

MATHEMATISCH CENTRUM

2e BOERHAAVESTRAAT 49

AMSTERDAM

STATISTISCHE AFDELING

Leiding: Prof. Dr D. van Dantzig

Chef van de Statistische Consultatie: Prof. Dr J. Hemelrijk

Rapport S 165 (M 58)

Uittreksel van het artikel van A.C. Berry:

The accuracy of the Gaussian approximation to the sum of independent variables.

(Trans. Am. Math. Soc. 49 (1941) p. 122-136)

door

R. Doornbos en D.J. Stoker

1954

Uittreksel van het artikel van A.C. Berry

The accuracy of the Gaussian approximation to the sum of independent variables.

(Trans. Am. Math. Soc. 49 (1941) p. 122-136)

X_1, \dots, X_n zijn onderling onafhankelijke stochastische grootheden met gemiddelden $\alpha_1, \dots, \alpha_n$. De absolute gereduceerde momenten van de 2e en 3e orde bestaan en worden aangegeven met $\mu_2(X_k)$ en $\mu_3(X_k)$ ($k=1, \dots, n$).

Stel
$$\lambda(X_k) = \begin{cases} \mu_3(X_k)/\mu_2(X_k) & \text{als } \mu_2(X_k) \neq 0 \\ 0 & \text{als } \mu_2(X_k) = 0, \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \alpha &= \alpha_1 + \dots + \alpha_n, \\ \sigma &= (\mu_2(X_1) + \dots + \mu_2(X_n))^{1/2}, \\ G(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt, \\ \Lambda &= \max(\lambda(X_1), \dots, \lambda(X_n)), \\ F(x) &= P[X_1 + \dots + X_n \leq x], \\ M &= \sup_{-\infty < x < \infty} |F(x) - G(\frac{x-\alpha}{\sigma})|, \\ \varepsilon &= \Lambda/\sigma. \end{aligned}$$

De eerste stelling van Berry luidt dan:

Stelling 1: $M \leq (1,95)\varepsilon$ 1)

Deze stelling wordt bewezen voor het geval (R), d.w.z.

- (1) $\alpha_k = 0$ ($k=1, \dots, n$),
- (2) $\sigma = 1$,
- (3) $\varepsilon < (1,95)^{-1}$.

We zien dat als aan (3) niet voldaan is stelling 1 triviaal is, want dan houdt de stelling in $M \leq 1$. Als de variabelen van stelling 1 niet voldoen aan (1) en (2) voeren wij in

$$X'_k = \sigma^{-1}(X_k - \alpha_k) \quad (k=1, \dots, n).$$

Hiervoor geldt $M' = M$ en $\varepsilon' = \varepsilon$, dus stelling 1 is een gevolg van stelling 1(R).

1) Berry geeft hier de waarde 1,88. Uit stelling I bij de dissertatie van D.J. Stoker (1955) blijkt, dat deze waarde door de hier gegevene vervangen moet worden.

Het bewijs van stelling 1(R) verloopt als volgt: Eerst wordt bewezen:

Lemma 1:

Er bestaat een getal a zodat een van de ongelijkheden

$$(4) \quad F(x+a) - G(x+a) \geq \frac{\delta - x}{\sqrt{2\pi}},$$

$$(4') \quad F(x+a) - G(x+a) \leq \frac{-\delta - x}{\sqrt{2\pi}}$$

geldt in het interval $-\delta \leq x \leq \delta$, waarin

$$\delta = M (\pi/2)^{1/2}.$$

Dit lemma wordt bewezen door de existentie aan te tonen van een eindig getal b , waarvoor geldt:

$$F(b+) - G(b) = M \quad \text{of}$$

$$F(b-) - G(b) = -M.$$

Als we nu $a = b + \delta$ nemen, dan blijkt a aan lemma 1 te voldoen.

Het bewijs van stelling 1(R) maakt gebruik van de karakteristieke functies

$$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{ixt} dF(x) \quad \text{en}$$

$$\psi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{ixt} dG(x) = e^{-t^2/2}.$$

Wij beschouwen nu het verschil:

$$\varphi(t) - \psi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{ixt} d\{F(x) - G(x)\}.$$

Het is bekend dat als dit verschil klein is in een eindig interval om $t=0$, dat dan M klein is. Partiele integratie geeft

$$\frac{\varphi(t) - \psi(t)}{-it} = \int_{-\infty}^{\infty} \{F(x) - G(x)\} e^{ixt} dx.$$

Wij vervangen nu x door $x+a$ (de a van lemma 1)

$$\frac{\varphi(t) - \psi(t)}{-it} e^{-iat} = \int_{-\infty}^{\infty} \{F(x+a) - G(x+a)\} e^{ixt} dx.$$

Wij voeren in de gewichtsfunctie:

$$w(t) = \begin{cases} T - |t| & \text{voor } |t| \leq T \\ 0 & \text{voor } |t| > T \end{cases}.$$

De Fouriergetransformeerde van $w(t)$ is, op een constante na:

$$W(x) = \int_{-T}^T w(t) e^{ixt} dt = \frac{2(1 - \cos Tx)}{x^2}.$$

Volgens de stelling van Parseval geldt nu:

$$\int_{-\infty}^{\infty} W(x) \{F(x+a) - G(x+a)\} dx = \int_{-T}^T w(t) \frac{\varphi(t) - \psi(t)}{-it} e^{-iat} dt.$$

Hieruit volgt:

$$\left| \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1 - \cos Tx}{x^2} \{F(x+a) - G(x+a)\} dx \right| \cong \int_0^T (T-t) \frac{|\varphi(t) - \psi(t)|}{t} dt.$$

Hieruit wordt afgeleid:

$$(5) \quad A(T\delta) \cong \int_0^T (T-t) \frac{\varphi(t) - \psi(t)}{t} dt,$$

waarin

$$A(u) = (2/\pi)^{1/2} u \left\{ 3 \int_0^u \frac{1 - \cos x}{x^2} dx - \pi \right\}.$$

Als men nu voor T neemt $1/\varepsilon$, dan wordt bewezen dat het rechterlid van (5) niet groter is dan

$$(6) \quad (1,1/6) \cdot (\pi/2)^{1/2}.$$

Dit bewijs verloopt als volgt: De stochastische grootheid X_k heeft de karakteristieke functie

$$\varphi_k(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{ixt} dF_k(x) = 1 - \sigma_k^2 t^2/2 + \dots$$

Achtereenvolgens worden nu afgeleid

Lemma 2 In het interval $0 \leq t < \sqrt{2}/\varepsilon$ geldt

$$\log \varphi_k(t) = -\sigma_k^2 t^2/2 + \sigma_k^2 \Delta_k,$$

waarin voor iedere k ($k=1, \dots, n$), $|\Delta_k| \leq t^2 k(\varepsilon t)$

$$k(x) = x/6 - \left\{ \log(1 - x^2/2) + x^2/2 \right\} / x^2.$$

Lemma 3 In het interval $0 \leq t < \sqrt{2}/\varepsilon$ geldt

$$\log \varphi(t) = -t^2/2 + \Delta,$$

waarin

$$|\Delta| \leq t^2 k(\varepsilon t).$$

Lemma 4 In het interval $0 \leq t < \sqrt{2}/\varepsilon$ geldt

$$|\varphi(t) - \psi(t)| \leq \left\{ e^{t^2 k(\varepsilon t)} - 1 \right\} e^{-t^2/2}.$$

Uit lemma 4 volgt dat het rechterlid van (5) voor $T=1/\varepsilon$ gemaajeerd wordt door de integraal

$$B = \int_0^{1/\varepsilon} (1/\varepsilon - t) \frac{e^{t^2 k(\varepsilon t)} - 1}{t} e^{-t^2/2} dt$$

B wordt in 3 delen gesplitst:

$$\begin{aligned}
 B_1 &= \varepsilon/6 \int_{0,75/\varepsilon}^{0,75/\varepsilon} (1,1/\varepsilon - t) t^2 e^{-t^2/2} dt, \\
 B_2 &= \int_0^{0,75/\varepsilon} (1,1/\varepsilon - t) \frac{e^{t^2 h(\varepsilon t)} - 1 - \varepsilon t^3/6}{t} e^{-t^2/2} dt, \\
 B_3 &= \int_{0,75/\varepsilon}^{1,1/\varepsilon} (1,1/\varepsilon - t) \frac{e^{t^2 h(\varepsilon t)} - 1}{t} e^{-t^2/2} dt.
 \end{aligned}$$

Voor deze drie delen worden de volgende schattingen afgeleid:

$$B_1 \leq (1,1/6)(\pi/2)^{1/2} - \varepsilon/3, \text{ als } \varepsilon \leq 1/1,952^2,$$

$$B_2 \leq (0,134) \varepsilon,$$

$$B_3 \leq (0,195) \varepsilon,$$

zodat $B < (1,1/6)(\pi/2)^{1/2}$, waarmee de ongelijkheid (6) dus bewezen is.

Dus (volgens (5))

$$A(1,1 \delta/\varepsilon) < 0,2290.$$

Met behulp van de ongelijkheid

$$\cos x \leq 1 - \frac{x^2}{2!} + \frac{x^4}{4!} - \frac{x^6}{6!} + \frac{x^8}{8!}$$

vindt men

$$A(2,59) > 0,2290.$$

Nu is $A(u)$ een niet afnemende functie, daaruit volgt dat

$$M = (2/\pi)^{1/2} \delta \leq (2/\pi)^{1/2} 2,59 \varepsilon / 1,1 < (1,88) \varepsilon,$$

onder de voorwaarde

$$\varepsilon \leq (1,952)^{-1}.$$

Voor $\varepsilon > (1,88)^{-1}$ is de stelling triviaal, want $M \leq 1$.

Verhoogt men de constante 1,88 tot 1,952, dan is steeds aan de voorwaarde $\varepsilon \leq (1,952)^{-1}$ voldaan, voor zover de stelling niet triviaal is. Men kan dus onvoorwaardelijk stellen:

$$M \leq 1,952 \varepsilon.$$

(zie voetnoten 1) en 2)

Hiermee is stelling 1(R) en dus stelling 1 bewezen.

Stel nu $C = \sup M/\varepsilon$.

Volgens de tweede stelling geldt dan

$$\text{Stelling 2} \quad \boxed{C \leq (2\pi)^{-1/2} \approx 0,3989 \approx 0,40}.$$

Om dit te bewijzen beschouwen wij de grootheden X_1, \dots, X_n voor een speciaal geval, nl. dat ze allen dezelfde verdeling bezitten en wel dat ze alleen de waarden -1 en +1 aan kunnen nemen.

2) De noodzakelijkheid van deze extra voorwaarde, afkomstig van D.J. Stoker, wordt aan het einde afzonderlijk behandeld.

met waarschijnlijkheid $\frac{1}{2}$ voor iedere waarde. Als wij aannemen dat $C < (2\pi)^{-1/2}$, komen wij tot een tegenspraak.

De drie volgende stellingen geven schattingen voor M als de voorwaarden van resp. Feller, Lindeberg en Liapounoff vervuld zijn.

a) Het geval van Feller.

X_1, \dots, X_n zijn onderling onafhankelijke stochastische grootheden met verdelingsfuncties resp. $F_1(x), \dots, F_n(x)$.

$s > 0, a_1, \dots, a_n$ zijn reële getallen. $F(x)$ is de verdelingsfunctie van X_1, \dots, X_n .

Stel
$$M = \sup_{-\infty < x < \infty} |F(x) - G(\frac{x-a}{s})|.$$

Voor een gegeven $\epsilon > 0$ voeren wij in:

$$\epsilon_0 = \sum_{k=1}^n P[|X_k - a_k| > \epsilon s],$$

$$\epsilon_1 = s^{-1} \sum_{k=1}^n \left| \int_{a_k - \epsilon s}^{a_k + \epsilon s} (x_k - a_k) dF_k(x) \right|,$$

$$\epsilon_2 = \left| 1 - \frac{1}{s^2} \sum_{k=1}^n \int_{a_k - \epsilon s}^{a_k + \epsilon s} (x_k - a_k)^2 dF_k(x) \right|.$$

Berry bewijst nu

Stelling 3 Als $\epsilon_0 \leq \epsilon, \epsilon_1 \leq \epsilon$ en $\epsilon_2 \leq \epsilon$, dan is $M \leq (5,8) \epsilon$.

b) Het geval van Lindeberg.

Stel dat de spreiding van iedere X_k eindig is. Stel $s = \sigma, a_1 = \alpha_1, \dots, a_n = \alpha_n$ nu gaan ϵ_1 en ϵ_2 over in:

$$\epsilon_1 = \sigma^{-1} \sum_{k=1}^n \left| \left(\int_{-\infty}^{\alpha_k - \epsilon \sigma} + \int_{\alpha_k + \epsilon \sigma}^{\infty} \right) (x_k - \alpha_k) dF_k(x) \right|$$

$$\epsilon_2 = \sigma^{-2} \sum_{k=1}^n \left(\int_{-\infty}^{\alpha_k - \epsilon \sigma} + \int_{\alpha_k + \epsilon \sigma}^{\infty} \right) (x_k - \alpha_k)^2 dF_k(x).$$

Dan geldt:

Stelling 4: Als $\epsilon_2 \leq \epsilon^3$, dan is $M \leq (3,6) \epsilon$.

c) Het geval van Liapounoff. Hierbij wordt ondersteld het bestaan van de momenten van de orde $m > 2$ (m hoeft niet geheel te zijn).

Stel $\eta = \sigma^{-m} \sum_{k=1}^n \mu_m(X_k)$. Uit stelling 4 volgt dan

Stelling 5

$$M \leq (3,6) \eta^{1/(m+1)}.$$

Aanvulling van D.J. Stoker (zie voetnoten 1) en 2).

Volgens P.L. Hsu (Ann.Math.Stat. 14 (1945), p. 3) is,

$$B_1 = (1,1/6) \sqrt{\pi/2} - \epsilon/3 - 1/6 \int_{c/\epsilon}^{\infty} \{(1,1-c)t^2 + c - 2\epsilon t\} e^{-t^2/2} dt,$$

waarbij in dit geval $c = 0,75$. Hieruit volgt:

$$B_1 \leq (1,1/6) \sqrt{\pi/2} - \epsilon/3,$$

indien:

$$\int_{c/\varepsilon}^{\infty} \{(1,1-c)t^2 + c - 2\varepsilon t\} e^{-t/2} dt \geq 0.$$

Deze voorwaarde geldt zeker indien:

$$(1,1-c)t^2 + c - 2\varepsilon t \geq 0 \quad \text{voor } c/\varepsilon \leq t \leq \infty,$$

en hieraan is weer voldaan indien:

$$\varepsilon^2 \leq 0,2625$$

of indien

$$\varepsilon < 1/1,952.$$

Door deze wijziging in het bewijs van Berry worden de bovenste grenzen van de integralen B_2 en B_3 niet beïnvloed.
