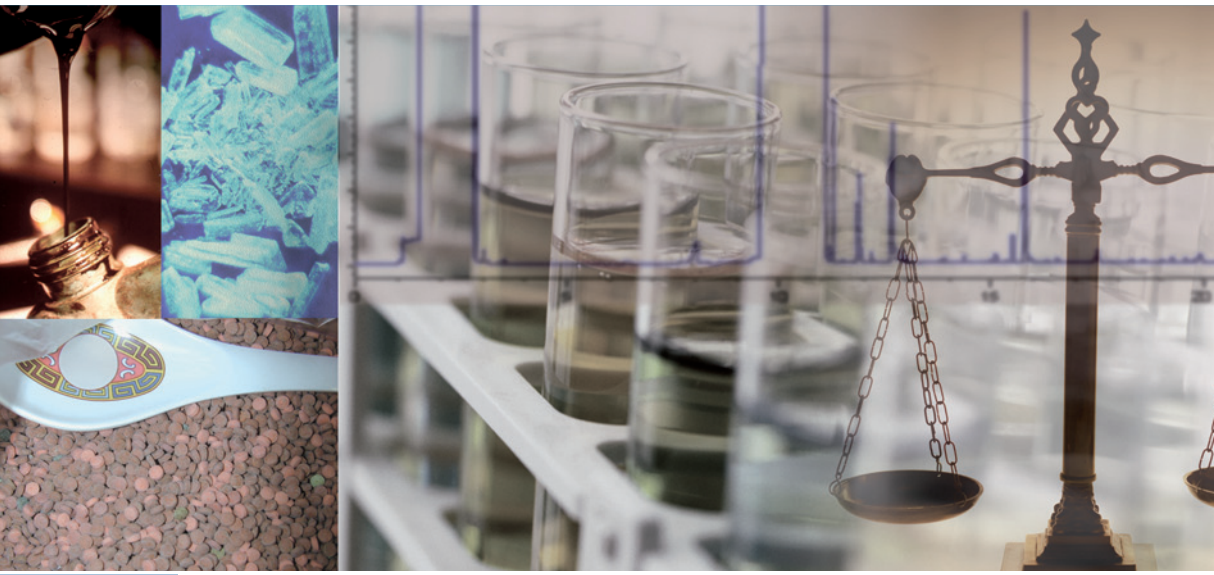
UNODC
مكتب الأمم المتحدة المعني بالمخدرات والجريمة

ENFSI



مبادئ توجيهية
بشأن المعاينة التمثيلية للمخدّرات

لكي تستعملها المختبرات الوطنية لتحليل المخدّرات

الصور:
مكتبة الصور لدى مكتب الأمم المتحدة المعني بالمخدّرات والجريمة

قسم المختبر والشؤون العلمية
مكتب الأمم المتحدة المعني بالمخدّرات والجريمة
فيينا

مبادئ توجيهية
بشأن المعاينة التمثيلية للمخدّرات

أُعدَّت بالتعاون مع

الفريق العامل المعني بالمخدّرات
التابع
للشبكة الأوروبية لمعاهد علوم التحاليل الجنائية

الأمم المتحدة
نيويورك، ٢٠١١

ST/NAR/38

الأمم المتحدة ©، شباط/فبراير ٢٠١١. جميع الحقوق محفوظة.

لا تنطوي التسميات المستخدمة في هذا المنشور ولا طريقة عرض المادة التي يتضمّنها على الإعراب عن أي رأي كان من جانب الأمانة العامة للأمم المتحدة بشأن المركز القانوني لأي بلد أو إقليم أو مدينة أو منطقة أو للسلطات القائمة فيها أو بشأن تعيين حدودها أو تخومها.

هذا المنشور غير محرر رسمياً.

منشور صادر عن: قسم اللغة الإنكليزية والمنشورات والمكتبة، مكتب الأمم المتحدة في فيينا.

شكر وتقدير

أَعدَّ هذه المبادئ التوجيهية الخاصة بالمعاينة التمثيلية للمخدّرات الفريق العامل المعني بالمخدّرات التابع للشبكة الأوروبية لمعاهد علوم التحاليل الجنائية.

وهي تمثّل نتاج مشاورات مستفيضة بين خبراء المخدّرات الأوروبيين على مدى السنوات ٢٠٠١-٢٠٠٣.

ويعرب قسم المختبر والشؤون العلمية بمكتب الأمم المتحدة المعني بالمخدّرات والجريمة عن امتنانه إزاء ما اتُّفق عليه مع الفريق العامل المعني بالمخدّرات التابع للشبكة الأوروبية في عام ٢٠٠٧ بأن تنشر هذه المبادئ التوجيهية دون تغييرات جوهرية،* بغية جعلها متاحة لجمهور أوسع على نطاق دولي.

وترد في الصفحة iv قائمة المساهمين في المنشور الأصلي الصادر عن الشبكة الأوروبية.

كما يودّ قسم المختبر والشؤون العلمية بمكتب المخدّرات والجريمة أن يعرب عن تقديره لما قدَّمه الدكتور راينود ستول، من معهد التحاليل الجنائية الهولندي، من مساهمات في تدقيق الجداول والبرامجيات الحاسوبية.

* أُدخلت تغييرات على الفصل الأول (المقدّمة) لجعله ملائماً للاستخدام الدولي. واستُعيض عن التمهيد الذي أعدّته الشبكة الأوروبية بعبارات الشكر والتقدير الواردة أعلاه. ودُقِّقت الجداول والبرامجية الحاسوبية وأُدخل عليها ما يلزم من تصحيحات. وأُدرجت في تلك البرامجية تطبيقة لتقدير أعداد الأقراص. أما بقية المبادئ التوجيهية فقد ظلّت دون تغيير يُذكر. ومنعاً للبس، فقد احتُفظ في النص العربي بالمعادلات الرياضية كما وردت في النص الإنكليزي، أي أنها تُقرأ من اليسار إلى اليمين.

قائمة المساهمين

سيرجيو سكيافوني (Sergio Schiavone)
(رئيس الفريق الفرعي المختص بالمعاينة، التابع للفريق العامل المعني بالمخدّرات التابع للشبكة الأوروبية لمعاهد علوم التحاليل الجنائية)
Via Aurelia 511, 00165 Roma, Italia
Phone 0039-06-66394656,
Fax 0039-06-66394748,
E-mail: s.schiavone@tin.it

مارتين بيران (Martine Persin)
Institut de Recherche Criminelle de la Gendarmerie Nationale,
Department Toxicologie
1, Boulevard Theophile Sueur, F-93111, Rosny Sous Bois Cedex, France
Phone 0033-1-49355079,
Fax 0033-1-49355027,
E-mail: tox.ircgn@gendarmerie.defense.gouv.fr

هيو كويل (Huoh Coyle)
(المختص أيضاً بالتطوير الكلي للنظم)
Forensic Science Laboratory
Department of Justice, Equality and Law Reform, Garda Headquarters,
Phoenix Park, Dublin 8, Ireland
E-mail: HJCoyle@fsl.gov.ie

هينك هويزر (Henk Huizer)
Netherlands Forensic Institute
Volmerlaan 17, 2288 GD Rijswijk, Netherlands (till Oct 15th, 2004)
E-mail: h.huizer@nfi.minjus.nl

أنابيل بولك (Annabel Bolck)
Netherlands Forensic Institute
Volmerlaan 17, 2288 GD Rijswijk, Netherlands (till Oct 15th, 2004)
E-mail: a.bolck@nfi.minjus.nl

برونو كاردينيتي (Bruno Cardinetti)
Raggruppamento Carabinieri Investigazioni Scientifiche,
Reparto di Roma, Sezione di Balistica
Via Aurelia 511, 00165 Roma, Italia
Phone 0039-06-66394668,
Fax 0039-06-66394748,
E-mail: card.bruno@italymail.com

المحتويات

الصفحة

١- مقدّمة ١

٢- التعاريف ٣

٣- أساليب المعاينة التمثيلية ٧

٤- المعاينة العشوائية ٩

٥- طرائق المعاينة الإحصائية ١١

٦- الاعتبارات والتوصيات ٢٧

٧- تقدير الوزن وأعداد الأقراص ٣٣

المراجع ٣٧

المرفقات

الأول- التعليمات المتعلقة بالبرامجية الحاسوبية ٣٩

الثاني- المعاينة على الصعيد الوطني/الإقليمي/المختبري ٤٣

المختصرات

الشبكة الأوروبية	الشبكة الأوروبية لمعاهد علوم التحاليل الجنائية
اليوندسيب	برنامج الأمم المتحدة للمراقبة الدولية للمخدّرات (منظمة سالفة لمكتب الأمم المتحدة المعني بالمخدّرات والجريمة)
مكتب المخدّرات والجريمة	مكتب الأمم المتحدة المعني بالمخدّرات والجريمة

١- مقدّمة

تقدّم هذه المبادئ التوجيهية عرضاً لعدد من طرائق المعاينة، ابتداءً من الطرائق العشوائية إلى الطرائق ذات الخلفية الإحصائية. وهي تركّز على المعاينة في حالات توافر أعداد كبيرة من مادة متجانسة نسبياً. وهي لا تتناول ما يُسمَّى بالمعاينة التكتيكية، التي يمكن استخدامها لعمليات التفتيش المنزلي أو في التحقيقات الخاصة بالمختبرات السرّية. فهذه الحالات تتّسم باختلاف المواد المعاينة، ذات المقادير المختلفة أحياناً، و/أو باختلاف العبوات و/أو باختلاف الأشخاص المشتبه فيهم أحياناً؛ وتعتبر هذه الحالات شديدة الخصوصية وشديدة التوقّف على الظروف المحيطة (من النواحي القانونية أيضاً) بحيث يصبح أي مبدأ توجيهي قاصراً في كثير من الأحيان. ومن ثم، تتضمّن هذه المبادئ التوجيهية عدداً من استراتيجيات المعاينة للحالات التي تتوافر فيها أعداد كبيرة من وَحدات مادة متجانسة نسبياً. غير أنه لا يتضح تلقائياً من توصيفات طرائق المعاينة ما هي الاستراتيجية التي يجدر تفضيلها (أو الاستراتيجية المثلى). وهذا يُعزى في المقام الأول إلى أنه تعذّر تحديد أي استراتيجية للمعاينة إذا لم تُحدَّد المتطلّبات. وهذا هو السبب الرئيسي الذي دفعنا إلى الامتناع عن تقديم مشورة على الصعيد المحلي أو الإقليمي أو الوطني.

ففي مبادئ توجيهية كهذه يراد لها أن تُطبَّق على نطاق واسع، لا يمكن أن تكون المشورة دقيقة التوجيه مثلما يمكن أن تكون عليه في اتفاق خاص بين أجهزة النيابة العامة والشرطة وإدارات شؤون الكيميائيين والمختبرات.

ومع ذلك، فإن الفصل ٦ والمرفق الثاني يناقشان بعض جوانب المعاينة الخاصة بالحالات الدولية. وتُعرض فيهما مزايا وعيوب مختلف الطرائق، من حيث صلتها بممارسات المعاينة أيضاً. ويبدو أن اتّباع نهج بايزي هو أمر معقول في كثير من الأحوال، ولكن تَعقُّد هذا النهج قد يكون عائقاً كبيراً، خصوصاً للمحاكم. ومن حسن الحظ أن النهج فوق الهندسي والنهج البايزي يُظهران فيما يبدو نفس النتائج تقريباً في حالات عدم استخدام الاحتمال المسبق.

وبما أنه كثيراً ما تقوم بالمعاينة أجهزة الشرطة والجمارك، فإن هذه المبادئ التوجيهية تتحاشى تقديم مشورة حيثما يتوجّب حساب عدد العيّنات لكل حالة على حدة؛ فهذا من شأنه أن يثير بلبلةً وأن يزعج موظفي أجهزة إنفاذ القانون إذ يفرض عليهم استخدام حواسيب أو قوائم ذات جداول بايزية أو فوق هندسية. ومن ثم، فإن المشورة النهائية

بشأن المعاينة تكتفي بذكر عدد العيّنات التي يتعيّن أخذها (كحدّ أدنى) (٥ أو ٨ أو ١١، تبعاً للظروف). ويمكن لمختبر التحاليل الجنائية عندئذ أن يجري التقييم النهائي وحساب الاحتمالات، إذا اقتضت الضرورة ذلك.

وتستهدف هذه المبادئ التوجيهية مساعدة مختبرات تحليل المخدّرات على اختيار استراتيجيتها (أو استراتيجياتها) الخاصة بالمعاينة وأفضل الممارسات الخاصة بعملها.

٢- التعاريف

١- المضبوطات

هي كل كمية الأشياء المضبوطة. وهذه يمكن أن تضمّ مجتمعاً واحداً أو عدّة مجتمعات.

٢- المجتمع

هو مجموعة الأشياء موضع البحث. وقد يكون المجتمع حقيقياً أو افتراضياً، محدَّداً أو غير محدَّد، متجانساً أو غير متجانس. ولأغراض هذا الكتيب، سوف يشير تعبير "المجتمع" إلى مجتمع حقيقي محدَّد متجانس، ما لم يُذكر خلاف ذلك تحديداً.

٣- العبوة

هي الحاوية لوَحْدة واحدة أو لعدّة وَحدات أو لعدد من العبوات الفرعية.

٤- الوَحدة

هي عنصر منفرد واحد في مجتمع (مثل قرص واحد أو عبوة واحدة تحتوي على مسحوق).

٥- العيّنة

هي وَحْدة أو عدّة وَحدات مختارة من مجتمع.

٦- الوسط

هو القيمة المتوسطة لمجموعة من القياسات. والوسط يمكن أن يشير إلى:

(أ) الوسط الحسابي لمجتمع. وهذا هو الوسط الحقيقي الذي يُحسب من المجتمع كلّه. ويُرمز إليه بـ μ. أو

(ب) الوسط الحسابي *لعيّنة*. وهذا هو قيمة مقدَّرة لـ μ تُحسب من عَيّنة للمجتمع. ويُرمز إليه بـ $\bar{X}$.

وسوف يشير تعبير "الوسط"، ما لم يُذكر خلاف ذلك، إلى الوسط الحسابي لعَيّنة حسبما وُصف في التعريف ٦ *(ب)* أعلاه.

٧- الانحراف المعياري

هو مقياس للتباين في قيم مجموعة القياسات. والانحراف المعياري يمكن أن يشير إلى:

(أ) الانحراف المعياري لمجتمع. وهذا هو الانحراف المعياري الحقيقي الذي يُحسب من المجتمع كلّه. ويُرمز إليه بـ σ. أو

(ب) الانحراف المعياري *لعيّنة*. وهذا هو قيمة مقدَّرة لـ σ تُحسب من عَيّنة للمجتمع. ويُرمز إليه بـ s.

وسوف يشير تعبير "الانحراف المعياري"، ما لم يُذكر خلاف ذلك، إلى الانحراف المعياري لعَيّنة حسبما وُصف في التعريف ٧ *(ب)* أعلاه.

الرموز

الاحتمال	$P =$
حجم المجتمع	$N =$
عدد الوحدات الإيجابية في المجتمع	$N_1 =$
حجم العيّنة	$n =$
عدد الوحدات الإيجابية في العيّنة	$X =$
قيمة عدد الوحدات الإيجابية في العيّنة	$x =$
قيمة عدد الوحدات السلبية في العيّنة	$r = n - x =$
نسبة الوحدات الإيجابية في المجتمع	$\theta = \frac{N_1}{N} =$
العدد العتبي للوحدات الإيجابية المضمونة في المجتمع	$K =$

نسبة الوحدات الإيجابية المضمونة في المجتمع	$k = K/N =$
الرقم القياسي العتبي لتقييم الوثوق	$\alpha =$
درجة الوثوق	$(1 - \alpha)100\% =$
المَعْلم الأول لدالة بيتا	$a =$
المَعْلم الثاني لدالة بيتا	$b =$
عدد الوحدات الإيجابية في الجزء غير المفحوص	$Y =$
الوسط الحسابي في المجتمع	$\mu =$
الوسط الحسابي في العيّنة	$\bar{X} =$
الانحراف المعياري في المجتمع	$\sigma =$
الانحراف المعياري في العيّنة	$s =$
الوزن الكلي في العيّنة	$w =$
الوزن المقدّر الكلي في المجتمع	$W =$
عامل التصحيح في تقدير الاحتمال	$P_{corr} =$
عامل التصحيح في تقدير الوزن	$Q_{corr} =$

٣- أساليب المعاينة التمثيلية

يمكن إجراء عملية المعاينة التمثيلية على مجتمع يضمّ وحدات ذات سمات خارجية متشابهة بدرجة كافية (مثل الحجم أو اللون). والبتّ بشأن كيفية إجراء هذه العملية يُترك لتقدير الفاحص. ومن المهم جداً إيراد مثال يبيّن المقصود بالسمات الخارجية المتشابهة. فلدى النظر في مجموعة جرعات هيروين شارعية، معبّأة في عبوات متشابهة، يمكن لنا أن نطبّق على هذا المجتمع قاعدة معاينة. فإذا كانت هناك ١٠٠ جرعة شارعية ذات مجموعات متباينة من السمات الخارجية وَجَب تقسيم هذه الجرعات إلى عدد من المجموعات يعادل عدد التباينات. وسوف تُعتبَر كل مجموعة منها مجتمعاً كاملاً، يُعايَن بصورة منفردة. وفي بعض الحالات النادرة، تبدو السمات الخارجية متطابقة ولكن لدى فتح الوحدات (أي معاينتها) قد تظهر فوارق هائلة في مظهر المسحوق بين تلك الوحدات. وفي هذه الحالة، ينبغي إيقاف العملية وفقاً للمعايير المذكورة أعلاه. ويحدث هذا عادة عند تجاهل السمات الخارجية للعبوات.

والسبيل النظري لاختيار عيّنة ممثِّلة غير متحيِّزة وعشوائية حقاً من أيّ مجتمع هو إعطاء رقم منفرد لكل عنصر في المجتمع، ثم استخدام مُولّد أرقام عشوائي لتحديد العنصر المراد اختياره. وهذا أمر متعذّر في الممارسة العملية، خصوصاً في حالة المجتمعات الكبيرة التي تحتوي على آلاف عديدة من الوحدات.

ومن الضروري جداً عند تحضير العيّنات مراعاة مبدأين هما:

- أن تكون خواص العيّنة مجسِّدة حقاً لخواص المجتمع الذي أُخذت منه؛
- أن تكون لكل وحدات المجتمع فرص اختيار متساوية.

والتقيّد بهذين المبدأين هو في الواقع أصعب مما يبدو عليه في بادئ الأمر. وحسبما ذُكر آنفاً، يُترك أمر البتّ في اختيار العيّنات لتقدير الفاحص، لأنه عندما يكون حجم المجتمع كبيراً يتعذّر ترقيم كل الوحدات واستخدام بروتوكول يستند إلى اختيار الأرقام عشوائياً. ومن ثم، فعند الأخذ بخيار ذاتي الطابع يحدث أحياناً أن ينحو الخبير إلى اختيار وحدات مضبوطة متشابهة، بدلاً من إجراء معاينة عشوائية حقيقية.

والحل العملي للمعاينة العشوائية سهل جداً: فبعد ملاحظة تطابُق السمات الخارجية، يمكن وضع جميع الوحدات في "صندوق أسود" (كيس بلاستيكي أو ما شابه ذلك) ثم يمكن اختيار عيّنة منها عشوائياً. ويمكن استخدام هذا النوع من الحلول في حالات

عملية مثل ضبط ألف جرعة شارعية من الهيروين في عبوات خارجية متشابهة أو ألف قرص. وفي هذه الحالة، يمكن استخدام طريقة "الصندوق الأسود" هذه لإزالة أي تحيّز قد يُحدِثه الشخص الذي يختار العيّنات. وعندما نشير إلى طريقة "صندوق أسود" فإنما نعني أيَ طريقة تحول دون تعمُّد المعاين اختيار عنصر معيّن من المجتمع. وهذه الطرائق لم تُتمَّط بعد، ويمكننا الرجوع إلى المثال المذكور أعلاه.

٤- المعاينة العشوائية

ترد فيما يلي طرائق معاينة عشوائية مختلفة. وهي تُستخدَم كثيراً في الممارسة العملية وتعمل على نحو جيد في كثير من الحالات. ولكن ليس لها أساس إحصائي وقد تفضي إلى عيّنة كبيرة جداً عندما تكون المضبوطات كبيرة. ولا تُورد هنا جميع طرائق المعاينة الموجودة؛ إذ إن المختبرات تستخدم تنويعات لهذه الطرائق.

١- جميع الوحدات $(n = N)$

المزية (المزايا): تيقُّن تام بشأن تركيبة المجتمع.

العيب (العيوب): حجم مفرط للعيّنة في حالة المجتمعات الكبيرة.

٢- $n = 0.05N$، $n = 0.1N$، إلخ

المزية (المزايا): نهج بسيط

العيب (العيوب): حجم مفرط للعيّنة في حالة المجتمعات الكبيرة.

٣- $n = \sqrt{N}$، $n = 0.5\sqrt{N}$، $n = \sqrt{\frac{N}{2}}$، إلخ

المزية (المزايا): نهج يحظى بقبول واسع.

العيب (العيوب): قد يكون عدد العيّنات متدنّياً جداً عندما يكون المجتمع صغيراً. حجم مفرط للعيّنة في حالة المجتمعات الكبيرة.

٤- $n = 20 + 10\%(N - 20)$ (حيث $N > 20$)

المزية (المزايا): يرجَّح أن تُكتشف المجتمعات غير المتجانسة قبل إتمام التحليل.

العيب (العيوب): حجم مفرط للعيّنة في حالة المجتمعات الكبيرة.

٥- في حال $N < x$ يكون $n = N$

$x \le N \le y$ يكون $n = z$

$N > y$ يكون $n = \sqrt{N}$

(حيث x وy وz هي أرقام عشوائية؛ و $x < y$ و $x \le z < y$)

المزية (المزايا): طريقة أوصي بها اليوندسيب
$(x=10,\ y=100,\ z=10)$.

العيب (العيوب): حجم مفرط للعيّنة في حالة المجتمعات الكبيرة.

٦- $n=1$

المزية (المزايا): حجم العمل متدنٍ جداً.

العيب (العيوب): أقل قدر من المعلومات عن سمات المضبوطات.

٥- طرائق المعاينة الإحصائية

١- مقدّمة

توفّر الطرائق التي تُناقش في هذا الفصل سبلاً ذات أسس إحصائية لتحديد حجم العيّنة. والطريقتان الأوليان تتعلقان باتّباع نهج تواتري، أما الطريقة الثالثة فتقدّم وصفاً لنهج بايزي.

والافتراض الذي يقوم عليه النهج التواتري هو أنّ هناك جزءاً محدّداً من المضبوطات يحتوي على مخدّرات ولكنّ نسبةَ ذلك الجزء غير معروفة. ونسبة المخدّرات الموجودة في العيّنة (أي الوحدات المعايَنة) يمكن أن تساعد على تقدير نسبة ذلك الجزء من المضبوطات. بيد أنّ نسبة المخدّرات في العيّنة سوف تتفاوت في العيّنات المختلفة. ومن ثم، فإنّ الطرائق التواترية توفّر قدراً من الوثوق، $100\%(1-\alpha)$ (يساوي مثلاً ٩٥٪ إذا اختيرت لـ α قيمة قدرها ٠,٠٥)، بحيث لا تقلّ نسبة ذلك الجزء من المضبوطات عن $k100\%$ فيما يخصّ نسبة معيّنة من العيّنات (٩٠٪ مثلاً إذا اختيرت k على أنها تساوي ٠,٩). وبعبارة أخرى، يكون المرء مصيباً بشأن احتواء المضبوطات على ٩٠٪ من المخدّرات في ٩٥ من كل ١٠٠ حالة.

أما الافتراض الذي يقوم عليه النهج البايزي فهو أنّ نسبة العيّنات معروفة ومحدّدة. وتُستخدم هذه النسبة في حساب الاحتمالات المتعلقة بقيم معيّنة لنسبة المخدّرات في المضبوطات غير المعروفة التي لا يزال يُفترض في ذلك الوقت أنها متغيّرة. وباتّباع هذا النهج، يمكن للمرء أن يجسّد ما قد يكون لديه من معرفة عن المضبوطات. ونسبة المخدّرات في المضبوطات ليست معروفة ولكن كثيراً ما تكون هناك فكرة ما عن هذه النسبة. فعلى سبيل المثال، إذا كانت جميع النبتات في مشتل للقنّب تبدو متشابهة فيرجّح أن تكون كلّها نبتات قنّب. ويمكن أيضاً ألاّ تكون هناك أيّ فكرة عن مقدار ونوع المخدّرات الموجودة في المضبوطات. وهذه الأشكال المتباينة من المعلومات المسبقة تفضي إلى نماذج رياضية مختلفة لتقدير حجم العيّنة المرغوب في النهج البايزي.

التوزيع فوق الهندسي

الجانب التطبيقي

يمكن حساب احتمال احتواء عيّنة حجمها n على عدد قدره X من الوحدات الإيجابية (أي محتوية على مخدّرات غير مشروعة)، بافتراض أنّ المجتمع الذي حجمه N يحتوي على عدد قدره N_1 من الوحدات الإيجابية، على النحو التالي:

$$P(X=x \mid N_1, N, n) = \frac{\binom{N_1}{x}\binom{N-N_1}{n-x}}{\binom{N}{n}}$$

وهذا هو التوزيع فوق الهندسي. والطريقة التواترية الأولى (والأكثر شيوعاً) تستند إلى هذا التوزيع.

ولدى معاينة وحدات المخدّرات، يكون عدد الوحدات الإيجابية، N_1، والوحدات السلبية $N - N_1$، مجهولين. ولتحديد هذين العددين على وجه الدقة، يتعيّن تحليل كامل المضبوطات. وإذا كان مسموحاً بقدر من التشكّك، يمكن استخدام طريقة التوزيع فوق الهندسي لحساب حجم عيّنة قدره n من الوحدات التي يتعيّن تحليلها بحيث يكون عدد الوحدات الإيجابية مساوياً K (= kN) بدرجة وُثوق قدرها $100\%(1-\alpha)$. وعلى سبيل المثال، تُحسب قيمة n بحيث تحتوي الأقراص، بدرجة وُثوق قدرها ٩٥٪، على ٩٠٪ على الأقل من المخدّرات غير المشروعة. ويتوقّف هذان الاختياران للرقمين على المبادئ التوجيهية المختبرية والتكاليف والمتطلّبات القانونية وما إلى ذلك.

وإذا جرى اختيار الرقمين α وk ووُضع افتراض بشأن عدد الوحدات الإيجابية التي يتوقّع وجودها في العيّنة (عادة ما يكون x)، فيمكن حساب حجم العيّنة n باستخدام الصيغة الواردة أعلاه. ويُفترض مثلاً لحساب الاحتمال التراكمي أن $P(X \geq x) = (1-\alpha)$ وأن $N_1 = K$. وترد في الجدول ١ أحجام العيّنة المطلوبة في حالة بعض الاختيارات المعتادة للرقمين α وk ولأحجام مجتمعات مختلفة، إذا كان يُعتقد أنّ جميع الوحدات المعاينة هي وحدات إيجابية. أما الجدول ٢ فيقدّم المعلومات ذاتها إذا ما كان يُتوقّع أن تكون واحدة أو اثنتان من الوحدات سلبية (أي لا تحتوي على مخدّرات). ويمكن حساب أحجام العيّنات أيضاً بواسطة ماكرو في برامجية حاسوبية مثل Excel®، حسبما هي متاحة في موقع الشبكة الأوروبية (www.enfsi.eu، تحت عنوان Documents/Publications).

الجدول ١- التوزيع فوق الهندسي

حجم المجتمع N	درجة وُثوق ٩٥٪			درجة وُثوق ٩٩٪		
	k=0.5	k=0.7	k=0.9	k=0.5	k=0.7	k=0.9
١٠	٣	٥	٨	٤	٦	٩
٢٠	٤	٦	١٢	٥	٩	١٥
٣٠	٤	٧	١٥	٦	١٠	٢٠
٤٠	٤	٧	١٨	٦	١٠	٢٣
٥٠	٤	٨	١٩	٦	١١	٢٦
٦٠	٤	٨	٢٠	٦	١١	٢٨
٧٠	٥	٨	٢١	٧	١٢	٣٠
٨٠	٥	٨	٢٢	٧	١٢	٣١
٩٠	٥	٨	٢٣	٧	١٢	٣٢
١٠٠	٥	٨	٢٣	٧	١٢	٣٣
٢٠٠	٥	٩	٢٦	٧	١٣	٣٨

حجم المجتمع N	درجة وُثوق ٩٥٪			درجة وُثوق ٩٩٪		
	k=0.5	k=0.7	k=0.9	k=0.5	k=0.7	k=0.9
٣٠٠	٥	٩	٢٧	٧	١٣	٤٠
٤٠٠	٥	٩	٢٧	٧	١٣	٤١
٥٠٠	٥	٩	٢٨	٧	١٣	٤١
٦٠٠	٥	٩	٢٨	٧	١٣	٤٢
٧٠٠	٥	٩	٢٨	٧	١٣	٤٢
٨٠٠	٥	٩	٢٨	٧	١٣	٤٢
٩٠٠	٥	٩	٢٨	٧	١٣	٤٣
١ ٠٠٠	٥	٩	٢٨	٧	١٣	٤٣
٥ ٠٠٠	٥	٩	٢٩	٧	١٣	٤٤
١٠ ٠٠٠	٥	٩	٢٩	٧	١٣	٤٤

ملحوظة: حجم العيّنة اللازم لضمان احتواء المضبوطات، بدرجة وُثوق قدرها ٩٥٪ أو٩٩٪، على مخدّرات بنسبة لا تقلّ عن k، إذا كان يتوقّع احتواء جميع الوحدات المعاينة على مخدّرات.

المثال ١

لنفترض أنّ هناك مجتمعاً يحتوي على ١٠٠ عبوة. ولكي نضمن، بدرجة وُثوق قدرها ٩٥٪ أنّ ٩٠٪ على الأقل من العبوات تحتوي على مخدّرات غير مشروعة، يتعيّن أخذ عيّنة قدرها ٢٣ عبوة وأن تحتوي جميع هذه العبوات على مخدّرات غير مشروعة (انظر الجدول ١).

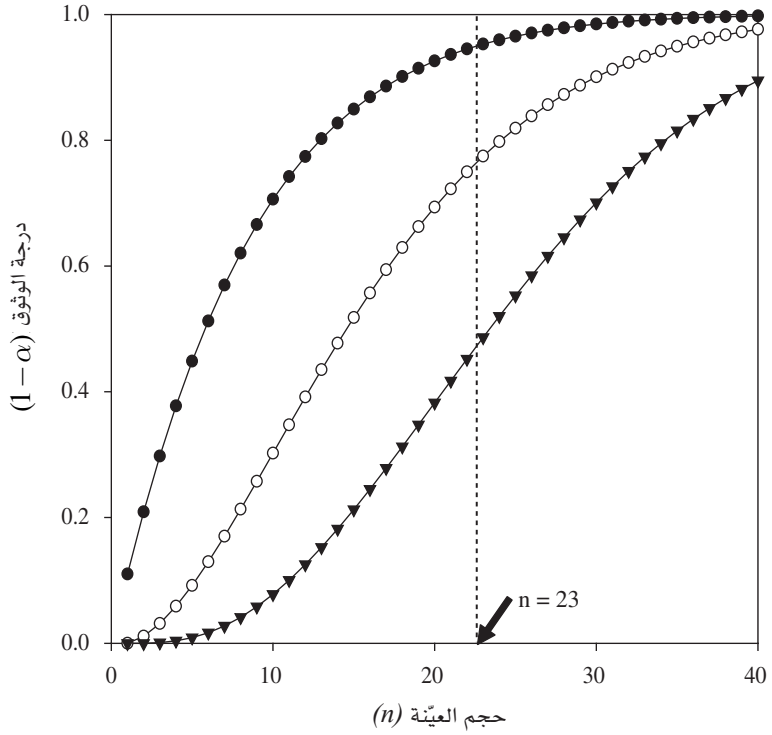
وكثيراً ما يُفترض أنّ جميع الوحدات المعاينة تحتوي على مخدّرات. ويمكن افتراض ذلك لأنّ هذا هو نتاج سنوات عديدة من التجربة في هذا الميدان، أو بمجرّد إدراك أنه لا معنى لمزج المخدَّرات بمواد أخرى غير مخدّرة، ربما باستثناء طبقة سطحية من مادة مموِّهة. غير أنه يحتمل في بعض الأحيان ألاّ تحتوي واحدة أو أكثر من وحدات العيّنة على مخدّرات. وفي تلك الحالة، تتدنّى درجة الوُثوق المضمونة أو النسبة الدنيا لمحتوى المخدّرات في وحدات المجتمع. ويبيّن الشكل الأول، الذي يخصّ عيّنة حجمها ٢٣ وحدةً، أنّ درجة الوثوق اللازمة لضمان نسبة مخدّرات لا تقلّ عن ٩٠٪ تهبط من ٩٥٪ إلى نحو ٧٧٪ إذا كان عدد الوحدات المعاينة غير المحتوية على مخدّرات يساوي ١ بدلاً من صفر (N=100). وبديلاً لذلك، وربما كان هذا هو الأجدى لعرضه أمام المحكمة، يمكن إبقاء الاحتمال عند ٩٥٪ ثم حساب النسبة الدنيا لمحتوى المخدّرات في المجتمع. ويبيّن الشكل الثاني أنّ النسبة المضمونة بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪، تهبط من ٩٠٪ إلى ٨٤٪ (في حالة عيّنة حجمها ٢٣ وَحدة، مع وجود وَحدة سلبية واحدة بدلاً من صفر في مجتمع حجمه ١٠٠ وحدة (N=100)). ويبيّن الجدول ٢ أنه يلزم أخذ عيّنة حجمها ٣٦ وحدةً حتى يُضْمَنَ، بدرجة وُثوق قدرها ٩٥٪، احتواء ٩٠٪ على الأقل من وحدات المجتمع على مخدّرات، إذا كان يُفترض مسبقاً وجود وَحدة سلبية واحدة في العيّنة.

الجدول ٢- التوزيع فوق الهندسي

حجم المجتمع N	درجة وُثوق ٩٥٪						درجة وُثوق ٩٩٪					
	k=0.5		k=0.7		k=0.9		k=0.5		k=0.7		k=0.9	
	سلبية واحدة	سلبيتان	سلبية واحدة	سلبيتان	سلبية واحدة	سلبيتان	سلبية واحدة	سلبيتان	سلبية واحدة	سلبيتان	سلبية واحدة	سلبيتان
١٠	٥	٧	٧	٩	١٠	–	٦	٧	٨	٩	١٠	–
٢٠	٦	٨	١٠	١٣	١٧	٢٠	٨	١٠	١٢	١٤	١٩	٢٠
٣٠	٧	٩	١١	١٤	٢٢	٢٧	٨	١١	١٤	١٧	٢٥	٢٩
٤٠	٧	٩	١٢	١٥	٢٦	٣٢	٩	١١	١٥	١٨	٣٠	٣٥
٥٠	٧	١٠	١٢	١٦	٢٩	٣٦	٩	١٢	١٦	٢٠	٣٤	٤١
٦٠	٧	١٠	١٢	١٦	٣١	٣٩	٩	١٢	١٦	٢٠	٣٨	٤٥
٧٠	٧	١٠	١٣	١٧	٣٢	٤١	١٠	١٢	١٧	٢١	٤٠	٤٨
٨٠	٧	١٠	١٣	١٧	٣٤	٤٣	١٠	١٢	١٧	٢١	٤٢	٥١
٩٠	٧	١٠	١٣	١٧	٣٥	٤٥	١٠	١٣	١٧	٢١	٤٤	٥٤
١٠٠	٧	١٠	١٣	١٧	٣٦	٤٦	١٠	١٣	١٧	٢٢	٤٦	٥٦
٢٠٠	٨	١٠	١٤	١٨	٤٠	٥٣	١٠	١٣	١٨	٢٤	٥٤	٦٧
٣٠٠	٨	١٠	١٤	١٩	٤٢	٥٥	١٠	١٣	١٩	٢٤	٥٧	٧١
٤٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٣	٥٧	١٠	١٣	١٩	٢٤	٥٨	٧٤
٥٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٤	٥٨	١٠	١٤	١٩	٢٤	٥٩	٧٥
٦٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٤	٥٨	١٠	١٤	١٩	٢٥	٦٠	٧٦
٧٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٤	٥٩	١١	١٤	١٩	٢٥	٦١	٧٧
٨٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٤	٥٩	١١	١٤	١٩	٢٥	٦١	٧٧
٩٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٥	٥٩	١١	١٤	١٩	٢٥	٦١	٧٨
١ ٠٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٥	٥٩	١١	١٤	١٩	٢٥	٦٢	٧٨
٥ ٠٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٦	٦١	١١	١٤	٢٠	٢٥	٦٤	٨١
١٠ ٠٠٠	٨	١١	١٤	١٩	٤٦	٦١	١١	١٤	٢٠	٢٥	٦٤	٨١

ملحوظة: حجم العيّنة اللازم لضمان احتواء المضبوطات، بدرجة وُثوق قدرها ٩٥٪ أو ٩٩٪، على نسبة من المخدّرات لا تقلّ عن k، إذا كان يتوقّع أن يكون عدد الوحدات المعاينة غير المحتوية على مخدّرات هو ١ أو ٢ (عدد الوحدات السلبية ١ أو ٢).

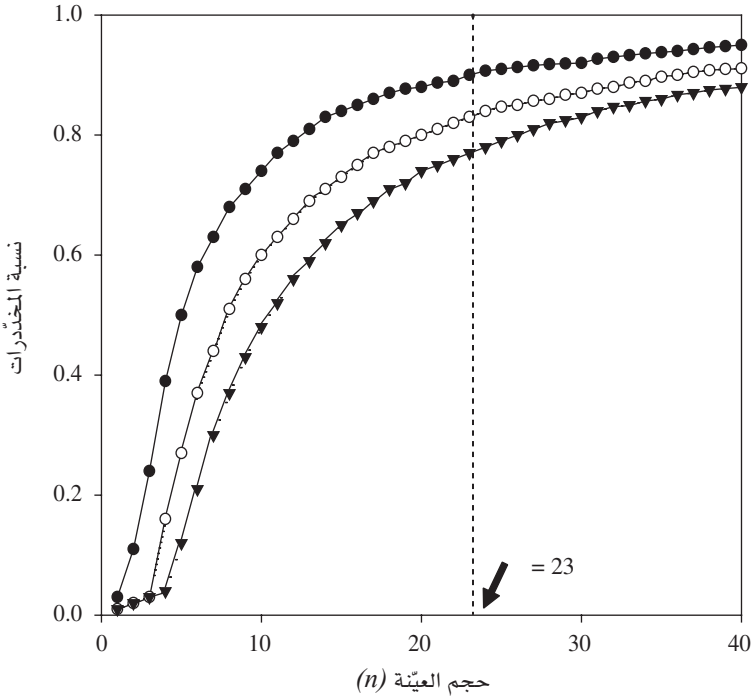
الشكل الأول- درجة الوثوق تبعاً لحجم العيّنة



درجة الوثوق تبعاً لحجم العيّنة ($N = 100$؛ $k = 0.9$) في حالات توقّع عدد وحدات سلبية قدره صفر (الخط-●-) و١ (الخط-○-) و٢ (الخط-▼-).

وليس من الصواب إحصائياً معاينة ١٣ وحدة أخرى فوق الوحدات الـ٢٣ إذا تَبيَّن من التحليل أنّ إحدى هذه الوحدات الـ٢٣ لا تحتوي على مخدّرات. وينبغي قبل المعاينة أن يُبتّ بشأن عدد الوحدات السلبية المتوقّع وجوده في العيّنة. فإذا ما تَبيَّن بعد ذلك وجود وحدة سلبية واحدة أو أكثر بين الوحدات المعاينة فسوف تكون لهذا عواقب تتعلق بدرجة الوثوق و/أو النسبة المضمونة. وهذه الخاصية تجعل المعاينة بطريقة التوزيع فوق الهندسي (وغيرها من الطرائق التواترية) عسيرة الفهم حَدْسِياً.

الشكل الثاني- درجة الوثوق تبعا لحجم العيّنة



درجة الوثوق تبعاً لحجم العيّنة ($N = 100$؛ $k = 0.95$) في حالات توقّع عدد وحدات سلبية قدره صفر (الخط-●-) و١ (الخط-○-) و٢ (الخط-▼-).

المثال ٢

إذا كان يكفي ضمان وجود المخدّرات في الجزء الغالب (> ٥٠٪) من العيّنة (المكوّنة من ١٠٠ وحدة) بدرجة وثوق عالية (٩٥٪ مثلاً) فلن يلزم سوى عيّنة مكوّنة من خمس وحدات، شريطة ألاّ يُعثر على أي وحدة سلبية (انظر الجدول ١).

الجانب النظري

هذا الباب هو لأولئك الذين يريدون معلومات خلفية عن طريقة التوزيع فوق الهندسي وحساب القيم الواردة في الجداول.

تَفترض طريقة التوزيع فوق الهندسي، ومن ثم الجانب النظري الوارد أدناه، أنّ العيّنات تؤخذ دون إحلال. ويُحسب حجم العيّنة التي يتعيّن أخذها من مجتمع حجمه N باختبار الفرضية الصَّفْرية، ومفادها أنّ عدد الوحدات الإيجابية في المجتمع يقلّ عن K، في مقابل الفرضية البديلة التي مفادها أنّ عدد الوحدات الإيجابية لا يقلّ عن K.

$$H_0 : N_1 < K \quad \text{و} \quad H_1 : N_1 \geq K$$

ولكي يتسنّى ملاحقة الأشخاص قضائياً عن جميع الوحدات المضبوطة، يستحسن أن تكون $N_1 \geq K$. ويتعيّن العثور على أدلة لرفض الفرضية الصفرية. ولكن لا يُسمح بارتكاب أخطاء كبيرة. وهذا يعني أنّ احتمال رفض الفرضية الصفرية، رغم كونه حقيقياً، ينبغي أن يكون صغيراً، وليكن $\alpha 100\%$ مثلاً. وهذا يوفّر درجة وثوق قدرها $(1-\alpha)100\%$. وتُختبَر صحة الفرضيات بعدد الوحدات الإيجابية في العيّنة، X، باعتبارها الرقم الإحصائي الذي يحسم الاختبار. وتُرفض الفرضية الصفرية عندما تكون X أكبر من رقم معيّن. وإذا أُخذ هذا الرقم على أنه عدد الوحدات الإيجابية المتوقّع وجودها في العيّنة، x، فينبغي اختيار n بحيث يكون

$$P(X \geq x \mid N_1 < K) \leq \alpha$$

وبعبارة أخرى، ينبغي اختيار حجم العيّنة n بحيث يكون احتمال أن يكون عدد الوحدات الإيجابية في العيّنة أكبر من x، في الفرضية الصفرية، أصغر من α. وهذا التوزيع فوق الهندسي يتناقص مع تناقص N_1، ومن ثم فإنّ جميع الاحتمالات التي يكون فيها $N_1 < K$ هي أصغر من الاحتمال الذي يكون فيه $N_1 < K - 1$. ومن ثم، يُختار n بحيث يكون

$$P(X \geq x \mid N_1 < K) = \sum_{i=x}^{n} \frac{\binom{K-1}{i}\binom{N-K+1}{n-i}}{\binom{N}{n}} \leq \alpha$$

وعندما يكون $x = n$ تُختزل هذه المعادلة إلى

$$\frac{\binom{K-1}{n}\binom{N-K+1}{0}}{\binom{N}{n}} \leq \alpha$$

وهذا يعني

$$P_0 = \frac{(K-1)!(N-n)!}{(K-n-1)!N!} = \frac{(K-1)(k-2)...(K-n)}{N(N-1)...(N-n+1)} \leq \alpha$$

وفي حال وجود "وحدة سلبية" واحدة في العيّنة، تُختزل هذه المتباينة إلى

$$P_0\left[1+\frac{n(N-K+1)}{(K-n)}\right] \leq \alpha$$

وفي حال وجود وحدتين "سلبيتين"، تُختزل المتباينة (المتراجحة) إلى

$$P_0\left[1+\frac{n(N-K+1)}{(K-n)}\left\{1+\frac{(n-1)(N-K)}{2(K-n+1)}\right\}\right]\leq\alpha$$ وهكذا دواليك.

ويُرجى ملاحظة أنّ الصيغ الواردة أعلاه تمثّل تبسيطاً ولا تصحّ في الحالة المتطرّفة التي تكون فيها $P_0 = 0$. فإذا كانت $P_0 = 0$، فلا ينبغي للاحتمالين المتعلقين بوجود وحدة سلبية واحدة ووحدتين سلبيتين أن يقتصرا على كونهما يساويان صفراً. والبرامجية الحاسوبية تأخذ هذا في الحسبان. وثمة توضيح أكثر تفصيلاً يرد في تقرير التحقّق، الذي هو متاح عند الطلب.

التوزيع الحَدَّاني

الجانب التطبيقي

هذه هي الطريقة الثانية التي يُستخدَم فيها نهج تواتري. ويَفترض التوزيع الحدّاني معاينةً تنطوي على إحلال. وهذا يعني أن تُعاد كل وحدة إلى موضعها بعد معاينتها وأن تُحلَّل قبل معاينة الوحدة التي تليها. وهذا لا يمارَس بالطبع في معاينة المخدّرات. بيد أنه في الحالات التي تكون فيها المضبوطات كبيرة جداً (٥٠ وحدة على الأقل، ويفضّل أن تكون أكبر من ذلك) وتكون العيّنة صغيرة نسبياً، يمكن تقريب التوزيع فوق الهندسي بطريقة التوزيع الحدّاني الأقل تعقّداً. وفي تلك الحالة، يكون احتمال احتواء عيّنة حجمها n على عدد قدره X من الوحدات الإيجابية (أي المحتوية على مخدّرات غير مشروعة)، بافتراض أنّ المجتمع الذي حجمه N يحتوي على نسبة قدرها $\theta = \frac{N_1}{N}$ من الوحدات الإيجابية، هو

$$P(X=x\,|\,\theta,n)=\binom{n}{x}\theta^x(1-\theta)^{n-x}$$

وعلى نحو مشابه، ومثلما هو الحال في التوزيع فوق الهندسي، يمكن استخدام التوزيع الحدّاني في حساب العيّنة n بحيث يمكن أن يُقال، بدرجة وثوق قدرها $(1-\alpha)100\%$، إنّ هناك على الأقل نسبة وحدات إيجابية لا تقلّ عن $k100\%$. والحسابات في طريقة التوزيع الحدّاني هي أسهل منها في طريقة التوزيع فوق الهندسي. ولكن ينبغي ألاّ يغيب عن الأذهان أنّ التوزيع الحدّاني هو مجرّد تقريب. فحجم العيّنة الذي يُقدَّر بواسطته سيكون مبالغاً فيه قليلاً. ولن تكون أحجام العيّنات المحسوبة بهاتين الطريقتين متساوية تماماً إلاّ عندما تكون المضبوطات كبيرة جداً (عدّة آلاف أحياناً).

أمّا في حال عدم توقّع أيّ وحدات سلبية فإنّ حجم العيّنة n، التي يمكن أن يُفترَض بدرجة وثوق قدرها $100\%(1-\alpha)$ أن فيه نسبة وحدات إيجابية لا تقلّ عن $k100\%$ يمكن حسابه بالقيمة الدنيا التي تُحقّق المتبانية

$$n \leq \frac{\log \alpha}{\log \theta}$$

بصرف النظر عن حجم المجتمع. وفي حال العثور على وحدات سلبية في العيّنة، وَجَب مواءمة النتائج على نحو مشابه لطريقة التوزيع فوق الهندسي. ومرة أخرى، يمكن لهذا الغرض استخدام الجداول أو البرامجية الحاسوبية الموجودة في موقع الشبكة الأوروبية على الويب (www.enfsi.eu).

المثال ١

تُضبط كمية كبيرة من المخدّرات. ويمكن لموظفي الشرطة المتمرّسين أن يروا أنّ هذه المضبوطات كلها من الهيروين. وحتى إذا كان نصف تلك المضبوطات من الهيروين فإنها تظلّ مضبوطات كبيرة. ومن ثم، يكفي أخذ عيّنة تضمن، بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪، أن ٥٠٪ على الأقل من المضبوطات هي مخدّرات. ويبيّن الجدول ٣ أنّ حجم العيّنة في تلك الحالة سيكون خمس وحدات، شريطة ألاّ يفترض وجود وحدات سلبية.

المثال ٢

لكي يُضمَن بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪ أنّ ٩٠٪ على الأقل من الأقراص تحتوي على مخدّرات، ينبغي أخذ عيّنة مؤلّفة من ٢٩ وحدة (في حال عدم افتراض وجود وحدات سلبية في العيّنة). فلنقارن هذا الرقم بنظيره في طريقة التوزيع فوق الهندسي عندما يتعيّن أخذ عيّنة من مجتمع حجم ١٠٠ وحدة. فحجم العيّنة في تلك الحالة هو ٢٣ وحدة فقط. ولا تتطابق النتائج من طريقة التوزيع الحدّاني مع تلك المتحصّلة من طريقة التوزيع فوق الهندسي، فيما يخصّ هاتين القيمتين لدرجة الوثوق $100\%(1-\alpha)$ ونسبة الوحدات الإيجابية K إلاّ إذا كان حجم المجتمع لا يقلّ عن ٦٠٠ ١ وحدة.

الجانب النظري

الجانب النظري لطريقة التوزيع الحدّاني مشابه للخلفية النظرية لطريقة التوزيع فوق الهندسي. والفرضيتان هما

$$H_0 : \theta < k$$
$$H_1 : \theta \geq k$$

الجدول ٣- التوزيع الحَدَّاني

حجم المجتمع N	درجة وُثوق ٩٥٪			درجة وُثوق ٩٩٪		
	k=0.5	k=0.7	k=0.9	k=0.5	k=0.7	k=0.9
لا وحدات سلبية	٥	٩	٢٩	٧	١٣	٤٤
وحدة سلبية واحدة	٨	١٤	٤٦	١١	٢٠	٦٤
وحدتان سلبيتان	١١	١٩	٦١	١٤	٢٥	٨١

ملحوظة: حجم العيّنة اللازم لضمان احتواء المضبوطات، بدرجة وُثوق قدرها ٩٥٪ أو ٩٩٪، على مخدّرات بنسبة لا تقلّ عن k، إذا كان يتوقّع احتواء جميع الوحدات المعاينة على مخدّرات. ولا يُستخدم هذا إلاّ في حال المضبوطات الكبيرة.

والمعادلة التي يلزم حلّها لحساب n هي

$$P(X \geq x \mid \theta < k) = \sum_{i=x}^{n} \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \leq \alpha$$

ومن ثم، فإذا كانت $x = n$ تكون المعادلة التي يلزم حلّها هي

$$\theta^n \leq \alpha$$

وهذا يعني إيجاد القيمة الدنيا التي تكون فيها

$$n \leq \frac{\log \alpha}{\log \theta}$$

والتوزيع الحدّاني هو تقريب للتوزيع فوق الهندسي. وقيمة n المتحصّل عليها بطريقة التوزيع الحدّاني ستكون دائماً إمّا مساوية للقيمة المتحصّل عليها بطريقة التوزيع فوق الهندسي وإمّا أكبر منها.

النهج البايزي

الجانب التطبيقي

يمكن في النهج البايزي (كما في النهج التواتري) إجراء تمييز بين المعاينة المنطوية على إحلال والمعاينة بدون إحلال. وهنا أيضا، فإنّ المعاينة المنطوية على إحلال هي أسهل من الأخرى ويمكن استخدامها كتقريب في الحالات التي يكون فيها حجم المجتمع ٥٠ وحدة على الأقل وحجم العيّنة صغيراً نسبياً. وهنا لا تمثّل المبالغة في التقدير مشكلة كبيرة مثلما في حالة التوزيع الحدّاني. وهذا ما يجعل المعاينة المنطوية على تقريب إحلال تُستخدم على نطاق أوسع بكثير في النهج البايزي.

وأتباع النهج البايزي يفترضون أنه على الرغم من أنّ نسبة المخدّرات في المجتمع غير معروفة، فقد تكون هناك فكرة عن مقدار هذه النسبة. وتُمثَّل هذه الأفكار بتوزيع للاحتمالات $p(\theta)$، وهو ما يُسمَّى بالتوزيع المسبق للنسب. وتفضي هذه المعرفة غير اليقينية، مقترنة بالمعلومات التي توفّرها العيّنة، إلى ما يُسمَّى بالتوزيع اللاحق للنسب، بناءً على نتائج العيّنة. وبهذا التوزيع اللاحق، يمكن حساب احتمال أن تكون نسبة المخدّرات تساوي k على الأقل (بناءً على نتائج العيّنة) على نحو مباشر دون استخدام اختبارات أو نطاقات وثوق. وهذا يُعزى إلى أنّ أتباع النهج البايزي يحسبون $P(\theta > k \mid x,n)$ مباشرة، بدلاً من حساب $P(X > x \mid \theta > k,n)$ مثلما يفعل أتباع النهج التواتري.

المضبوطات المحتوية على ٥٠ وحدة أو أكثر

إذا كان المجتمع كبير الحجم ($N \geq 50$) والعيّنة صغيرة نسبياً مقارنةً بحجم المجتمع، تكون دالة كثافة الاحتمال فيما يخصّ نسبة الوحدات الإيجابية θ، بافتراض أن عيّنة حجمها n تحتوي على x من الوحدات الإيجابية، كما يلي

$$f(\theta \mid x,n,a,b) = Be(x+a,n-x+b) = \frac{\theta^{x+a-1}(1-\theta)^{n-x+b-1}}{B(x+a,n-x+b)}$$

وهذا هو التوزيع البيتاوي باستخدام المَعْلَمين $x+a$ و$n-x+b$. ويتعيّن اختيار المَعْلَمين a وb مسبقاً بالاستناد إلى معرفة مسبقة أو افتراضات بشأن θ. وتُشكّل المعرفةُ المسبقة، إلى جانب المعلومات المتاحة عن المعطيات (حجم العيّنة n وعدد الوحدات الإيجابية فيها x) التوزيعَ اللاحقَ المعروضَ أعلاه. وBe هي التوزيع البيتاوي، وB هي الدالة البيتاوية. ولمزيد من التفاصيل، انظر باب الجانب النظري.

ويمكن حساب احتمال أن تكون نسبة المخدّرات في المجتمع أكبر من k بواسطة $P(\theta > k \mid x,n)$. ويمكن استخدام هذا الاحتمال لاختيار حجم العيّنة n بحيث يكون احتمال كون $\theta > k$ هو $(1-\alpha)100\%$. وعلى سبيل المثال، يمكننا اختيار n بحيث يكون احتمال أن تكون ٩٠٪ من الأقراص محتوية على ٩٠٪ على الأقل من المخدّرات المشروعة مساوياً ٩٥٪. وهذه الحسابات لا تتوقّف على حجم المجتمع. والحسابات الخاصة بالتوزيع البيتاوي من أجل إيجاد قيمة لـ n من هذا القبيل يمكن إجراؤها على أفضل نحو بالاستعانة بحاسوب. ويستند الجدول ٤ إلى حسابات حاسوبية باستخدام الماكرو المتاح في موقع الشبكة الأوروبية على الويب (www.enfsi.eu). وكما هو الحال في الطرائق التواترية، علينا أن نفترض مسبقاً ما سيكون عدد الوحدات الإيجابية في عَيِّنتنا، وأن نصحّح النتائج التي نتوصّل إليها إذا تبيّن بعد ذلك أن هذا الرقم غير صحيح. ومرة أخرى، لن يُتوقَّع في معظم الحالات وجود وحدات سلبية.

وإلى جانب عدد الوحدات الإيجابية المتوقَّع وجودها في العيّنة، يتعيّن اختيار توزيع مسبق. وعادة ما يكون هذا التوزيع توزيعاً بيتاوياً. ومن الاقتراحات المناسبة لذلك أن يكون المَعْلمان a وb يساويان ١، إذا لم تكن هناك فكرة مسبقة عن محتويات الأقراص. وعندئذ يكون التوزيع المسبق مساوياً التوزيع المنتظم. وثمة اقتراح آخر هو أن يكون كلاهما مساوياً ٠,٥ إذا كانت هناك فكرة مسبقة مفادها أنّ الأقراص جميعاً تحتوي على مخدّرات أو أنه ليست هناك أيّ أقراص محتوية على مخدّرات. وعلينا أن نأخذ $b = 1$ و$a = 3$ (أو حتى أعلى من ذلك) إذا كان هناك اعتقاد مسبق، يرتكز على التفقّد البصري والخبرة وما إلى ذلك، بأن الوحدات كلها مخدّرات، كما هو الحال عند العثور على ١٠٠ عبوة متشابهة، تحتوي كلها على مسحوق أبيض اللون من النوع ذاته تماماً ولها نفس البنية ونفس الوزن. وثمة حالة قد تكون أشد تطرّفاً، هي معاينة مشتل للقنّب.

الجدول ٤- التوزيع البيتاوي (بواسطة المَعْلمين $x + a$ و$n - x + b$)

$a = 1$	درجة وُثوق ٩٥٪			درجة وُثوق ٩٩٪		
$b = 1$	k=0.5	k=0.7	k=0.9	k=0.5	k=0.7	k=0.9
لا وحدات سلبية	٤	٨	٢٨	٦	١٢	٤٣
وحدة سلبية واحدة	٧	١٣	٤٥	١٠	١٩	٦٣
وحدتان سلبيتان	١٠	١٨	٦٠	١٣	٢٤	٨٠

$a = 3$	درجة وُثوق ٩٥٪			درجة وُثوق ٩٩٪		
$b = 1$	k=0.5	k=0.7	k=0.9	k=0.5	k=0.7	k=0.9
لا وحدات سلبية	٢	٦	٢٦	٤	١٠	٤١
وحدة سلبية واحدة	٥	١١	٤٣	٨	١٧	٦١
وحدتان سلبيتان	٨	١٦	٥٨	١١	٢٢	٧٨

$a = 0.5$	درجة وُثوق ٩٥٪			درجة وُثوق ٩٩٪		
$b = 0.5$	k=0.5	k=0.7	k=0.9	k=0.5	k=0.7	k=0.9
لا وحدات سلبية	٣	٦	١٨	٥	١٠	٣٢
وحدة سلبية واحدة	٦	١٢	٣٨	٩	١٧	٥٥
وحدتان سلبيتان	٩	١٧	٥٤	١٢	٢٢	٧٣

ملحوظة: حجم العيّنة اللازم لضمان احتواء المضبوطات، بدرجة وُثوق قدرها ٩٥٪ أو ٩٩٪، على نسبة من المخدّرات لا تقلّ عن k إذا كان يتوقّع أن يكون عدد الوحدات المعاينة غير المحتوية على مخدّرات هو صفر أو ١ أو ٢ (عدد الوحدات السلبية صفر أو ١ أو ٢). ونفترض وجود مضبوطات كبيرة ($N \geq 50$). وتُستخدم القيمتان (a=1 وb=1) إذا لم تكن هناك معلومات مسبقة، والقيمتان (a=0.5 وb=0.5) إذا كان من المعقول افتراض أن كل المضبوطات هي مخدّرات أو ليس فيها أي مخدّرات، والقيمتان (a=3 وb=1 أو حتى أشد تطرّفاً من ذلك) إذا كانت هناك أسباب للاعتقاد بأن جميع المضبوطات أو معظمها يحتوي على مخدّرات.

المثال ١

لكي نتأكّد، بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪ وبدون معرفة مسبقة (انظر الجدول ٤ مع افتراض $a=1$ و$b=1$ وعدم وجود أي وحدة سلبية)، أن ٩٠٪ على الأقل من الأقراص تحتوي على مخدّرات غير مشروعة، يلزم أخذ عيّنة حجمها ٢٨ وحدة في حال اتّباع النهج البايزي. وهذا الرقم أعلى منه في حالة التوزيع فوق الهندسي، حيث يلزم أخذ ٢٣ عيّنة فقط (انظر الجدول ١). غير أنه إذا كان واضحاً جداً أن الأمر يتعلق بمخدّرات وأن هذا يقترن بمعرفة عملية بأنه يرجّح عندئذ أن المضبوطات هي كلها مخدّرات فإن حجم العيّنة ينخفض إلى ٢٦ وحدة ($a=3$ و$b=1$) أو حتى ١٩ ($a=10$ و$b=1$؛ وهذه قيمة محسوبة وليست مبيّنة في جدول).

المثال ٢

لكي نضمن، بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪، أن نصف المضبوطات على الأقل يحتوي على مخدّرات لا يلزم أن يزيد حجم العيّنة على ٤ وحدات (عندما لا يُتوقّع وجود أي وحدة سلبية فيها). وفي الحالات المتطرّفة جداً يمكن خفض هذا العدد أو زيادته بمقدار وحدة أو وحدتين. وعلى وجه العموم، لكي نضمن نسبة مخدّرات لا تقلّ عن ٥٠٪ (بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪) يمكن لنا بسهولة أن نأخذ استرشادياً بعيّنة حجمها ٤ وحدات.

المضبوطات المحتوية على أقل من ٥٠ وحدة

إذا كانت الشحنة المضبوطة صغيرة ($N<50$) فمن الأفضل أن يُنظَر إلى عدد الوحدات الإيجابية في الجزء غير المفحوص بدلاً من النظر في نسبة الوحدات الإيجابية. وتكون دالة كثافة الاحتمال فيما يخصّ عدد الوحدات الإيجابية من الجزء غير المفحوص Y، بافتراض أن عيّنة حجمها n تحتوي على x وحدة إيجابية، هي

$$f(Y \mid x,n,(N-n),a,b) = \frac{\Gamma(n+a+b)\binom{N-n}{y}\Gamma(y+x+a)\Gamma(N-x-y+b)}{\Gamma(x+a)\Gamma(n-x+b)\Gamma(N+a+b)}$$

وهذا هو التوزيع البيتاوي-الحدّاني.

واحتمال أن يكون عدد الوحدات الإيجابية في الأقراص غير المفحوصة أكبر من y يمكن حسابه بواسطة $P(Y \geq y \mid x,n,N)$. ويمكن استخدام هذه الصيغة لاختيار حجم العيّنة n بحيث يكون احتمال كون $Y > y$ هو $100\%(1-\alpha)$. والحسابات المتعلقة بالتوزيع البيتاوي-الحدّاني من أجل إيجاد قيمة لـ n من هذا القبيل يتعيّن إجراؤها بواسطة الحاسوب (برامجية إحصائية، ماكرو إكسل) أو على الأقل بواسطة حاسب علمي. وكما في الطرائق التواترية، علينا أن نفترض مسبقاً ما سيكون عدد الوحدات الإيجابية في عَيِّنتنا، وأن نوائم النتائج التي نتوصّل إليها إذ تَبيَّن بعد ذلك أن هذا الرقم غير صحيح. ومرة أخرى، لن يُتوقَّع في معظم الحالات وجود وحدات سلبية.

وعلى نقيض الطريقة البايزية الحدّانية في حالة المضبوطات الكبيرة، يتوقّف حجم العيّنة المحسوب للمضبوطات الصغيرة على حجم المضبوطات. كما أنّ حسابات النسبة لا يمكن أن تكون دقيقة جداً، لأنّ الأعداد صغيرة. ومن ثمّ، ربما كان الأفضل استخدام التوزيع فوق الهندسي في حالة المضبوطات الصغيرة أو، بديلاً لذلك، استخدام أحجام العيّنات المحسوبة بالطريقة البايزية المتّبعة في حالة المضبوطات الكبيرة كتقريب في معاينة المضبوطات الصغيرة.

الجانب النظري

هذا الباب هو لخدمة الذين يريدون أن يعرفوا من أين تأتي الأرقام الواردة في الجداول.

إنّ نهج بايز يسمح باستخدام المعلومات المسبقة عن أي مَعْلم (مثل نسبة المخدّرات في المضبوطات)؛ فإذا جَمَعنا هذه المعلومات المسبقة إلى النتائج المستخلصة من المعاينة، تَحصَّلت لدينا معلومات لاحقة عن ذلك المَعْلم. وبافتراض أنّ θ هي المَعْلم وx هي المعطيات المستمدّة من العيّنة، تكون نظرية بايز عندئذ كما يلي:

$$P(\theta \mid x) = \frac{P(x \mid \theta) p(\theta)}{P(x)}$$

وهذه المعادلة كثيراً ما تُعاد كتابتها في شكل صيغة بايز

$$P(\theta \mid x) \propto L(\theta \mid x) p(\theta)$$

و$p(\theta)$ هنا هي التوزيع المسبق، الذي يمثّل عدم التيقّن بشأن معرفة θ. وفي حال عدم وجود معرفة أو أفكار بشأن θ فإنّ أيّ قيمة (بين صفر وواحد إذا كانت θ هي نسبة) تكون محتملة مثل أيّ قيمة أخرى. وعندئذ، يكون $p(\theta)$ توزيعاً منتظماً. وهذه تمثّل حالة خاصة للتوزيع البيتاوي. وعلى وجه العموم، يفترض الأخذ بتوزيع بيتاوي يستخدم فيه المَعْلمان a وb.

$$f(\theta \mid a,b) = \frac{\theta^{a-1}(1-\theta)^{b-1}}{B(a,b)}$$

ويُعطى التوزيع البيتاوي $Be(a,b)$ بواسطة $\int_0^1 y^{a-1}(1-y)^{b-1}dy$ على أن تكون دالة بيتا. ويمكن كتابة هذه الدالة في شكل $B(a,b)=\Gamma(a)\Gamma(b)/\Gamma(a+b)$، حيث استخدمنا دالة غاما Γ.

وفي حال عدم وجود اعتقاد مسبق بشأن المضبوطات، يكون كل من a وb مساوياً ١ (التوزيع المنتظم). وفي حال توافر معلومات أكثر، كأن تكون جميع وحدات المضبوطات تظهر نفس السمات (المرئية)، يتعيّن استخدام قيم أخرى لـ a وb. وإذا كانت الأقراص كلها تبدو متشابهة فيرجّح جداً أن تكون الأقراص كلها محتوية على مخدّرات أو ليس

فيها أيّ مخدّرات على الإطلاق؛ وعندئذ يكون $a = 0.5$ و$b = 0.5$. وإذا كان هناك ارتياب له ما يسوّغه بأنّ المضبوطات تحتوي على مخدّرات، بحيث يرجّح أن تكون θ عالية، فيمكن أن يكون $a = 3$ و$b = 1$، حتى أشد تطرّفاً من ذلك: $a = 10$ و$b = 1$. ولدى تقدير القيمة الخاصة بـ a، يمكن أن تؤخذ بعين الاعتبار أيضاً نتائج الاختبارات الموضعية.

و$L(\theta \mid x)$ في صيغة بايز هي دالة الأرجحية. وتحتوي هذه الدالة على معلومات عن المعطيات. وهي في الواقع نفس دالة الاحتمال التي يستخدمها أتباع النهج التواتري عندما تكون N>50 (التوزيع الحدّاني)، باستثناء افتراض أنّ المعطيات *(x)* هي التي تكون ثابتة وأنّ المَعْلم θ هو الذي يكون متغيّراً.

وتجتمع دالة الأرجحية مع المعلومات المسبقة لتشكّل التوزيع اللاحق للنسبة θ بافتراض المعطيات

$$f(\theta \mid x,n,a,b) = Be(x+a,n-x+b) = \frac{\theta^{x+a-1}(1-\theta)^{n-x+b-1}}{B(x+a,n-x+b)}$$

وإذا كانت الأقراص المعاينة كلها تحتوي على مخدّرات ($x = n$) فيكون هذا

$$f(\theta \mid n,n,a,b) = Be(n+a,b) = \frac{\theta^{n+a-1}(1-\theta)^{b-1}}{B(n+a,b)}$$

ولحساب حجم العيّنة n بحيث يكون احتمال احتواء نسبة لا تقلّ عن $k100\%$ من جميع الأقراص على مخدّرات يساوي $(1-\alpha)100\%$، يتعيّن حلّ المعادلة

$$P(\theta > k \mid n,n,a,b) = \int_k^1 \theta^{n+a-1}(1-\theta)^{b-1}\,d\theta \,/\, B(n+a,b) = (1-\alpha)100\%$$

ويصحّ الأساس النظري البايزي نفسه المتعلق بنظرية بايز في حالة المضبوطات الصغيرة. وعندئذ يكون توزيع الاحتمال $P(Y \mid N-n,\theta)$ توزيعاً حدّانياً. وعندما يُجمَع بين هذا التوزيع والتوزيع البيتاوي المسبق لـ θ، يكون ما ينشأ عن ذلك من توزيع لاحق للاحتمال $P(Y \mid N-n,\theta)$ توزيعاً حدّانياً-بيتاوياً.

٦- الاعتبارات والتوصيات

قُدِّم في الفصول السابقة عرض وجيز لعدد من استراتيجيات المعاينة، وبُيِّنت مزايا وعيوب بعض الطرائق المعيّنة، ولكن لم يُذكر أي تفضيل حقيقي بهذا الشأن. ويسعى هذا الدليل إلى تناول عدد من الاعتبارات المتعلقة باستخدام بعض تلك الطرائق وإلى ذكر ومناقشة عدد من الجوانب ذات الصلة، دعماً للمختبرات في عملية اختيار طريقتها (طرائقها) الموصى بها أو "الممارسات الفضلى".

١- أساس المعاينة

أساس المعاينة هو أن تكون التركيبة الموجودة في العيّنات المأخوذة مجسِّدة من حيث المبدأ لتركيبة الكمية كلها. ومن ثم، لا يمكن أن يُفحَص سوى جزء يسير من إجمالي العبوات المضبوطة. والمعاينة هي خيار مقصود للامتناع عن فعل أشياء إلى حدّ الكمال (غير الضروري أو المستحيل بلوغه)، لأسباب تتعلق بالنجاعة وفعالية التكلفة. وكمثال على ذلك، إذا أُخذت عيّنة واحدة من مجتمع حجمه ١٠ وحدات وأظهر تحليل العيّنة وجود كوكايين فإنّ افتراض أنّ هذه العبوة هي الوحيدة التي تحتوي على كوكايين هو أقل رجحاناً بكثير (١٠٪) من افتراض أنّ غالبية العبوات الـ١٠ تحتوي على كوكايين (أكثر من ٥٠٪).

٢- الهدف من المعاينة

في واقع الأمر، تتوقّف استراتيجية المعاينة كلّياً على المسألة، ومن ثم المشكلة، التي يتعيّن حلّها. فقد تكون هناك احتياجات مختلفة للملاحقة بداعي الحيازة أو الإنتاج أو الاتجار. والمسألة تنشأ عادة من القانون الوطني أو من سياسة وطنية (عرف معتاد) أو تنشأ في بعض الأحيان مباشرة من رأي وكيل النيابة العامة أو موظف الشرطة المعني.

وعلى سبيل التبسيط، تتمثّل إجراءات المعاينة في درجات متعاقبة من المهام المتزايدة:

ألف- المعاينة الدنيا: هل هناك مخدّر؟ (وهذا قد يتطلّب نتيجة إيجابية واحدة)

باء- المعاينة المزيدة: هل المخدّر موجود في (أكثر من) نسبة معيّنة من العبوات المضبوطة؟

جيم- المعاينة القصوى: هل المخدّر موجود في جميع العبوات؟ (وهذا قد يتطلّب تحليلاً كاملاً لجميع العبوات، مما يفضي إلى تكاليف غير واقعية، خصوصاً في حال وجود أعداد كبيرة من العبوات).

ومن الواضح أنّ الإجراء "باء" (المعاينة المزيدة) يُعتبر على نطاق واسع نهجاً واقعياً في حالة المضبوطات الكبيرة، إذ كثيراً ما يتيح للعالم المختص أن يُدخل في عمله نهجاً إحصائياً. وفي هذه الحالة، يمكننا أن نختار درجة الوثوق المرغوبة. ومن شأن زيادة درجة الوثوق من ٩٥٪ إلى ٩٩٪ أن تفضي إلى زيادة عدد العيّنات التي يتعيّن أخذها؛ وهذا قد يعني، تبعاً للظروف، أكثر من مضاعفة عددها. وفي ميدان الإحصاء، تعتبر النسبة ٩٥٪ شائعة جداً ومقبولة على نطاق واسع؛ ومن ثم، فنحن ننصح باعتماد درجة الوثوق هذه (٩٥٪) كمعيار نموذجي.

٣- قانون النواتج المتضائلة

من المسائل الرئيسية في جميع النهوج الإحصائية، باستثناء حالة وجود سياسات وطنية ثابتة بشأن المعاينة، مسألة ما هي النسبة الدنيا (المقدار الأدنى) من المضبوطات التي يجب إثبات أنها "إيجابية" فيما يخصّ احتواءها على مخدّرات. فلهذه المسألة تأثير شديد على عدد العيّنات التي يلزم أخذها. وهي تشمل سؤالين: لماذا وبأيّ تكلفة؟ ويبيّن الجدول ٥ عدد العيّنات التي يلزم أخذها لإعلان إيجابية نسبة (مئوية) معيّنة من المضبوطات فيما يخصّ احتواءها على مخدّرات، بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪ (بافتراض أنّ العيّنة كلها وُجدت إيجابية فيما يخصّ المخدّرات).

الجدول ٥- التوزيع فوق الهندسي

النسبة الدنيا للوحدات الإيجابية فيما يخص المخدّرات	في حالة المضبوطات المؤلّفة من ١٠٠ وحدة	في حالة المضبوطات المؤلّفة من ١ ٠٠٠ وحدة
٥٠٪	٥	٥
٦٠٪	٦	٦
٧٠٪	٨	٩
٨٠٪	١٢	١٤
٩٠٪	٢٣	٢٨
٩٥٪	٣٩	٥٦

ملحوظة: العدد الأدنى للعيّنات التي يلزم أخذها لوصف نسبة معيّنة من المخدّرات في المضبوطات (بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪)، بافتراض عدم وجود أي وحدة سلبية في العيّنة.

ومن الواضح أنه كلما ارتفعت النسبة المطلوبة للوحدات الإيجابية ازداد حجم العيّنة اللازم لذلك. غير أنه في حدود نسب معيّنة (٧٠-٨٠٪ من شأن زيادة النسبة زيادة صغيرة نسبيا أن تتطلّب زيادة كبيرة نسبياً في عدد العيّنات، ويُعرف هذا عموماً باسم "قانون النواتج المتضائلة". وهو موضّح بيانياً في الشكل الثاني؛ فلنسبة تزيد على ٧٠-٨٠٪، يكون المنحنى متناقصاً، مما يدلّ على نسبة سلبية لجدوى التكلفة. وينبغي إيجاد توازن بين تكاليف أحجام العيّنات المتزايدة أُسِّياً وما يتأتّى من هذا من زيادة في النسبة المضمونة لوجود المخدّرات.

٤- الطريقة فوق الهندسية والطريقة البايزية

على الرغم من استخدام طرائق مختلفة عديدة، يبدو أنّ النهج فوق الهندسي هو الذي يحظى بالقبول الأوسع. ولكن هذا النهج صارم جداً وكثيراً ما يفضي إلى عدد من العيّنات كبير جداً، بل زائد عن الحاجة أحياناً. ولهذا السبب، اختار عدد من المختبرات الأوروبية النهج البايزي. فهذه الطريقة تتيح معلومات أخرى ذات صلة، أو ما يُسمَّى "معلومات مسبقة" (مثل السمات الخارجية).

والمشكلة الرئيسية في الطريقة فوق الهندسية هي أنها طريقة عمياء. فهي لا تأخذ الجوانب الإضافية بعين الاعتبار. فالتفقّد البصري والشمّ والاختبار الأولي، إلخ، يمكن أن تسهم في فحص المضبوطات، ولكن ليس هناك سبيل لتجسيد هذه الجوانب في النهج فوق الهندسي. وأفضل وسيلة لإيضاح هذه المشكلة هو إيراد مثال لذلك. فعند تفقّد حقل من القنّب يضمّ ٠٠٠ ٥ نبتة، تُظهر الجداول فوق الهندسية ضرورة أخذ عدد من العيّنات قدره ٢٩. وهذا الرقم يبدو مبالغاً فيه بعض الشيء، خصوصاً لخبير يعمل في مجال القنّب لسنوات عديدة؛ فهو يَشمُّ القنّب ويلاحظ المصابيح والمواد المغذّية والكتب الموجودة عن مشاتل القنّب وما إلى ذلك؛ كما أنّ المشتبه فيه يعترف بأنه يزرع قنّباً. فهل لا نزال في حاجة إلى ٢٩ عيّنة؟ وفي معظم هذه الحالات يبدو أنه يكفي أخذ عيّنة واحدة. وبعبارة أشد تجريداً: في حال وجود معلومات مساعِدة إضافية، من شأن النهج فوق الهندسي أن يفضي إلى عدد من العيّنات مرتفع بدرجة غير واقعية. كما يتجلّى الاحتكاك بين النموذج فوق الهندسي والواقع القائم عندما نتناول حقل القنّب من الناحية الأخرى. فلنقل إنه أخذت ٢٩ عيّنة وكانت كلها حقاً من القنّب. والطريقة فوق الهندسية لا بدّ أن تفضي إلى نتيجة مفادها أنّ هناك احتمالاً قدره ٩٥٪ بأن ٩٠٪ على الأقل من النبات هي حقاً نبتات قنّب. وهذه النتيجة لا تبدو واقعية وهي بكل المقاييس متدنّية جداً (بل مثيرة للسخرية) لدى أولئك الذين كانوا في حقل القنّب أو رأوا الصور. ومرة أخرى، ثمة تنافر محسوس بين النهج الرياضي و"المنطق السليم".

أما النهج البايزي فيمكنه أن يجسّد في نموذجه المعلومات الإضافية المذكورة أعلاه، باستخدام توزيع مسبق. والتوزيع المسبق هو عموماً توزيع بيتاوي يستخدم المَعْلَمين *"a"* و*"b"*. وكلّما ازدادت المعلومات الإضافية، بمعنى أنه من الواضح أن نتعامل مع مخدّرات وأنّ جميع الوحدات تحتوي على مخدّرات، وجب أن يكون المَعْلَم *"a"* أعلى قيمة. فعندما تكون النبتات جميعاً متماثلة ويمكن بصرياً تَبيُّن كونها قنّباً، ويكون الافتراض المتمثّل في أنّ النبتات جميعاً هي لنبات آخر مرفوضاً، يجوز اختيار قيمة عالية جداً للمَعْلَم *"a"* (٤٠ مثلاً). وعندئذ سيكون عدد العيّنات اللازم أخذها هو ١. غير أنّ اختيار قيمة *"a"* على وجه الدقة قد يكون موضع مناقشة لأنه لا توجد قاعدة معيارية بهذا الشأن. وثمة حالة مشابهة ولكن أقل جَلاء هي ضبط مهرّب "حشّاء" (شخص يهرّب المخدّرات بحشوها داخل جسمه، ويُطلق عليه عادة اسم "بغل") في مطار ما وصل إليه من مكان ما في أمريكا الجنوبية وهو يحمل ٨٠ عبوة بلاستيكية ومطاطية مغلّفة. وعند جمع تلك العبوات، تبدو كلها متشابهة. ولدى فتح اثنتين منها يظهر فيهما مسحوق أبيض. وتُرسل

العبوتان إلى الفحص المختبري. والاختلاف هنا عن مثال حقل القنّب هو أنّ المعلومات عن المسحوق هي أدنى قيمة، أما التشابه فيكمن في الظروف والأحوال. وضمن إطار النهج البايزي، يمكن اختيار توزيع مسبق بقيمة عالية لـ"a" لكنها أدنى بكثير مما في الحالة السابقة.

وثمة تسليم عام بأهمية الخبرة الفنية. وهذه الخبرة لا يمكن ربطها بالتوزيع فوق الهندسي. وقد ذَكر سندرلند في عام ١٩٩٢ أنه عندما يكون هناك عدد كبير من العبوات، التي يظهر من التفقّد البصري أنها تحتوي على مادة متشابهة، يتبيّن دائماً أن جميع تلك العبوات يحتوي على المخدّر نفسه (ملحوظة: هذا الاعتبار يصحّ في التحليل النوعي فقط). وفي حالات الاستيراد/التصدير، من المنطقي أن تكون الضبطية، بحكم طبيعتها، مكوّنة من مخدّرات. ويتبيّن من التجربة في هولندا أنّ من النادر جدًّا وجود أمزجة خالية من المخدّرات. وكدليل على ذلك، فقد كُشف عن حالة واحدة من بين عشرات الآلاف من الحالات كانت فيها بعض العيّنات خالية من المخدّرات. وهذه التجربة يمكن ربطها بالنهج البايزي؛ ولكن لا توجد في الوقت الحاضر قاعدة معيارية.

ويمكن لمن يستخدم طريقة التوزيع فوق الهندسي أن يحاجج بها بنجاح أمام المحكمة في حالة المهرّب "الحشّاء". إذ يمكن للدفاع أن يحاجج بأنّ العبوات الأخرى الـ٧٨ غير المفحوصة لا تحتوي على مخدّرات. لكنّ احتمال أن تكون العبوتان المفحوصتان هما وحدهما المحتويتين على مخدّرات هو

$$\frac{\binom{2}{2}\binom{78}{0}}{\binom{80}{2}} = 0.000316$$

أي نحو ٣ في ١٠ ٠٠٠. وهذا احتمال ضئيل جداً. وإذا ما جُسِّد الافتراض الذي مفاده أنّ جميع العبوات التي يحملها جميع المهرّبين الحَشّائين سوف تحتوي دائماً على مخدّرات، واستُخدم النهج البايزي، فإنّ هذا الاحتمال سيكون أصغر حتى من ذلك.

وعلى وجه العموم، يمكن القول أنّه ينبغي تفضيل الطرائق البايزية عندما يتوافر قدر أكبر من المعلومات المسبقة، وإنّ كان يمكن للمرء أن يحاجج بأنها تنطوي على اعتقادات مسبقة ذاتيا. وفي الحالات التي يريد فيها المرء أن يكون متحرّراً تماماً من الافتراضات الذاتية، أو عندما لا يتوافر أيّ قدر يُذكر من المعلومات المسبقة، تبدو الطرائق التواترية (فوق الهندسية والحَدَّانية) جذّابة لأنها أيسر فهماً وإيضاحاً. ولكنها تعطي دائماً أحجام عيّنات كبيرة جداً بما يكفل تحاشي أيّ خطأ. ولهذا النهج مزية تتمثّل في أنّ الدفاع في المحكمة لا يكاد يمكنه الاعتراض على الحجج المقدّمة، ولكنَّ له عيباً باهظ التكلفة يتمثّل في وجود عيّنات مفرطة العدد (في كثير من الأحيان)، حسبما يبيّنه المثالان المذكوران

أعلاه. والنماذج الحدَّانية ليست مصمّمة للمضبوطات الصغيرة. فلهذه المضبوطات لا يَصلُح سوى النموذج البايزي (ذي التوزيع البيتاوي-الحدّاني) والنموذج فوق الهندسي، مع كون الأخير هو النموذج الأوسع استخداماً.

وعندما يُرجَّح ضمان احتواء غالبية جميع الوحدات (٥٠٪ منها على الأقل) على مخدّرات، فليس هناك اختلاف يُذكر بين نتائج التوزيع فوق الهندسي والطريقة البايزية. ولا تعطي الطريقة البايزية أحجام عيّنات أقل إلاّ في حالات متطرّفة جداً (كما في حالة نبتات القنّب).

٥- الجوانب العملية

قد تثير معاينة الأقراص بعض الصعوبات المعيّنة. إذ ما هي المعاينة الواقعية لـ٢ ٠٠٠ قرص، كلها موجودة في حقيبة واحدة ولها نفس السمات الخارجية، بما فيها الشعار المميّز ذاته؟

ومرة أخرى، من شأن النهج فوق الهندسي أن يفضي إلى ٢٩ عيّنة (لنسبة احتواء قدرها ٩٠٪ ودرجة وثوق قدرها ٩٥٪). ويعتبر هذا بالحدس رقماً كبيراً، كما أنّ الحدس يستبعد جداً أن تكون هناك أيّ عيّنات سلبية في مجموعة الأقراص كلها. وهذه مسألة يُنظر فيها في الحالة السابقة، أما الآن فالأقراص لا توجد في حقيبة واحدة بل في ٤ حقائب، في كل منها ٥٠٠ قرص. فهل هذا يعني أخذ ٢٩ عيّنة من كل الحقائب الأربع، مما يعطي مجموعاً قدره ١١٦ عيّنة؟ من منطلق إحصائي محض، ربما يكون الجواب "نعم"، أما من الناحية العملية فيرجّح أن يكون الجواب "لا". ومن الناحية المتعلقة بنجاعة التكلفة، يرجّح أن يكون الجواب "لا" أيضاً. وربما كان النهج الصائب إحصائياً هو جمع العبوات الأربع معاً (وهذا لا يُسمح به إلاّ في حال تشابه المواد الموجودة فيها) ثم معاينتها تبعاً لذلك؛ ولهذا النهج أيضاً عيوب.

وإلى جانب جمع العيّنات (عديدة)، ناقشنا كيفية معاملة عدد كبير من العيّنات في المختبر. فمن الممارسات المعتادة في بعض المختبرات إجراء اختبار فوري على جميع العيّنات، ثم إجراء اختبار كروموتوغرافيا الطبقة الرقيقة على جميع العيّنات أو على مجموعة مختارة كبيرة منها، ثم الانتهاء بتحليل انتقائي جداً لعدد صغير فحسب من العيّنات إذا لم يُعثر على أي اختلافات. وهذه الاستراتيجية تبدو معقولة، ولكن لم يُقدَّم حتى الآن أساس إحصائي متين لها. غير أنه يمكن توقُّع أن هذا النهج مناسب ضمن سياق النهج البايزي. وإذا كان الحال كذلك، يمكن تفادي جانب كبير من العمل المختبري.

ويمكن وصف "التوليف الإجمالي" للعيّنات بأنه إعداد مزيج يتركّب من عدد من العيّنات. وإذا أمكن ترتيب عملية التوليف هذه على نحو تكون فيه تركيبة المزيج

مجسِّدة لمجمل التركيبة فإن هذا يبدو استراتيجية فعّالة للحدّ من عبء العمل. وقد يكون إعداد مزيج من هذا القبيل أمراً يسيراً. ولكن، هناك عيب سيظهر في عدم تجانس ذلك المزيج؛ إذ إن التوليف الإجمالي يُظهر المتوسط ولا يوفِّر معلومات عن الشيء بعينه (مع أنه أمكن تحقيق بعض التحسن في هذا الشأن بإجراء فحص مسبق بواسطة اختبارات موضعية).

ولكي تكون استراتيجيات المعاينة عملية، لا بد أن تكون سهلة التنفيذ نسبياً. فعند استخدام النهج فوق الهندسي، يجب قراءة عدد العيّنات من جدول، كما يجب اتخاذ قرار ما، بدواع مجهولة، إذا كان يتوقّع عدم احتواء واحدة أو اثنتين من العيّنات على مخدّرات. والأساس الذي يقوم عليه هذا التوقيع غير واضح. ومن ثم، فإن هذا ربما يعني أن تُجمع عيّنة أولى وتحلّل، وأن تُجرى إعادة معاينة في حال العثور على عيّنات سلبية. وربما يبدو هذا أمراً معقّداً، بل مستحيلاً، إذا ما أتلفت المضبوطات على الفور بعد المعاينة. ومن شأن اتّباع استراتيجية معاينة نموذجية على الدوام، كما لو كان يُتوقّع وجود عيّنتين سلبيتين، أن يفضي إلى زيادة في عدد العيّنات (٥٠-٦٠ عيّنة على الدوام)؛ وهذا الرقم يبدو مبالغاً فيه بعض الشيء في حال عدم العثور على أي عيّنة سلبية في معظم الحالات. وخصوصاً في حال قيام الشرطة أو الجمارك بالمعاينة كلها فعليهما أن تسترشدا بتعليمات يسيرة الفهم. وفي هذا السياق، تكون الجداول أو البرامج الحاسوبية أقل جاذبية. وقد وجد بعض الزملاء حلاً لهذه المشكلة بالإيعاز بأخذ عدد محدد من العيّنات (٢٥ مثلاً) على الدوام.

٦- هل هناك استراتيجية معاينة مُثلى

قُدِّم في الفصول السابقة عرض لعدد من نهوج المعاينة، مع ذكر بعض الاعتبارات المتعلقة بالاستراتيجيات المناسبة. ولكن، يتعذّر من تلك الاعتبارات استنتاج الاستراتيجية المثلى في ظل أيّ ظروف. وهذا يعزى إلى أنّ هناك جوانب كثيرة ذات صلة لها دور في هذا الشأن، منها اختلاف أنواع المخدّرات واختلاف أحجام المضبوطات والغرض من عملية الفحص ومدى خبرة إخصائيي التحليل الكيميائي للمخدّرات والمحاكم المختصة ووجود معوّقات اقتصادية.

وإدراكاً لذلك، فقد تقرَّر الامتناع عن تقديم أي مشورة بشأن المعاينة على الصعيد الوطني أو الإقليمي. ففي هاتين الحالتين، ينبغي إجراء اختيار مناسب من بين الاستراتيجيات المعروضة؛ والغاية الرئيسية هنا هو أن تلبّي الاستراتيجيةُ المختارة احتياجات أجهزة النيابة العامة والمحاكم في أحوالها الخاصة، على أن تؤخذ التكاليفُ والجوانب المتعلقة بإدارة المختبرات بعين الاعتبار.

وقد أُدرجت وأُوضحت في المرفق الأول مشورة بشأن المعاينة في الحالات ذات الطابع الدولي. وترتكز هذه المشورة على الاستراتيجيات والجوانب المتناولة في هذه الوثيقة، ومن ثم فهي تراعي الجوانب العلمية والعملية على السواء.

٧- تقدير الوزن وأعداد الأقراص

يمكن استخدام توزيع ستيودنت (Student *t*-distribution)، نسبة إلى درجات حرية قدرها *df* (انظر الجدول ٦)، لحساب نطاق يحتوي، بدرجة وثوق قدرها $100\%(1-\alpha)$، على وزن وَحدة المخدّرات في المجتمع.

١- الجانب التطبيقي

باستخدام نظرية توزيع ستيودنت، يمكننا تقدير الوزن الوسطي لأيّ وحدة مخدّرات في مجتمع ما ضمن حدود درجة الوثوق المعنية $100\%(1-\alpha)$.

الجدول ٦- توزيع ستيودنت

α			A		
0.01	0.05	*df*	0.01	0.05	*df*
٢,٨٧٨	٢,١٠١	١٨	٦٣,٦٥٧	١٢,٧٠٦	١
٢,٨٦١	٢,٠٩٣	١٩	٩,٩٢٥	٤,٣٠٣	٢
٢,٨٤٥	٢,٠٨٦	٢٠	٥,٨٤١	٣,١٨٢	٣
٢,٨٣١	٢,٠٨٠	٢١	٤,٦٠٤	٢,٧٧٦	٤
٢,٨١٩	٢,٠٧٤	٢٢	٤,٠٣٢	٢,٥٧١	٥
٢,٨٠٧	٢,٠٦٩	٢٣	٣,٧٠٧	٢,٤٤٧	٦
٢,٧٩٧	٢,٠٦٤	٢٤	٣,٤٩٩	٢,٣٦٥	٧
٢,٧٨٧	٢,٠٦٠	٢٥	٣,٣٥٥	٢.٣٠٦	٨
٢,٧٧٩	٢,٠٥٦	٢٦	٣,٢٥٠	٢,٢٦٢	٩
٢,٧٧١	٢,٠٥٢	٢٧	٣,١٦٩	٢,٢٢٨	١٠
٢,٧٦٣	٢,٠٤٨	٢٨	٣,١٠٦	٢,٢٠١	١١
٢,٧٥٦	٢,٠٤٥	٢٩	٣,٠٥٥	٢,١٧٩	١٢
٢,٧٥٠	٢,٠٤٢	٣٠	٣,٠١٢	٢,١٦٠	١٣
٢,٧٠٤	٢,٠٢١	٤٠	٢,٩٧٧	٢,١٤٥	١٤
٢,٦٦٠	٢,٠٠٠	٦٠	٢,٩٤٧	٢,١٣١	١٥
٢,٦١٧	١,٩٨٠	١٢٠	٢,٩٢١	٢,١٢٠	١٦
٢,٥٧٦	١,٩٦٠	∞	٢,٨٩٨	٢,١١٠	١٧

ملاحظة: القيم الحدِّية للمعادلة فيما يخص بضع درجات الحرية *(df)* ومُعامل وثوق (α) يساوي إما 0.05 أو 0.01.

ويمكن التعبير عن هذا بالعلاقة التالية:

$$\bar{X} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_\alpha \leq \mu \leq \bar{X} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_\alpha$$

حيث:

μ = الوزن الوسطي لوحدة المخدّرات في المجتمع

$\bar{X}$ = الوزن الوسطي لوحدة المخدّرات في العيّنة

s = الانحراف المعياري للقياسات

n = حجم العيّنة

و t_α هي القيمة الحدِّية لتوزيع ستيودنت، حيث $df = n - 1$ درجة من درجات الحرية ضمن حدود معامل الوثوق α (انظر الجدول ٦).

وفي الممارسة العملية، يمكن استخدام تطبيقة برامجياتية مناسبة تساعد على تحديد نطاق الوثوق المطبَّق على الوزن المقدّر لوحدة المخدّرات.

وفي الممارسة الشائعة، ثمة معيار قَبول هو أن تؤخذ نتائج المعاينة في الاعتبار إذا كانت النسبة بين الانحراف المعياري s والوزن الوسطي $\bar{X}$ لوحدة المخدّرات في العيّنة تقلُّ عن 0.1 (نسبة الانحراف المعياري أقل من ١٠٪، أي RSD<10%). وإذا لم يكن الأمر كذلك، يلزم زيادة حجم العيّنة من أجل بلوغ النسبة المئوية المستهدفة. (وإذا تعذّر التوصّل إلى ذلك لأنّ وزن العيّنة ليس متغيّراً عشوائياً طبيعي التوزُّع، فقد يلزم وزن المضبوطات كلها، ولكن دون استخدام أي استدلال إحصائي).

ويمكن الحصول على تقدير الوزن الكلي (W) للمضبوطات بضرب القيمة الوسطية للانحراف المعياري بـ N على النحو التالي:

إذا كان $w = N\bar{X}$ و $\sigma = Ns$ ، يكون تقدير الوزن الكلي W هو:

$$w - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_\alpha \leq W \leq w + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_\alpha$$

ويمكن استخدام النهج ذاته لتقدير الوزن الكلي للمخدّرات غير المشروعة في المضبوطات، بعد تحديد كمية المخدّرات الموجودة في كل وحدة من وحدات العيّنة.

وإذا حُصل على r من النتائج السلبية بعد تحليل وحدات المخدّرات، من أجل تقدير الوزن الكلي لمضبوطات المخدّرات (الإيجابية)، ينبغي استخدام عامل تصحيحي $P_{corr} = \frac{n-r}{n}$ على النحو التالي:

$$P_{corr}w - \frac{P_{corr}\sigma}{\sqrt{n-r}}t_{\alpha}^{*} \leq W \leq P_{corr}w + \frac{P_{corr}\sigma}{\sqrt{n-r}}t_{\alpha}^{*}$$

وعلاوة على ذلك، في حالة المجتمع الذي تكون فيه $\frac{n}{N} > 0.1$ ، يلزم تطبيق عامل تصحيحي آخر هو $Q_{corr} = \sqrt{\frac{N-n}{N}}$ ، مما يعطي:

$$P_{corr}w - Q_{corr}\frac{P_{corr}\sigma}{\sqrt{n-r}}t_{\alpha}^{*} \leq W \leq P_{corr}w + Q_{corr}\frac{P_{corr}\sigma}{\sqrt{n-r}}t_{\alpha}^{*}$$ ،

حيث t_{α}^{*} هي القيمة الحدِّية لتوزيع ستيودنت عندما تكون درجات الحرية تساوي (*n-r-1*) درجة (انظر Stoel & Bolck، قيد الطبع). ويرجى ملاحظة أنّ عدم التيقّن من قيمة P_{corr} لا يؤخذ في الاعتبار، وأنه قد توجد نطاقات وثوق أكثر مثالية (انظر Alberink, Bolck and Stoel)، وأنّ تقدير الوزن يمكن أيضا تناوله من منظور بايزي (انظر Aitken and Lucy, 2002).

المثال ١

لنفترض أنّ هناك مضبوطات مكوَّنة من ١٠٠ عبوة يشتبه في احتوائها على هيروين. ونريد أن نقدّر الوزن الوسطي لوحدة المخدّرات في هذا المجتمع بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪.

وفقاً لنظرية المعاينة التمثيلية المطبّقة، واتّباعاً للمثال المذكور في الفصل المتعلق بالتوزيع فوق الهندسي، تؤخذ عيّنة قدرها ٢٣ وحدة ثم يُوزن كل منها ويُحلَّل.

إنّ الوزن الصافي الوسطي للمسحوق الموجود في الوحدات الـ ٢٣ هو $\bar{X} = 0.265$ غرام، بانحراف معياري s قدره 0.023 غراما. وبما أنّ نسبة الخطأ هي ٨,٧٪ فمعيار القبول مستوفى.

إنّ قيمة t_{α} المأخوذة من الجدول ٦ هي 2.074، وقيمة عامل التصحيح Q_{corr} هو 0.877، والوزن المقدّر W للمضبوطات كلها هو:

$$(26.500 - 0.873)\,g \leq W \leq (26.500 + 0.873)\,g$$

وإذا تَبيَّن من تحليل وحدات المخدّرات وجود وحدة سلبية واحدة، وكان مقبولاً لهذا السبب خفض درجة الوثوق و/أو النسبة المئوية المضمونة للوحدات الإيجابية فإنّ عامل التصحيح، باستخدام قيمتي الوسط والانحراف المعياري ذاتيهما، يكون عندئذ

P_{corr}=21/23، و t_α^* تساوي 2.08، وتظلّ قيمة Q_{corr} عند 0.877. وإذا افتُرض، لأغراض هذا المثال، أنّ قيمتي و s تظلاّن دون تغيير فإن الوزن المقدّر لمجموع المخدّرات في المضبوطات الإيجابية W_1 هو:

$$(25.348 - 0.856)\, g \le W_1 \le (25.348 + 0.856)\, g$$

وعلى النسق ذاته، إذا حُصل على نتيجتين سلبيتين يكون عامل التصحيح P_{corr}=21/23، و t_α^* تساوي 2.0860، وتظلّ قيمة Q_{corr} مرة أخرى عند 0.877. وبذلك يكون لدينا

$$(24.196 - 0.839)\, g \le W_2 \le (24.196 + 0.839)\, g$$

الجانب النظري

يمكن لنظرية ستيودنت أن تحلّ مشاكل تقدير متوسط عدد القياسات n. وتعريف توزيع ستيودنت، نسبة إلى df من درجات الحرية، هو:

$$f(t) = \frac{\Gamma\left[\frac{1}{2}(df+1)\right]}{\Gamma\left(\frac{df}{2}\right)\sqrt{\pi df}}\left(1+\frac{t^2}{df}\right)^{-\frac{1}{2}(df+1)}$$

وإذا كانت α رقماً قياسياً عَتَبياً، فإنّ القيمة t_α ، التي يكون بها الاحتمال المحسوب بين $-t_\alpha$ و t_α مساوياً $(1-\alpha)$، يمكن حسابها من المعادلة التالية:

$$P_\alpha = 1-\alpha = \frac{\Gamma\left[\frac{1}{2}(df+1)\right]}{\Gamma\left(\frac{df}{2}\right)\sqrt{df\,\pi}}\int_{-t_\alpha}^{t_\alpha}\left(1+\frac{t^2}{df}\right)^{-\frac{1}{2}(df+1)} dt$$

وتَرد القيم الحدِّية لهذه المعادلة فيما يخصّ بعض قيم df و في الجدول ٦.

٢- تقدير أعداد الأقراص

إنّ حساب عدد الأقراص أمر سهل. ويمكن الحصول على تقدير لَحْظي لعدد الأقراص بتقسيم الوزن الكلي للمضبوطات على الوزن الوسطي للأقراص المنفردة.

المراجع

Aitken C. G. G., Sampling—How big a sample?, *Journal of Forensic Sciences*, JFSCA, 1999, 44(4), 750-760.

Aitken C., Bring J., Leonard T., Papasouliotis O., Estimation of quantities of drugs handled and the burden of proof, *Statist. Soc.,* 1997, 160(2), 333-350.

Aitken, C. G. G and Lucy, D. Estimation of the quantity of a drug in a consignment from measurements on a sample, *Journal of Forensic Sciences,* JFSCA, 2002, 47, 968-975.

Alberink, I., Bolck, A., and Stoel, R.D. (submitted). Comparison of frequentist methods for estimating the total weight of consignments of drugs.

Amraoui Y., Allio I., Garcia C., Perrin M., Echantillonnage et interprétation: application aux produits de saisie analysés par un laboratoire de toxicologie, ATA, 2001, vol XIII, n° 4, 265-274.

Azoury M., Grader-Sageev D., Avraham S., Evaluation of Sampling Procedure for Heroin Street Doses, *Journal of Forensic Sciences,* JFSCA, 1998, 43 (6), 1203-1207.

Clark A. B, Clark C. B., Sampling of Multi-unit Drug Exhibits, *Journal of Forensic Sciences,* JFSCA, 1990, 35 (3), 713-719.

Colon M., Rodriguez G., Diaz R. O., Representative Sampling of "Street" Drug Exhibits, *Journal of Forensic Sciences,* JFSCA, 1993, 38(3), 641-648.

Coulson S. A., Coxon A., Buckleton J. S., How many Samples from a Drug Seizure Need to be analysed, *Journal of Forensic Sciences,* JFSCA, 2001, 46(6), 1456-1461.

Frank, R. S., Hinkley, S. W. and Hoffman, C. G., Representative Sampling of Drug Seizures in Multiple Containers, *Journal of Forensic Sciences,* JFSCA, 1991, 36 (2), 350-357.

Masson (Ed.), Initiation aux méthodes de la statistique et du calcul des probabilités, Paris, 1996, 179-180.

Miller J., Statistics and chemometrics for analytical chemistry, 4th Edition, Pearson education limited, Harlow, 2000.

Stoel, R. D. and Bolck, A., A correction to Tzidony and Ravreby (1992): "A Statistical Approach to Drug Sampling: A Case Study", *Journal of Forensic Sciences* JFSCA (in press).

Sutherland G., J., Sampling and Identifying Multiple Discrete Objects containing Drugs, Analog, Australasian Forensic Drug Analysis Bulletin, vol. 14, No. 1, January 1992, 9-12.

SWGDRUG, Sampling Seized Drugs for Qualitative Analysis, www.swgdrug.org

Tzidony D., Ravreby M., Statistical Approach to Drug Sampling: A Case Study, Journal of Forensic Sciences, JFSCA, 1992, 37(6), 1541-1549.

UNDCP, Recommended Methods for Testing Illicit Ring-Substituted Amphetamine Derivatives, ST/NAR/12, 1987.

UNDCP, Recommended Methods for Testing Opium, Morphine and Heroin, ST/NAR/29/Rev.1, 1998.

اليوندسيب، الطرائق الموصى باستخدامها لاختبار المشتقات الأمفيتامينية غير المشروعة ذات الحلقة البديلة (ST/NAR/12)، ١٩٨٧.

اليوندسيب، الطرائق الموصى بها لاختبار الأفيون والمورفين والهيروين (ST/NAR/29/Rev.1)، ١٩٩٨.

المرفق الأول

التعليمات المتعلقة بالبرامجية الحاسوبية*

هذه البرامجية هي تطبيقة من تطبيقات مايكروسوفت إكسل ٢٠٠٠ (Microsoft Excel 2000). وسوف يلزم أن تكون لديك حزمة أدوات التحليل (Analysis ToolPak) مركَّبة في خانة "Add ins" (اختر: Tools / Add ins ... / Analysis ToolPak). وعندها يُشغَّل خيار الحماية ("protection") (بدون كلمة سر) بحيث لا يتسنّى إلاّ للمستعملين إدخال البيانات في خلايا لازمة معيّنة. ويمكن تعطيل خيار الحماية هذا إذا كنت تودّ أن تجرِّب هذه الحزمة.

وبرامجية إكسل هذه يمكنها أن تعالج أعداداً تصل إلى نحو 1E+308. وإذا كان هناك عدد (إمّا في نتيجة وإمّا كحساب وسيط) يتجاوز هذه القيمة فيحدث عندئذ خطأ طفحي وتتحصّل نتيجة خاطئة في شكل "#NUM". ويجب على المستعملين أن يعوا ذلك عند التعامل مع أرقام كبيرة. فعلى سبيل المثال، من شأن أرقام مثل ١٠٠ ٠٠٠ قرص، ودرجة وثوق قدرها ٩٩٪، k = 0.99، وعدد وحدات سلبية متوقّعة = ٢ أن تعطي نتيجةً غير صحيحة لحجم العيّنة. ولا يمكن لأيّ مختبر أبداً أن يستعمل أرقاماً غير واقعية كهذه. ومع ذلك، ينبغي للمستعملين أن يعوا حدود هذه البرامجية.

والمخطط البياني هو لأغراض العرض فقط. وقد حُدِّد جدول أحجام العيّنة من ١ إلى ١٠٠، لأنّ هذا النطاق سيغطّي معظم النتائج.

المعاينة فوق الهندسية

- في أسفل صحيفة إكسل، هناك خمسة أبواب هي: Instructions (التعليمات)؛ وHypergeometric (الطريقة فوق الهندسية)؛ وBayesian (الطريقة البايزية)؛ وBinomial (الطريقة الحدّانية)؛ وEstimation of Weight (تقدير الوزن).
- اختر باب"*Hypergeometric*".
- ادخل القيم المرغوبة للخطوات ١ و٢ و٣ و٤.
- يُعطى حجم العيّنة المطلوب في الخطوة ٥ (الخانة B5).

وتُستخدم دالة إكسل للتوزيع فوق الهندسي هنا على النحو التالي:

$$P = \text{HYPGEOMDIST}\ ((n\text{-}r),\ n,\ (N*k)\text{-}1,\ N)$$

وهذا يعطي احتمال العثور على وحدات إيجابية عددها "n-r" في عيّنة حجمها n مأخوذة من مجتمع حجمه N يحتوي على وحدات إيجابية عددها "$(N*k)$-1" .

في حال توقّع عدم وجود أي وحدات سلبية ($r = 0$):

إذا كانت P تعطي احتمال العثور على وحدات إيجابية عددها n، فإنّ القيمة "P-1" تعطي احتمال عدم العثور على هذا العدد من الوحدات الإيجابية. وبعبارة أخرى، تعطي القيمة "P-1"

* ثمة ماكرو للحسابات، هو ENFSI Sampling Software، متاح في موقع الشبكة الأوروبية على الويب (www.ENFSI.eu) تحت عنوان Documents Publications. وقد تمّ التحقّق من صحة هذه البرامجية.

احتمال العثور على وحدة سلبية *واحدة على الأقل*. ويُختار حجم العيّنة n بحيث يعطي لـ "$1-P$" قيمة تتجاوز درجة الوثوق المرغوبة $(1-\alpha)$.

الملحوظة ١: قد يحدث أن يكون عدد العيّنات قد أُخذ على افتراض أنه لن تكون هناك أي وحدة سلبية؛ ولكن عند التحليل ظَهَر أنّ إحدى العيّنات سلبية. ماذا يمكن أن يُقال عندئذ عن نسبة المخدّرات في المضبوطات التي هي إيجابية من حيث احتوائها على مخدّرات؟ ويمكن للماكرو أيضاً أن يحسب هذه النسبة. (ملحوظة: تبعاً لكيفية تصميم برنامج إكسل يجب استخدام نقاط أو فواصل في حالة الأرقام العشرية).

السيناريو:

مضبوطات قدرها ١ ٠٠٠ قرص

نسبة الوحدات الإيجابية: ٠,٩

عدد الوحدات السلبية المتوقّعة: صفر

درجة الوثوق: ٩٥٪

وهذا يتطلّب عيّنة حجمها ٢٨ وَحدة.

افترض أنك حلَّلت هذه الأقراص الـ٢٨ ووجدت وَحدة سلبية واحدة؛ فما هي نسبة المخدّرات في المضبوطات التي لا يزال يمكنك أن تكون واثقاً بنسبة ٩٥٪ من احتوائها على مخدّرات.

الخطوة ١: انطلق من مواقع الابتداء، ثم تَحرَّك نزولاً إلى أن يصبح حجم العيّنة ٢٨ مرئياً على الشاشة (وهذا يعطي قيمة احتمال راهنة قدرها ٠,٩٥١٤١٩٣٨٤)

الخطوة ٢: غَيِّر قيمة "expected negatives" (الوحدات السلبية المتوقّعة) من صفر إلى واحدة. (وهذا سيخفّض قيمة الاحتمال لحجم العيّنة ٢٨ إلى ٠,٧٩٣٨٦٦٦٥٤)

الخطوة ٣: خَفِّض قيمة "proportion of positives" (نسبة الوحدات الإيجابية) باستمرار إلى أن تصل قيمة الاحتمال لحجم العيّنة ٢٨ إلى ٠,٩٥ أو أكثر من ذلك (وهذا يحدث عندما تصبح $k=0.84$)

ومن ثمَّ، يمكننا أن نكون واثقين بنسبة ٩٥٪ من أن ٨٤٪ من المضبوطات تحتوي على مخدّرات.

الملحوظة ٢: إنّ حسابات برنامج HPD تستند إلى أعداد صحيحة فقط. ومن ثمَّ، إذا كانت أي مُدخَلة (أو نتيجة أي عملية حسابية وسيطة) ليست عدداً صحيحاً فإنّ البرامجية ستقرِّب تلك القيمة نزولاً إلى أقرب عدد صحيح. وهذا يمكن أن ينتج بعض أوجه الشذوذ في حجم العيّنة، خصوصاً عندما يكون المجتمع قليل العدد. فإذا كان المجتمع صغيراً، ولنقل مثلاً إنه ١٢ قرصاً (مع "k=0.5" و"$(1-\alpha)$ = 0.99")، يكون حجم العيّنة المحسوب ٥ أقراص، أما إذا ازداد حجم المجتمع إلى ١٣ قرصاً فإن حجم العيّنة ينخفض إلى ٤ أقراص. وفي الحالة الأخيرة (مع "k=0.5")، يكون عدد الأقراص الإيجابية في المجتمع هو ١٣ × ٠,٥ = ٦,٥ أقراص. ومن البديهي أنّ برنامج HPD لا يمكنه أن يستعمل القيمة ٦,٥ أقراص في حساباته، ومن ثم فإنّ هذه القيمة تُقرَّب نزولاً إلى ٦. وهذا هو السبب في تقلّص حجم العيّنة في هذه الحالة، إذ إنّ برنامج HPD يحسب احتمال العثور على قرص سلبي واحد على الأقل عندما يكون عدد الأقراص الإيجابية ٦ فقط (بدلاً من ٦,٥) في مجتمع حجمه ١٣ قرصاً (في واقع الأمر، تفضي عملية التقريب في هذه الحالة إلى تغيير قيمة k من 0.5 إلى 0.46).

المعاينة البايزية

١- اختر باب *"Bayesian"*.

٢- أَدخل القيم المرغوبة للخطوات ١ و٢ و٣ و٤ و٥ و٦.

الملحوظة ١: على الرغم من أنّ حجم العيّنة لا يُستخدم في الحسابات الخاصة بالتوزيع البيتاوي، فمن الضروري إدخال حجم المجتمع لكي يتسنّى للبرامجية أن تبتّ فيما إذا كانت ستستخدم التوزيع البيتاوي أم التوزيع البيتاوي-الحدّاني في عملياتها الحسابية.

الملحوظة ٢: سوف تتوقّف القيمتان المختارتان للخطوتين ٢ و٣ (القيمتان a وb) على ما لدى المحلّل من معرفة مسبقة أو افتراضات بشأن θ.

٣- يُعطَى حجم العيّنة اللازم في الخطوة ٧ (الخانة B7).

في حال "$N \geq 50$"

تُستخدم هنا دالة إكسل الخاصة بالتوزيع البيتاوي على النحو التالي:

$P(\theta>k)$=BETADIST (k,a +(n-r), b + r, lower limit for k, upper limit for k).

في حال "$N < 50$"

يمكن حساب الدالة $\Gamma(x)$ *في برامجية إكسل باستخدام توليفة من دالتَيْ صحيفتي العمل* EXP *و*GAMMALN *على النحو التالي:*

$$GAMMALN(x) = LN(\Gamma(x))$$

ودالة EXP *هي مقلوب الدالة* LN*، ومن ثم تكون:*

$$EXP(GAMMALN(x)) = \Gamma(x)$$

وتجسَّد هذه الدالة في معادلة التوزيع البيتاوي-الحدّاني على النحو التالي:

$P(Y>=y)$=

(EXP(GAMMALN(n+a+b))*COMBIN(N-n, y) *
EXP(GAMMALN(y+x+a)) * EXP(GAMMALN(N-x-y+b)) /
(EXP(GAMMALN(x+a) * EXP(GAMMALN(n-x+b)) *
EXP(GAMMALN(N+a+b))

المعاينة الحدّانية

١- اختر باب *"Binomial"*.

٢- أَدخل القيم المرغوبة للخطوات ١ و٢ و٣.

٣- يُعطَى حجم العيّنة اللازم في الخطوة ٤ (الخانة B4).

وتُستعمل هنا دالة إكسل الخاصة بالتوزيع الحدّاني على النحو التالي:

P = BINOMDIST (n-r, n, k, FALSE)

تقدير الأوزان

١- اختر باب *"Estimation of Weight"*.

٢- أَدخل القيم المرغوبة للخطوات ١ إلى ٦.

٣- يُعطَى نطاق الوثوق في الخانتين B12 وD12.

يُحسب نطاق الوثوق على النحو التالي:

$$C.I. = \text{mean weight} \pm t^*s/\sqrt{n}$$

وفي حال اكتشاف أيّ وحدة سلبية في العيّنات، يُستخدم عامل تصحيح "$(n\text{-}r)/n$" على النحو التالي:

$$C.I. = (\text{mean weight}) * (n\text{-}r)/n \pm (t^*s/\sqrt{(n\text{-}r)}) * (n\text{-}r)/n$$

وفي حالة المجتمعات الأصغر حجماً، حيث تكون $n/N > 0.1$، يُستخدم عامل تصحيح إضافي يعطي ما يلي:

$$C.I. = (\text{mean weight}) * (n\text{-}r)/n \pm (t^*s/\sqrt{(n\text{-}r)}) * (n\text{-}r)/n * \sqrt{((N\text{-}n)/N)}$$

تقدير عدد الأقراص

١- اختر باب *"Estimation of Tablets"*.

٢- أَدخل القيم المرغوبة للخطوات ١ إلى ٥.

٣- يُعطَى عدد الأقراص المقدَّر في الخانة B9.

المرفق الثاني

المعاينة على الصعيد الوطني/الإقليمي/المختبري*

المعاينة هي أمر استراتيجي، وتتوقّف شدّتها إلى حدّ بعيد على الغرض النهائي من النتائج، وماهيّة المسألة الأصلية، والغايات النهائية للفحص. ومعظم هذه الاعتبارات تُمليه القوانين والممارسات القانونية الوطنية. أما في الممارسة العملية فليس للمعاينة تعريف صارم، ومن ثم يمكن لأجهزة الشرطة الإقليمية والمحاكم والمختبرات أن تستحدث استراتيجيات المعاينة الخاصة بها. وينبغي أن تكون المعاينة مناسبة للغرض، أي أن تكون ملبّية لاحتياجات الزبون وسهلة الفهم ومتلائمة مع أعباء عمل المختبر وناجعة التكلفة. كما ينبغي أن تؤخذ بعين الاعتبار التجارب السابقة مع سوق المخدّرات المحلية. وفي حالة المعاينة على الصعيد الإقليمي أو الوطني، نادراً ما تعطي أي قاعدة عامة حلولاً مُرضية تماماً. وبعبارة أخرى، تكاد أي مشورة عامة بشأن المعاينة أن تفضي، بحكم تعريفها، إلى أن يكون عدد العيّنات مفرطاً في قلّته أو في كثرته؛ فالعدد المفرط القلّة غير كاف، والعدد المفرط الكثرة هو تبديد للوقت والمال. وخلاصة القول هي أنّ المشورة العامة بشأن المعاينة لا يمكنها أن تَجُبَّ القواعد المحدّدة على الصعيد الوطني أو الإقليمي.

ومن ثم، فليس من المناسب أن يُوصَى بإجراءات معاينة معيّنة لكي تستخدم على الصعيد الوطني. فالأمر متروك للسلطات الوطنية أن تختار وتستحدث استراتيجية معاينة مناسبة ووافية بالغرض وتكون مرضية ومقبولة لدى جميع الأطراف ذوي الصلة (الشرطة، النيابة العامة، المحاكم). بيد أنه يوصى بشدّة بأن تُعَدّ وثائق عن استراتيجية المعاينة وأن تُوفَّر للشرطة و/أو الجمارك تعليمات كتابية عند الاقتضاء.

المعاينة على الصعيد الدولي

لقد طُلب من الشبكة الأوروبية أن تنظر في مسألة معاينة المضبوطات الكبيرة التي لها جوانب دولية واضحة، كما في حالات وجود المشتبه بهم في أكثر من بلد واحد. ورُئي أنّ من الضروري أن تكون هناك استراتيجية معقولة تحظى بتأييد قطاع واسع من مختبرات التحاليل الجنائية في بلدان الاتحاد الأوروبي ويمكن استخدامها كمبادئ توجيهية لموظفي الشرطة والجمارك.

وهنا أيضاً، تمثّل استراتيجية المعاينة نقطة الانطلاق. وبما أنّ الغرض النهائي لنتائج المعاينة وما يتبعها من تحاليل كيميائية ليس معروفاً ويمكن أن يتباين من حالة إلى أخرى فلا يمكن أن يُوصَى إلاّ باستراتيجية عامة.

وحسبما ذُكر أعلاه، ليس هناك حل واحد يتّسم بالكمال؛ فأيّ استراتيجية معاينة هي، بحكم تعريفها، حل توفيقي بين درجة الكمال المطلوبة وعبء العمل، وتتأثّر كثيراً بتباين الاحتياجات. ومن ثم، فليست هناك استراتيجية وحيدة تحظى بتأييد جميع الأطراف المعنيين. ومع ذلك،

* يستند هذا النص إلى العرض الإيضاحي الذي قدّمه كيمو هيمبرغ، رئيس الشبكة الأوروبية، عن المبادئ التوجيهية التي أعدّتها الشبكة بشأن المعاينة التمثيلية أمام الفريق العامل المعني بتعاون الشرطة، التابع للاتحاد الأوروبي، في ٢٦ تشرين الثاني/نوفمبر ٢٠٠٣.

تسعى الشبكة الأوروبية إلى إيجاد حل يحظى بتأييد واسع، ويتيح لكل من المنظمات الأوروبية إمكانية فعل المزيد في الحالات التي ترى فيها ذلك مناسباً. وفي حالات معيّنة، يتعيّن على خبير التحليل الكيميائي للأغراض الجنائية أن يوضّح مبادئ المعاينة. ويكتسي هذا الأمر أهمية خاصة عند تطبيق نهوج مثل النظرية البايزية، التي قد يصعب على الإنسان العادي فهمها.

وفيما يخص استراتيجية المعاينة في الحالات الدولية، يُنصح بما يلي:

- أن يكون لها أساس يسهل إيضاحه من الناحية الإحصائية؛
- أن تكون عملية وسهلة الفهم، حتى عندما يستخدمها موظفو الشرطة والجمارك؛
- أن تكون واقعية فلا تفضي إلى زيادة في أعباء المختبرات (أي أن تتيح فترات انتظار مقبولة)؛
- أن تكون قابلة للدفاع عنها أمام المحكمة.

وبناءً على هذه المتطلّبات، يُنصَح بأن يكون المعيار الأدنى الذي يُدرج في معاينة المضبوطات الدولية الكبيرة هو:

- أن تفضي إلى تقرير مفصّل عن تلك المضبوطات (يشمل وصف العيّنات وأعدادها، والأوزان، والعبوات، والمنشأ، والسمات الخارجية، والمظهر، والصور، إلخ) تُعدِّه أجهزة إنفاذ القانون، لكي يستخدمه خبراء التحاليل الجنائية والمحاكم؛
- أن يُستخدَم فيها أسلوب معاينة يقوم على الطريقة فوق الهندسية أو الطريقة البايزية، بدرجة وثوق قدرها ٩٥٪ وبنسبة وحدات إيجابية لا تقل عن ٥٠٪ (نصف عددها الإجمالي).

الملحوظة ١: هذا يعني أنه يجب، *كحد أدنى*، أخذ خمس عيّنات للفحص الكيميائي، إذا كان يُتوقَّع أن تكون جميع الوحدات المعاينة محتوية على مخدّرات.

الملحوظة ٢: في حال تعذّر إعادة المعاينة، يُوصَى بأخذ ثماني عيّنات. وهذه العيّنات الثماني تستند إلى احتمال (غير مرجَّح) هو العثور على عيّنة سلبية واحدة بين هذه العيّنات. وفي تلك الحالة، يظل ممكناً ضمان احتواء ٥٠٪ من العبوات على مخدّرات.

الملحوظة ٣: إذا كانت المواد المضبوطة تثير بعض الارتياب، يُوصَى بأخذ ١١ عيّنة على الأقل. وهذا يستند إلى احتمال (غير مرجَّح) هو العثور على عيّنتين سلبيتين بين هذه العيّنات. وفي تلك الحالة، يظلّ ممكناً ضمان احتواء ٥٠٪ من العبوات على مخدّرات.

الملحوظة ٤: إذا قام بالمعاينة أو المعاينة الفرعية مختبر تحاليل جنائية فإنّ عدد العيّنات يمكن أن يتأثّر بالنتائج الواقعية للتحليل الكيميائي. ويمكن استخدام الجداول فوق الهندسية أو الجداول البايزية لحساب حجم العيّنة.

وتتضمّن الوثيقة المعنونة "مبادئ توجيهية بشأن المعاينة التمثيلية للمخدّرات" وصفاً مفصلاً لمختلف أساليب المعاينة.

Vienna International Centre, PO Box 500, 1400 Vienna, Austria
Tel.: (+43-1) 26060-0, Fax: (+43-1) 26060-5866, www.unodc.org

ST/NAR/38
V.10-54971—February 2011