترات اعلاه نحصل على:

$$\begin{aligned}[8, 10] + [1.492, 1.989] &= [8 + 1.492, 10 + 1.989] \\ &= [9.492, 11.989],\end{aligned}$$

و

$$\begin{aligned}[8, 10] - [1.492, 1.989] &= [8 - 1.989, 10 - 1.492] \\ &= [6.011, 8.508].\end{aligned}$$

الان نقوم بدمج النتائج بطريقة معتدلة لنحصل على فترة الثقة النيوتروسوفية t لمتوسط المجتمع الخاص برفع الاوزان وهي:

$$[6.011, 11.989] \text{ kg.}$$

ثبت المصطلحات

Term in English	المصطلح باللغة العربية
Ambiguous	مبهم
Bivariate Neutrosophic Data	بيانات نيوتروسوفكية ثنائي المتغير
Classical Statistic	الاحصاء التقليدي
Continuous Neutrosophic Data	بيانات نيوتروسوفكية مستمرة
Classical Neutrosophic Numbers	أعداد نيوتروسوفكية تقليدية
Complete probability	الاحتمالية التامة
Degree of freedom	درجة الحرية
Discrete Neutrosophic Data	بيانات نيوتروسوفكية متقطعة
Imprecise	غير دقيق
Incomplete	غير تام
Incomplete Probability	احتمالية غير تامة
Indeterminacy	لاتعيين
Indeterminate Data	بيانات غير معينة
Indeterminacy Threshold	حد عتبة اللاتعيين
Multivariate Neutrosophic Data	بيانات نيوتروسوفكية متعددة المتغيرات
Neutrosophic Statistic	الاحصاء النيوتروسوفكي
Neutrosophic Probability	الاحتمالية النيوتروسوفكية
Neutrosophic Probability Distribution	التوزيع الاحتمالي النيوتروسوفكي
Neutrosophic Descriptive Statistic	الاحصاء الوصفي النيوتروسوفكي
Neutrosophic Histograms	المدرجات التكرارية النيوتروسوفكية
Neutrosophic Inferential Statistic	الاحصاء الاستدلالي

	النيوتروسوفي
Neutrosophic Stem and Leaf Display	صيغة عرض الورقة والساق النيوتروسوفية
Neutrosophic Statistic Number	العدد الاحصائي النيوتروسوفي
Neutrosophic Frequency Distribution	التوزيع التكراري النيوتروسوفي
Neutrosophic Statistical Graphs	رسوم بيانية احصائية النيوتروسوفية
Neutrosophic Bar Graphs	مخطط نيوتروسوفي مستطيلي
Neutrosophic Circle Graph	مخطط نيوتروسوفي دائري
Neutrosophic Double Line Graph	مخطط نيوتروسوفي ذو الشريط المضاعف
Neutrosophic Line Plot	مخطط نيوتروسوفي ذو شريط منفرد
Neutrosophic Pictograph	الرسم التصويري النيوتروسوفي
Neutrosophic 2D Histogram	مدرج تكراري النيوتروسوفي ذو بعدين
Neutrosophic 3D Bar Graph	الرسم البياني النيوتروسوفي بشريط ثلاثي الابعاد
Neutrosophic Cylinder Graph	الرسم البياني الاسطواني النيوتروسوفي
Neutrosophic 3D-Line Graph	الرسم البياني النيوتروسوفي بمستقيم في ثلاثة ابعاد
Neutrosophic Quartiles	الارباع النيوتروسوفية
Neutrosophic Sample	العينة النيوتروسوفية
Neutrosophic Cluster Sample	عينة عنقودية نيوتروسوفية
Neutrosophic Numerical Measures	القياسات العددية النيوتروسوفية
Neutrosophic Numbers	الاعداد النيوتروسوفية
Neutrosophic Complex Number	الاعداد النيوتروسوفية المعقدة
Neutrosophic Real or Complex	متعددة حدود نيوتروسوفية

Polynomial	حقيقية او معقدة
Neutrosophic Random Numbers	الاعداد النيوتروسوفكية العشوائية
Neutrosophic Binomial Distribution	توزيع ذي الحدين النيوتروسوفكي
Neutrosophic Multinomial Distribution	توزيع نيوتروسوفكي متعدد الحدود
Neutrosophic Scatter Plot	الرسم المقطعي النيوتروسوفكي المبعثر
Neutrosophic Function	الدالة النيوتروسوفكية
Neutrosophic Regression	الانحدار النيوتروسوفكي
Neutrosophic Predictor Variable	متغير نيوتروسوفكي مُحْمَن
Neutrosophic Least-Squares Lines	مستقيمات المربعات الصغرى النيوتروسوفكية
Neutrosophic Residuals	الرواسب النيوتروسوفكية
Neutrosophic Weighted Random Numbers	اعداد عشوائية نيوتروسوفكية موزونة
Neutrosophic Normal Distribution	التوزيع الطبيعي النيوتروسوفكي
Neutrosophic Hypothesis	الفرضيات النيوتروسوفكية
Neutrosophic Null Hypothesis	فرضية العدم النيوتروسوفكية
Neutrosophic Alternative Hypothesis	الفرضية النيوتروسوفكية البديلة
Neutrosophic Level of Significance	مستوى الدلالة النيوتروسوفكي
Neutrosophic Confidence Interval	فترة الثقة النيوتروسوفكية
Neutrosophic Central Limit Theorem	مبرهنة الغاية المركزية النيوتروسوفكية
Quantitative Neutrosophic Data	بيانات نيوتروسوفكية كمية
Statistical Deceptions	مغالطات احصائية
Stratified Random Neutrosophic Sampling	عينة عشوائية نيوتروسوفكية طبقية
Trivariate Neutrosophic Data	بيانات نيوتروسوفكية ثلاثية المتغير
Univariate Neutrosophic Data	بيانات نيوتروسوفكية احادية

	المتغير
Unknown	غير معلوم
Vague	غير واضح
Voluntary Response Sample	عينة الاستجابة الطوعية

المراجع

1- المراجع المستخدمة في الكتاب الاصلي

1. David Nelson, " **The Penguin Dictionary of Statistics**" Penguin Books, London, 2004.
2. Florentin Smarandache, **Introduction to Neutrosophic Measure, Neutrosophic Integral, and Neutrosophic Probability**, Sitech-Education Publisher, Craiova – Columbus, 2013.
3. Florentin Smarandache "Neutrosophy. / Neutrosophic Probability, Set, and Logic", Amer. Res. Press, Rehoboth, USA, 105 p., 1998.
4. Graham Upton & Ian Cook, "Oxford Dictionary of Statistics", Oxford University Press Inc., New York, 2006.

2- المراجع المستخدمة في الكتاب المترجم

- 1- Florentin Smarandache & Huda E. Khalid "Neutrosophic Precalculus and Neutrosophic Calculus". Second enlarged edition, Pons asbl 5, Quai du Batelage, Brussels, Belgium, European Union, 2018.
- 2- Florentin Smarandache, H. E. Khalid & A. K. Essa, "Neutrosophic Logic: the Revolutionary Logic in Science and Philosophy", Proceedings of the National Symposium, EuropaNova, Brussels, 2018.
- 3- Huda E. Khalid, Ahmed K. Essa "Neutrosophic Precalculus and Neutrosophic Calculus". The Arabic Translated Version, Pons asbl 5, Quai du Batelage, Brussels, Belgium, European Union, 2016.

نبذة عن المترجمين



أ.م. د. هدى اسماعيل خالد الجميلي

Assoc. Prof. Dr. Huda E. Khalid,

مواليد 1974 / نينوى / العراق .

الشهادات الاكاديمية

- البكالوريوس في علوم الرياضيات / قسم الرياضيات / كلية العلوم/ جامعة الموصل 1998.
- ماجستير / كلية علوم الحاسوب والرياضيات/ قسم الرياضيات / جامعة الموصل 2001 .
- دكتوراه في الرياضيات/ كلية علوم الحاسوب والرياضيات/ قسم الرياضيات / جامعة الموصل 2010 .

Email: hodaesmail@yahoo.com & dr.huda-ismael@uotelafer.edu.iq

Mobile: +9647518096504

لديها عضوية في أكاديمية تليسوا - جاليلو العالمية بلندن ، وعضوة في هيئة تحرير المجلات العلمية العالمية التالية: JHEPGC, IJNS, IJCAA, وعضوة شرف في المجمع العلمي العالمي النيوتروسوفي منذ 2015/5/19 ، وعضو مشارك في هيئة تحرير مجلة NSS التابعة لجامعة نيو مكسيكو الامريكية, كما وكانت رئيسة لقسم الرياضيات في كلية التربية الاساسية / جامعة الموصل- جامعة تلعفر من 2012 الى 2015. احدث منشوراتها في مجال تخصصها والمنطق النيوتروسوفي كان حول وضع صيغ جديدة ومبتكرة للحلول العظمى والدنيا في المعادلات العلاقية النيوتروسوفكية , كذلك وضع مفهوم مبتكر ل (الأقل او يساوي) النيوتروسوفي في مسائل البرمجة الهندسية غير المقيدة . ولها اكثر من 20 بحث وكتبا مؤلفة او مترجمة منشورة في مجلات ودور نشر عالمية. للمزيد من التفاصيل أنظر الروابط:

https://www.researchgate.net/profile/Drhuda_Khalid/stats

<https://scholar.google.com/citations?user=1A-SiyCAAAJ&hl=en>



المهندس أحمد خضر عيسى الجبوري

Eng. Ahmed K. Essa

ولد عام 1985 في محافظة نينوى / العراق . حصل على شهادة
البكالوريوس في هندسة القدرة الكهربائية / الكلية التقنية الهندسية
بالموصل عام (2007-2008)
محل العمل: جامعة تلعفر / رئاسة الجامعة/ قسم الدراسات والتخطيط
والمتابعة/ شعبة الاحصاء.

Email: ahmed.ahhu@gmail.com

Mobile: +9647518096503

النشاطات العلمية:

بالإضافة الى اهتمامه في مجال اختصاصه ، فهو مهتم ايضا
 بالرياضيات والفيزياء خصوصا فيما يتعلق بالمنطق
 النيوتروسوفكي والمنطق الضبابي وعلم الكونيات. حصل في
 2016/4/26 على عضوية شرف في المجمع العلمي العالمي
 النيوتروسوفكي، في العام 2017 عين مسؤولاً ثانياً عن نشاطات
 المجمع العلمي العالمي النيوتروسوفكي / فرع العراق ، عمل على
 بناء نظرية التقابل في البرمجة الهندسية النيوتروسوفكية. كما قام
 بوضع مبرهنات ونتائج مهمة في حسابان التفاضل والتكامل
 النيوتروسوفكي ، له ابحاث حديثة منشورة في مجلات عالمية
 مختصة بالمنطق النيوتروسوفكي وله كتب نشرت في دور نشر
 عالمية، وللمزيد من المعلومات يمكن الرجوع الى صفحته على موقع
 البوابة البحثية ResearchGate، او الباحث العلمي Google
 Scholar أنظر الروابط:

https://www.researchgate.net/profile/Engahmed_Essa

<https://scholar.google.com/citations?user=QOGciUgA AAAJ&hl=en>



أ.د. حسين جمعه عباس البياتي
prof. Dr. Hussain J. Abbas

محل وتاريخ الولادة : نينوى / تلعفر 1953

E-mail: hussain5315@yahoo.com

Mobile: +9647809313591

محل العمل السابق : هيئة التصنيع العسكري / شركة الميلاء العامة

محل العمل الحالي: وزارة التعليم العالي والبحث العلمي / جامعة تلعفر / مدير قسم البحث والتطوير.

المؤهلات الأكاديمية :

1. بكالوريوس هندسة كهربائية – كلية الهندسة - جامعة الموصل 1977 -
2. ماجستير تصاميم أجهزة الكترونية ، قسم الهندسة الكهربائية ، جامعة يومست ، مانشستر ، بريطانيا 1981 .
3. دكتوراه تصاميم منظومات الكترونية ، قسم الهندسة الكهربائية ، جامعة اوستن في برمنكهام ، بريطانيا ، 1984 .

النتائج العلمية:

قام بالإشراف على عشرات من طلبة الماجستير والدكتوراه، لديه العديد من الكتب المؤلفة والمترجمة، نشر أكثر من أربعين بحثاً علمياً في مجلات علمية عالمية وإقليمية ومحلية، دُرِس في الكلية الهندسية العسكرية العراقية، دُرِس في الجامعة التكنولوجية وجامعة تلعفر والعديد من الجامعات العراقية الأخرى، تسنم العديد من المناصب منها مدير عام و وكيل وزير في الحكومة العراقية.



أ.د. أبو بكر الصديق بيومي

prof. Dr. Aboubakr Bayoumi

درس في كلية العلوم/ جامعة الإسكندرية وكان زميلا للعالم أحمد زويل، عُين معيداً في كلية العلوم/ جامعة القاهرة عام 1967، ثم سافر بمنحة شخصية إلى جامعة أوبسالا بالسويد وحصل هناك علي الماجستير في أحد أصعب مواضيع الرياضيات البحتة، عاد بعدها إلى جامعة القاهرة ليعمل هناك، حصل على الدكتوراه من جامعة ستكهولم،

اختير من قبل أكاديمية تليسوا - جاليلو العالمية بلندن العالم المصري الدكتور أبو بكر الصديق بيومي ليكون أفضل عالم رياضيات في العالم عام 2010 ومنحته الميدالية الذهبية مع 9 علماء من أمريكا وروسيا وأوروبا

ورغم أنه عاش في السويد وبعض الدول الأخرى لمدة 35 عاما إلا أنه رفض الحصول على أي جنسية أخرى حفاظا على تواصل أسرته مع وطنها ودينها .

وقدم الدكتور أبو بكر واحدا من أهم المؤلفات الرياضية التي طبعت في كبري دور النشر وأوسعها انتشارا، وقسمته الجامعات الأمريكية إلى خمسة أفرع تحمل اسم المؤلف مثل فضائيات بيومي الرياضية وحساب الاشتقاق البيومي والتفاضل البيومي.



أ.د. سعيد برومي

Prof. Dr Said Broumi

استاذ الرياضيات في جامعة الحسن الثاني/ المحمدية/ كلية العلوم ابن
أمسيك / الدار البيضاء/ المغرب

رئيس تحرير مجلة

International Journal of Neutrosophic Science

عضو تحرير في العديد من مجلات عالمية عديدة اهمها المجلة الامريكية
(NSS)

له العشرات من المؤلفات والكتب المنشورة عالمياً ، للمزيد من التفاصيل
انظر الروابط التالية

<http://americaspg.com/journals/show/21>

<http://fs.unm.edu/NSS/>

https://www.researchgate.net/profile/Broumi_Said

[https://scholar.google.com/citations?user=1sfB1r4AAAAJ
&hl=en](https://scholar.google.com/citations?user=1sfB1r4AAAAJ&hl=en)



م.م. أحمد باسم حامد النافعي

Assist. Lecturer: Ahmed B. Al-Nafee

محل وتاريخ الولادة: العراق / بابل 1987م

الشهادات العلمية:

- بكالوريوس رياضيات/ جامعة بابل /كلية التربية للعلوم الصرفة
2009
- ماجستير رياضيات/ جامعة بابل /كلية التربية للعلوم الصرفة
2013

محل العمل: تدريسي في كلية التربية المفتوحة (بابل)/ وزارة التربية العراقية.

النتائج العلمية:

- نشر أكثر من 7 بحوث علمية في مجلات عالمية ومحلية.
- المشاركة في 3 مؤتمرات دولية
- المشاركة باكثر من 5 ورش عمل خاصة بالرياضيات
- مدرب في دورات تأهيلية في الإعداد والتدريب في تربية بابل
- عضو في جمعية الخوارزمي العراقية



م.م. حسين أحمد عباوي العلي

**Assist. Lecturer: Hussain A.
Abbawoy**

محل وتاريخ الولادة: نينوى/ بعاج/ 1970

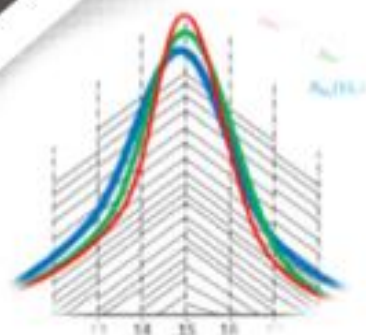
الشهادات الاكاديمية:

- 1- بكالوريوس لغة عربية/ كلية التربية/ جامعة الموصل.
- 2- ماجستير لغة عربية / كلية التربية / جامعة الموصل.
- 3- حالياً طالب دكتوراه/ كلية التربية/ جامعة تكريت. .

النتائج العلمية:

قام بالاشراف على طلبة المرحلة المنتهية في قسم اللغة العربية/ كلية التربية الاساسية/ جامعة تلعفر، لديه كتابان مؤلفان، نشر اربعة بحوث علمية في مجلات عراقية، درّس العديد من مواد اللغة العربية في جامعة تلعفر.

INTRODUCTION TO NEUTROSOPHIC STATISTICS



$$X_N \sim N_N(\mu_N, \sigma_N^2) = \frac{1}{\sigma_N \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - \mu_N)^2}{2\sigma_N^2}\right)$$

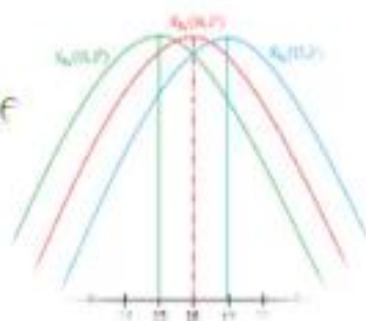
Author

Florentin Smarandache

Translators

Huda E. Khalid

Ahmed K. Essa



PONS Publishing House

2020