

تقدير لاملمي دالة كثافة احتمالية متعددة المتغيرات

مناف يوسف حمود*، تهاني مهدي عباس** و قتيبة نبيل نايف***

* قسم الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد.

** كلية العلوم، جامعة بغداد.

*** قسم الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد.

المستخلص

في هذا البحث تم استعراض بعض الطرائق الخاصة بتقدير دالة كثافة احتمالية متعددة المتغيرات. اذ تم التركيز على توزيع طبيعي ثنائي المتغيرات وكذلك توزيع ملوث ثلثي المتغيرات. وقد تم مقارنة ثلاث مقدرات (تمثل المقدر الاول بمقدار معلمي وهو مقدر الامكان الاعظم مع مقدارين لاملميين هما مقدر لاملمي ذو مصفوفة كاملة للمعلم التمهيدية مع مقدر لاملمي ذو مصفوفة قطرية للمعلم التمهيدية)، وذلك باستخدام اسلوب المحاكاة.

اذ يشير (.) k الى دالة λ^k احادية المتغير مثل دالة

Gaussian

$$K(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} I(-\infty, \infty)$$

وهناك صيغة اخرى تمثل باستخدام دالة λ^k متعددة المتغيرات:

$$K(\underline{z}) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^d} e^{-\frac{1}{2}\underline{z}^T \underline{z}}$$

اما الصيغة الثانية لتقدير دالة الكثافة متعددة المتغيرات وتتمثل باستعمال مصفوفة معلمة تمهدية متماثلة غير صفرية H ومن ثم تصبح الصيغة العامة لمقدار دالة الكثافة الاحتمالية متعددة المتغيرات كالتالي:

$$\hat{f}_h(\underline{x}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{|H|} K\left(H^{-1}(\underline{X} - \underline{x})\right) \\ = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_H(\underline{X} - \underline{x}) \quad \dots \dots \dots \quad (2)$$

2- بعض الصيغ لمصفوفة المعلمة التمهيدية

هناك بعض الصيغ التي تتضمنها مصفوفة المعلمة التمهيدية تمثل الصيغة الاولى باستعمال معلمة تمهدية متساوية في جميع الابعاد وتتألف تلك الى قيمة المصفوفة:

$$H = hI_d$$

اذ يشير I_d الى مصفوفة وحدة ذات بُعد $d \times d$.

يعد تقدير دالة الكثافة متعددة المتغيرات باستخدام

التقدير الباقي من الاساليب الحديثة والمفيدة في الوصف البياني والمرئي (Visual) الامثل، ويستخدم هذا الاسلوب في فحص تركيب البيانات وبناء الانموذج الملائم بالاعتماد على البيانات المعطاة فضلا عن تزويدنا باداة تحليلية مرنة غالبا ما تستخدم في تمثيل البيانات بيانيا.

ان الهدف من تقدير دالة الكثافة الاملممية متعددة المتغيرات يتمثل بتقريب دالة الكثافة الاحتمالية $f(\underline{x}) = f(x_1, x_2, \dots, x_d)$ للمتغيرات العشوائية $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_d)^T$. يعرف مقدر اللب دالة الكثافة متعددة المتغيرات ذات البعد d وكالآتي:

$$\hat{f}(\underline{x}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_1 \cdot h_2 \cdots h_d} K\left(\frac{X_{i1} - x_1}{h_1}, \dots, \frac{X_{id} - x_d}{h_d}\right) \quad \dots \dots \dots \quad (1)$$

اذ يشير (.) K الى دالة اللب متعددة المتغيرات، مع الاشارة الى انه تم افتراض ان المعلمة التمهيدية في المعادلة المذكورة انفا تمثل متوجه من المعلمات التمهيدية $\underline{h} = (h_1, h_2, \dots, h_d)^T$.

هناك عدة صيغ تأخذها دالة اللب منها دالة اللب الناتجة من حاصل ضرب دوال λ^k احادية المتغير:

$$K(\underline{z}) = K(z_1) \cdot K(z_2) \cdots K(z_d)$$

$$ISB(H) = \int \{E\hat{f}_H(\underline{x}) - f(\underline{x})\}^2 d\underline{x} \quad \dots \dots \dots (5)$$

مع الاشارة الى ان تكامل مربع التحيز المحاذي يمثل حدا من الرتبة الاولى للمقدار (H₀), اي ان:

$$\frac{\text{ISB}(\mathcal{H}) - \text{AIB}(\mathcal{H})}{\text{AIB}(\mathcal{H})} = o(1)$$

ويلاحظ انه تم افتراض ان $|H| \rightarrow \infty$ وان $n \rightarrow \infty$
وكذلك $|H| \rightarrow \infty$. اما مقدار التباين التكاملی فيكون:

بدمج كلا من AIV(H) مع AIB(H) نحصل على متوسط مربعات الخطأ التكاملى المحاذى:

$$\text{AIMSE}(\mathbf{H}) = \text{AIV}(\mathbf{H}) + \text{AIB}(\mathbf{H})$$

و لاشتقاق المركبات لـ AIMSE(H) وكما في حالة احدى المتغير نستعمل مفكوك تايلور من الرتبة الثانية وسوف يشار الى gradient بالرمز ∇ ولمصفوفة الـ Hessian والتي تمثل مصفوفة المشتقات الجزئية من الرتبة الثانية للدالة f ويرمز لها بـ H_f ومن ثم فان مفكوك تايلور لـ $f(.)$ حول x يكون:

$$f(\underline{x} + \underline{z}) = f(\underline{x}) + \underline{z}^T \nabla_f(\underline{x}) + \frac{1}{2} \underline{z}^T H_f(\underline{x}) \underline{z} + o(\underline{z}^T \underline{z})$$

ان هذه المعادلة تقود الى المقدار:

$$\hat{E}f_H(\underline{x}) = \int K_H(\underline{z} - \underline{x}) f(\underline{z}) d\underline{z} = \int K(s) f(\underline{x} + H\underline{s}) ds$$

$$\approx \int K(s) \{ f(\underline{x}) + \underline{s}^T H^T \nabla_f(\underline{x}) + \frac{1}{2} \underline{s}^T H^T H_f(\underline{x}) \underline{s} \} ds$$

وباستخدام الافتراض في المعادلة (3) فضلاً عن الافتراضات الآتية:

$$\int z K(\underline{z}) d\underline{z} = \underline{0}_d$$

$$\int \underline{z} \underline{z}^T K(\underline{z}) d\underline{z} = M_2(K) I_d$$

فان المعادلة (7) تصبح:

$$E\hat{f}_H(\underline{x}) - f(\underline{x}) \approx \frac{1}{2} M_2(K) \text{tr}(H^T H_f(\underline{x}) H)$$

لذلك فأ:

في حين تتمثل الصيغة الثانية باستعمال قيم مختلفة
للمعلومة التمهيدية كما في حالة المعادلة (1) المذكورة
انفا، مما ينتج ان:

$$H = \text{diag}(h_1, h_2, \dots, h_d)$$

اي تمثل مصفوفة قطرية بالعناصر h_1, h_2, \dots, h_d ، اما الصيغة الثالثة والتي تعد الحالة العامة فتتمثل بـ

$$\hat{\Sigma} = \sum_i \lambda_i^2 h_i h_i^\top$$

المصفوفة غير قطرية ولها قيم خارج القطر ويتم استعمال مصفوفة معلمة تمهدية متناسبة الى

$$\hat{\Sigma} = \sum_i \lambda_i^2 H_i H_i^\top$$

اذ يشير $\hat{\Sigma}$ الى مصفوفة التباين المشتركة للبيانات.

لذلك فإن استعمال هذه المعلمة التمهيدية سوف يكون مطابقاً إلى تحويل البيانات إلى مصفوفة وحدة للتبانين المشترك، وكنتيجة لهذا فإنه بالامكان استعمال مصفوفات معلمة تميمية لتصحيح الارتباط بين المركبات لـ X.

3- الخصائص الاحصائية للمقدار متعدد المتغيرات

نتحة لافتة اضر القنائس على دالة اللّٰه غير الساللة:

$$\int K(\underline{z}) d\underline{z} = 1 \quad \dots \dots \dots \quad (3)$$

فأن التقدير $\hat{f}_H(x)$ يمثل دالة كثافة يحقق

وان التقدير الاتي يكون:

$$\hat{f}_H(\underline{x}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_H(\underline{x} - \underline{X_i}) = f(\underline{x}) + o_P(1) \quad \dots (4)$$

متستقا عند اي نقطة استمرارية للدالة (f) , اي انه اذا كانت
 $n \rightarrow \infty$ فان $\left|H_n\right| \rightarrow \infty$ مما ينتج ان
 الاشتراق لمتوسط مربع الخطأ MSE ومتوسط مربعات
 الخطأ التكاملي $IMSE$ يكون مشابها الى حالة بعد الواحد.
 ومن الجدير بالاشارة الى ان الرمز الذي يشير الى
 التكامل انما يشير تكامل متعدد $\int \dots \int$ وان

$$\cdot d\bar{x} = dx_1 dx_2 \dots dx_d$$

ان معيار متوسط مربعات الخطأ التكاملـي المحاذـي

AIMSE يتكون من جزئين هما التحيز التكاملى المحاذى

Asymptotic integrated bias (AIB) والتباين

المحاذي التكاملي Asymptotic integrated variance

اذا يكون التحيز للمقدار هو $Ef_H(\underline{x}) - f(\underline{x})$ (AIV)

وأن تكامل مربع التحيز يكون:

الشاملة H او الموضعية $(H(x))$ ومن هذه الطرائق Cross-Validation (الملى Plug-in والعبور الشرعي وقاعدة الابهام Rule of thumb).

4.1 قاعدة الابهام :Rule of thumb

ان اختيار المعلمة التمهيدية المستندة على قاعدة الابهام (Reference) يظهر من استخدام الصيغة للتوزيع المصدر

distribution). من الواضح ان دالة الكثافة الاحتمالية دالة التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات $N_d(\mu, \Sigma)$ تمثل مرشحاً جيداً للتوزيع المصدر في متعدد المتغيرات. بافتراض ان دالة الـ $K(.)$ تمثل دالة Gaussian، اي انها تمثل PDF دالة التوزيع الطبيعي $N_d(0_d, I_d)$ مع ملاحظة ان $\|K\|_2^2 = 2^{-d} \pi^{-d/2}$ ، لذلك

ومن المعادلة (11) وحقيقة كون:

$$\int [tr(H^T H_f(\underline{x}) H)]^2 d\underline{x} = \frac{1}{2^{d+2} \pi^{d/2} |\Sigma|^{1/2}} \left[2tr(H^T \Sigma^{-1} H)^2 + \{tr(H^T \Sigma^{-1} H)\}^2 \right]$$

H و Σ الحالـة الابـسط تـنـتـمـى بـكـونـ كـلـاـ منـ مـصـفـوـقـتـانـ قـطـرـيـتـانـ، اي انـ:

$$H = \text{diag}(h_1, h_2, \dots, h_d)$$

$$\Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_d^2)$$

فنحصل على:

$$\tilde{h}_j = \left(\frac{4}{d+2} \right)^{1/(d+4)} n^{-1/(d+4)} \sigma_j \quad (13)$$

يلاحظ ان هذه الصيغة تتطابق مع صيغة قاعدة الابهام للباحث (1986) Silverman في حالة بعد الواحد اي $d=1$.

وباستبدال σ_j بالتقدير الملائم له نتوصل الى قاعدة

Scott (1992) وهي:

$$\tilde{h}_j = n^{-1/(d+4)} \hat{\sigma}_j \quad (14)$$

من المعادلة (13) المذكورة انما يلاحظ امكانية اختيار مصفوفة معلمة تمهيدية H متناسبة الى $\sum^{1/2}$ ، ففي هذه الحالة نحصل وكتعميم لقاعدة Scott (1992) على:

$$\hat{H} = n^{-1/(d+4)} \hat{\Sigma}^{1/2} \quad (15)$$

$$AIB(H) = \frac{1}{4} M_2^2(K) \int [tr(H^T H_f(\underline{x}) H)]^2 d\underline{x} \quad (8)$$

اما الحد الرئيس لجزء التباين يمثل العزم الثاني للتقدير اي ان:

$$\begin{aligned} \text{Var}\{\hat{f}_H(\underline{x})\} &= \frac{1}{n} \int \{K_H(\underline{z} - \underline{x})\}^2 d\underline{z} - \frac{1}{n} \{E\hat{f}_H(\underline{x})\}^2 \\ &\approx \int \frac{1}{n|H|} K^2(s) f(\underline{x} + H\underline{s}) ds \\ &\approx \int \frac{1}{n|H|} K^2(s) f(\underline{x} + s^T H^T \nabla_f(\underline{x})) ds \\ &\approx \frac{1}{n|H|} \|K\|_2^2 f(\underline{x}) \end{aligned} \quad (9)$$

اذ يشير $\|K\|_2$ الى L_2 -norm ذات d من الابعاد للدالة $(.)$ ، لذلك فأن التباين المحاذي التكاملي يكون:

$$AIV(H) = \frac{1}{n|H|} \|K\|_2^2 \quad (10)$$

ومن ثم فان:

$$\begin{aligned} AIMSE(H) &= \frac{1}{4} M_2^2(K) \int [tr(H^T H_f(\underline{x}) H)]^2 d\underline{x} + \\ &\quad \frac{1}{n|H|} \|K\|_2^2 \end{aligned} \quad (11)$$

4- اختيار المعلمة التمهيدية لمقدار الكثافة متعدد

المتغيرات

نتحول الان الى مسألة اخرى وتمثل باختيار المعلمة التمهيدية المثلثي، اذ تعمل هذه المعلمة على الموازنة بين التحييز والتباين في مقدار AIMSE. بافتراض ان h تمثل ثابتنا بحيث ان $H = hH_0$ وان $|H_0| = 1$ فأن المقدار AIMSE(H) يمكن كتابته كالتالي:

$$\begin{aligned} AIMSE(H) &= \frac{1}{4} h^4 M_2^2(K) \int [tr(H_0^T H_f(\underline{x}) H_0)]^2 d\underline{x} + \\ &\quad \frac{1}{nh^d} \|K\|_2^2 \end{aligned} \quad (12)$$

اذ ان مسألة اختيار المعلمة التمهيدية H ذات اهمية عظمى في حالة متعدد المتغيرات ويمكن استخدام الاساليب المتبعة في حالة بعد الواحد في تقدير المعلمة التمهيدية في حالة متعدد المتغيرات (اذ نبحث عن المعلمة التمهيدية

علمًا أن معيار المستخدم لعرض المقارنة يتمثل بمعيار متوسط مربعات الخطأ MSE.

إذ تُعد هذه القاعدة متساوية إلى تطبيق تحويل مهندسي Mahalanbois للبيانات (أي تحويل مصفوفة التباين المشتركة إلى مصفوفة وحدة) ومن ثم حساب تقدير اللتب مع معالم تمهيدية متساوية $h = n^{-1/(d+4)}$ ومن ثم وأخيراً نعيد تحويل دالة الكثافة المقدرة إلى المقياس الأصلي.

5- الجانب التجريبي

في هذا البحث تم استعمال أسلوب المحاكاة لغرض مقارنة المقدرات لدالة الكثافة الاحتمالية متعددة المتغيرات وهي مقدر الامكان الاعظم ومقدر كثافة لامعجمي ذو مصفوفة معالم تمهيدية كاملة وكذلك مقدر ذو مصفوفة قطرية للمعلم التمهيدية.

وقد تمت المقارنة بالاعتماد على بضعة حالات منها:

- استخدام توزيع طبيعي ثئاري المتغيرات لكن ببيانات مختلفة للمتغيرات المستخدمة وهي على التوالي:

$$\begin{aligned} X &\sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right) \\ X &\sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho\sqrt{2} \\ \rho\sqrt{2} & 2 \end{pmatrix}\right) \\ X &\sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 2 & \rho\sqrt{10} \\ \rho\sqrt{10} & 5 \end{pmatrix}\right) \end{aligned}$$

وقد تم استعمال قيم مختلفة للاقاتrasferenze هي $\rho = \mp 0.3, \mp 0.5, \mp 0.8$. كذلك تم استخدام حجوم مختلفة للعينات ($n = 50, 100, 200$).

- استخدام توزيع طبيعي ثئاري المتغيرات ملوث بنسب $\alpha = 30\%, 40\%$

والتوزيع الملوث المستخدم في هذا البحث هو:

$$f(\underline{x}) = (1 - \alpha)N(\underline{0}, \Sigma) + \alpha N(\underline{0}, \lambda^2 \Sigma)$$

إذ ان $\lambda = 4$.

والجدالات الآتية توضح نتائج المحاكاة وفق المعطيات المذكورة آنفاً، كذلك تم عرض بعض الأشكال لعدد من الحالات المستخدمة.

جدول (1)

يشير الى قيم $\hat{f}(\underline{x})$ وفق المقدرات المستخدمة وقيم التباينات وحجوم العينات المستخدمة مع الاشارة الى ان نسبة ثانوي المنوال (التلوث) هي 0% (لعدد الناتج مضروب في 10000).

n	ρ	0.3			0.5			0.8			-0.3			-0.5			-0.8		
		σ_1^2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1
	σ_2^2	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5
50	\hat{f}_{ML}	4.212	2.02	0.43	15	7.16	1.68	370	174	34	4.23	2.15	0.41	16	7.79	1.57	333	174	35
	\hat{f}_{Hd}	7.65	3.3	0.55	11	4.64	0.71	43	18	2.41	7.58	3.19	0.535	11	4.71	0.698	42	18	2.37
	\hat{f}_{Hf}	7.8	3.37	0.56	12	4.86	0.75	45	20	2.76	7.73	3.26	0.545	11	4.95	0.738	45	19	2.72
100	\hat{f}_{ML}	2.19	1.03	0.22	11	5.26	1.1	291	142	30	2.11	1.15	0.21	10	5.45	1.01	289	146	29
	\hat{f}_{Hd}	6.57	2.74	0.393	9.67	3.95	0.54	40	16	2.11	6.63	2.70	0.383	9.79	3.93	0.532	40	17	2.14
	\hat{f}_{Hf}	6.73	2.82	0.41	10	4.22	0.59	43	18	2.58	6.79	2.77	0.396	10	4.21	0.583	43	19	2.61
200	\hat{f}_{ML}	1.18	0.629	0.61	8.09	4.18	0.82	296	133	27	1.29	0.59	0.808	8.19	4.13	0.841	269	136	27
	\hat{f}_{Hd}	5.63	2.24	2.27	8.44	3.41	0.43	36	15	1.86	5.62	2.29	0.426	8.402	3.42	0.423	36	15	1.87
	\hat{f}_{Hf}	5.80	2.33	2.36	9.07	3.73	0.48	40	17	2.39	5.79	2.37	0.483	9.03	3.74	0.498	40	17	2.40

جدول (2)

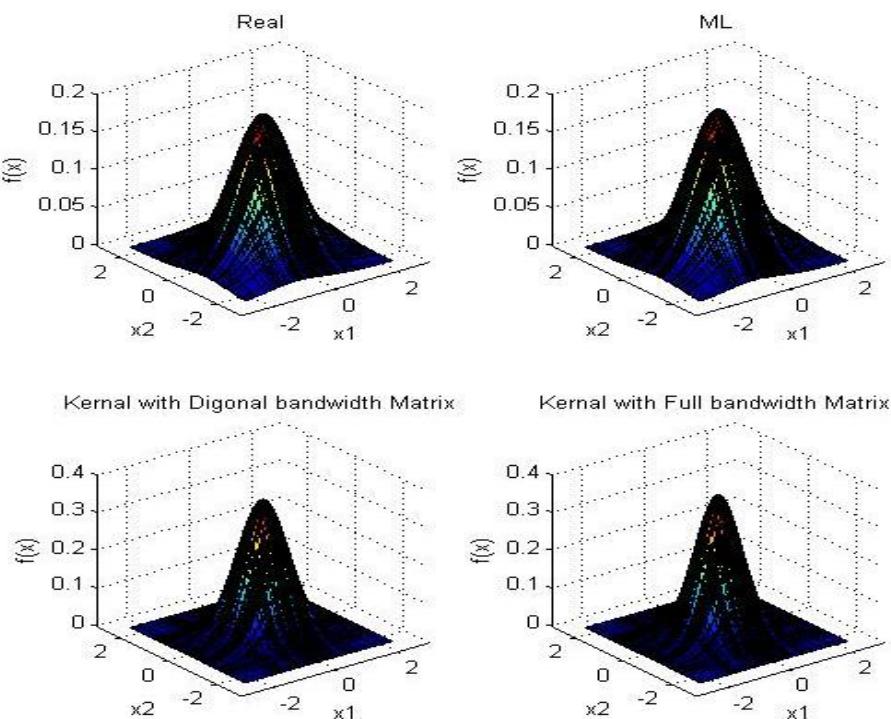
يشير الى قيم $\hat{f}(\underline{x})$ وفق المقدرات المستخدمة وقيم التباينات وحجوم العينات المستخدمة مع الاشارة الى ان نسبة ثانوي المنوال (التلوث) هي 30% (العدد الناتج مضروب في 10000).

n	ρ	0.3			0.5			0.8			-0.3			-0.5			-0.8		
		σ_1^2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1
	σ_2^2	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5
50	\hat{f}_{ML}	32	16	3.21	34	17	3.35	33	16	3.21	32	16	3.21	33	17	3.33	32	16	2.99
	\hat{f}_{Hd}	23	11	1.66	30	14	2.17	81	37	6.15	23	11	1.65	30	14	2.18	81	37	6.095
	\hat{f}_{Hf}	23	11	1.67	30	14	2.21	80	37	6.27	23	11	1.66	30	14	2.21	81	37	6.22
100	\hat{f}_{ML}	34	17	3.40	35	18	3.57	30	15	2.86	34	17	3.38	36	18	3.55	29	15	2.90
	\hat{f}_{Hd}	22	10	1.59	29	13	2.1	78	36	5.92	22	10	1.60	29	13	2.10	78	36	5.90
	\hat{f}_{Hf}	22	10	1.61	29	13	2.14	78	36	6.11	22	10	1.61	29	13	2.14	78	36	6.097
200	\hat{f}_{ML}	35	17	3.45	36	18	3.63	29	15	2.98	34	17	3.44	37	18	3.64	29	15	2.945
	\hat{f}_{Hd}	21	9.56	1.52	28	13	1.99	75	35	5.64	21	9.59	1.51	28	13	2.01	74	34	5.64
	\hat{f}_{Hf}	21	9.61	1.53	28	13	2.05	75	35	5.89	21	9.64	1.53	28	13	2.06	75	35	5.89

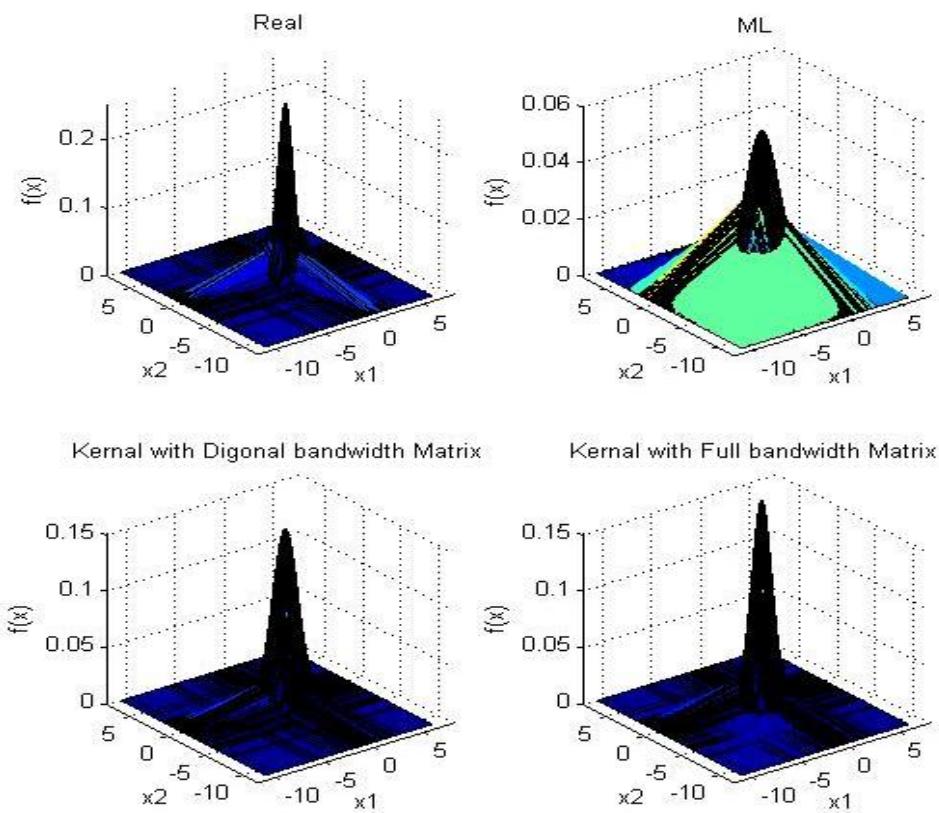
جدول (3)

يشير الى قيم $\hat{f}(\underline{x})$ وفق المقدرات المستخدمة وقيم التباينات وحجوم العينات المستخدمة مع الاشارة الى ان نسبة ثنائي المنوال (التلوث) هي 40% (العدد الناتج مضروب في 10000).

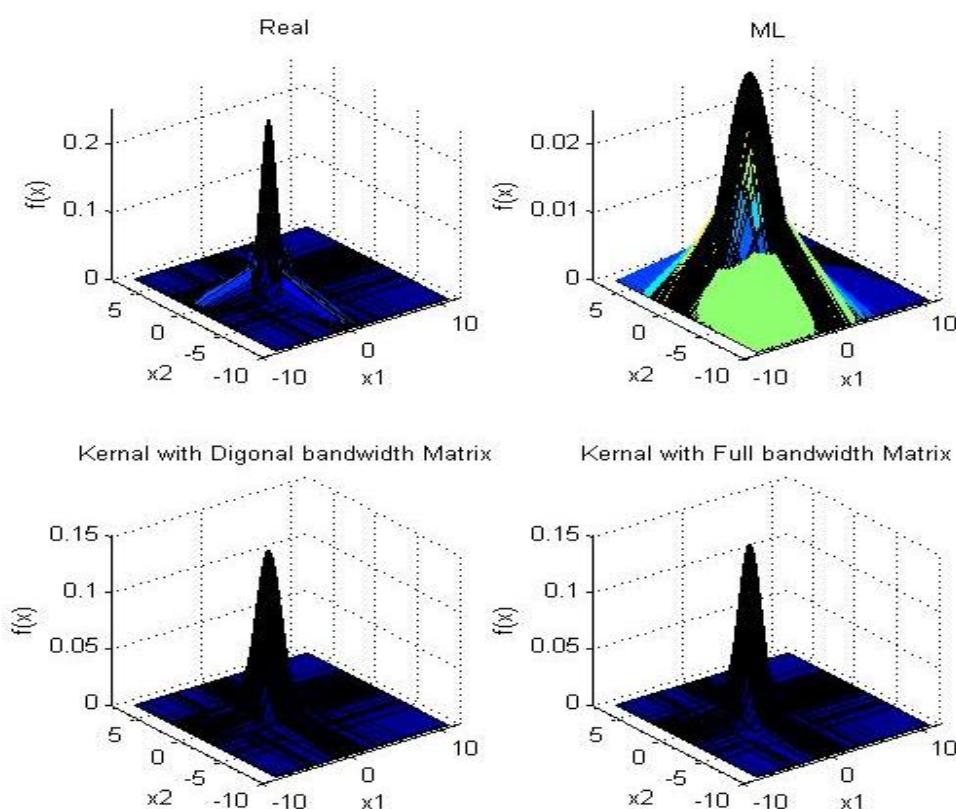
n	ρ	0.3			0.5			0.8			-0.3			-0.5			-0.8		
		σ_1^2			1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1	2
		σ_2^2			1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5
50	\hat{f}_{ML}	33	16	3.28	35	17	3.48	38	19	3.68	32	16	3.21	35	18	3.479	36	19	3.676
	\hat{f}_{Hd}	25	11	1.86	32	15	2.41	78	37	6.30	24	11	1.84	32	15	2.402	78	37	6.32
	\hat{f}_{Hf}	25	11	1.87	32	15	2.43	78	37	6.39	24	11	1.85	32	15	2.426	78	37	6.404
100	\hat{f}_{ML}	34	17	3.38	37	18	3.64	38	19	3.80	33	17	3.36	36	18	3.635	38	19	3.847
	\hat{f}_{Hd}	24	11	1.81	30	14	2.33	76	36	6.15	23	11	1.818	30	14	2.337	77	36	6.157
	\hat{f}_{Hf}	24	11	1.82	30	14	2.36	76	36	6.29	23	11	1.83	30	14	2.368	77	36	6.295
200	\hat{f}_{ML}	34	17	3.40	37	19	3.73	39	20	3.93	34	17	3.40	37	19	3.70	39	20	3.84
	\hat{f}_{Hd}	23	10	1.74	29	13	2.25	74	35	5.96	23	10	1.74	29	13	2.247	74	35	5.938
	\hat{f}_{Hf}	23	10	1.75	29	14	2.29	75	35	6.15	23	10	1.75	29	14	2.285	74	35	6.127



شكل رقم (1) يشير الى القيم الحقيقية والتقديرات المعلمية واللامعلمية لدالة الكثافة الإحتمالية عند حجم عينة $n = 100$ وبيانات $\sigma_1^2 = 1$ ، $\sigma_2^2 = 1$ ودرجة أرتباط $\rho = 0.5$ ونسبة تلوث 0%.



شكل رقم (2) يشير الى القيم الحقيقية والتقديرات المعلمية واللامعممية لدالة الكثافة الإحتمالية عند حجم عينة $n = 100$ وتباینات $\sigma_1^2 = 1$ ، $\sigma_2^2 = 1$ ودرجة أرتباط $\rho = 0.5$ ونسبة تلوث .30%



شكل رقم (3) يشير الى القيم الحقيقية والتقديرات المعلمية واللامعممية لدالة الكثافة الإحتمالية عند حجم عينة $n = 100$ وتباینات $\sigma_1^2 = 1$ ، $\sigma_2^2 = 1$ ودرجة أرتباط $\rho = 0.5$ ونسبة تلوث .40%.

من الجداول (2، 3) تلاحظ النتائج الآتية:

- عند زيادة نسب التلوث تزداد قيم الخطأ للمتغيرات ولجميع حجوم العينات والارتباطات والتباينات المستعملة.
- في حالة الارتباطات العالية ولجميع حجوم العينات والتباينات اظهرت النتائج تحسن اداء الامكان الاعظم ويفضل استخدامه على بقية المقدرات الاخرى على الرغم من تذبذب قيمه لجميع الارتباطات الاخرى المستخدمة.
- للحالة النسبة % 30 وللحالة $\underline{\sigma}_1^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}, \underline{\sigma}_2^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$ ولجميع حجوم العينات والارتباطات يتضح تساوي المقدرات اللامعلمية المستخدمة، اما في حالة $\sigma_1^2 = 2, \sigma_2^2 = 5$ اظهرت النتائج افضلية المقدر اللامعلمي ذو المصفوفة القطرية للمعلمة التمهيدية يليه المقدر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية الكاملة واخيرا مقدر الامكان.
- تحسن قيم MSE بشكل طفيف عند زيادة حجوم العينات.

- MSE
- كحالة عامة اظهرت النتائج ثبات نسبي لقيم لجميع المقدرات بتغير قيم الارتباطات.
 - تحسن قيم MSE لكل مقدر عند زيادة قيم التباين ولكل حالة ارتباط مستخدمة.
 - اظهرت النتائج افضلية المقدرات اللامعلمية على مقدر الامكان الاعظم في حالة استخدام الارتباطات $\underline{\sigma}_1^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.3 \end{pmatrix}, \underline{\sigma}_2^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.5 \end{pmatrix}$ ولجميع حجوم العينات والتباينات المستخدمة.
 - في حالة الارتباط $\rho = 0.8$ يلاحظ افضلية مقدر الامكان على بقية المقدرات.

7- الاستنتاجات

• لحالة التوزيع الطبيعي:

- في حالة الارتباطات الصغيرة اظهرت النتائج افضلية مقدر الامكان الاعظم على بقية المقدرات.
- في حالة الارتباطات المتوسطة والكبيرة اظهرت النتائج افضلية المقدرات اللامعلمية خاصة المقدر اللامعلمي ذو المصفوفة القطرية للمعلم المتمهيدية يليه

6- تفسير النتائج

من الجدول (1) تلاحظ النتائج الآتية:

- في حالة الارتباط $\rho = 0.3$ ، ولجميع حجوم العينات والتباينات المستخدمة اظهرت النتائج ان المقدر الافضل هو مقدر الامكان الاعظم يليه المقدر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية القطرية يليه المقدر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية الكاملة.
- في حالة الارتباط $\rho = 0.5$ ، ولجميع حجوم العينات والتباينات المستخدمة اظهرت النتائج ان المقدر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية القطرية افضل اداءا يليه المقدر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية الكاملة واخيرا مقدر الامكان الاعظم.
- من الجدير بالاشارة الى انه عند زيادة قيم التباين للمتغيرات وحالة حجوم العينات الصغيرة والمتوسطة اظهرت النتائج افضلية مقدر الامكان ثم المقدر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية القطرية يليه المقدر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية الكاملة، في حين عند حجم العينة الكبير اظهرت النتائج تباينا عند قيم $\underline{\sigma}_1^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}, \underline{\sigma}_2^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 5 \end{pmatrix}$
- عند حالة الارتباط $\rho = 0.8$ و لجميع الحالات الاخرى المستعملة، اثبتت النتائج تفوق المقدر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية القطرية يليه المقدر اللامعلمي الثاني.
- اظهرت النتائج ان قيم MSE لا تتأثر نوعا ما بقيم الارتباط لكل قيمة ارتباط مستخدم سواء اكان سالبا ام موجبا اي اذا كان الارتباط بين المتغيرين 0.3 فان النتائج كانت متشابهة نوعا ما مع حالة الارتباط هو -0.3 - وهذا لبقية القيم الاخرى للارتباط، اي ان النتائج كانت متقاربة لكل حالة ارتباط مستخدمة.
- تنصاعد قيم الخطأ مع تصاعد قيم الارتباطات بين المتغيرات.
- يلاحظ ان مقدر الامكان يتحسن في حالة الارتباطات المتوسطة وقيم تباين $\underline{\sigma}_1^2 = 2, \underline{\sigma}_2^2 = 5$ لكن عند زيادة قيم الارتباط ينخفض اداء تلك الطريقة ويتحسن اداء المقدرات اللامعلمية.

using adaptive kernel density estimation. Through internet.

- [7] Mueller, M. "Semiparametric extensions to generalized linear models" (2000), Fakultat der Humboldt-Universitat zu Berlin.
- [8] Powel, J. L. (2005). "Notes on non-parametric density estimation" Department of Economics-University of California, Berkeley.
- [9] Rencher, A. (1995). "Methods of multivariate analysis" John Wiley and Sons, INC.
- [10] Tavakkoli A., Nicolescu M. and Bebis G. (2005). "Automatic robust modeling using multivariate nonparametric kernel density estimation for visual surveillance" ISVC (2005), LNCS 3804, pp363-370.
- [11] Wand, M.P and Jones, M.C. (1995). "Kernel Smoothing" Chapman and Hall/CRC.

Abstract:

In this paper we demonstrate three methods that deal with multivariate probability density estimation. We concentrate on Bivariate normal and contamination distributions. The comparisons were by using of simulation, where we compare three estimators (Maximum likelihood, Kernel with full bandwidth matrix and Kernel with diagonal bandwidth matrix).

المقدر الامعملي ذو المصفوفة الكاملة للمعامل التمهيدية.

3. اظهرت النتائج عدم تاثر قيمة MSE باشاره الارتباط سواء أكان ارتباطا عكسي ام طريدا.
4. يفضل استخدام المقدر الامعملي ذو المصفوفة القطرية للمعلم التمهيدية كبديل عن المقدر الامعملي ذو المصفوفة الكاملة للمعلم التمهيدية كون النتائج اوضحت تفوق المقدر الاول في كثير من التجارب المقامة فضلا عن سهولة استخدام المصفوفة القطرية من حيث التقديرات للمعلم التمهيدية.

• حالة التوزيع الملوث:

1. اثبتت النتائج تساوي اداء المقدرين الامعمليين المستخدمين.

2. في حالة الارتباطات الصغيرة والمتوسطة يفضل استخدام المقدرات الامعمليه، في حين عند استخدام الارتباطات العالية يفضل استخدام مقدر الامكان على الرغم مما يعنيه هذا المقدر من سوء اداء في الاذيال وكما يلاحظ من الاشكال المعروضة انفا.

8- المصادر

- [1] Ahmed, E, Ramani, D., David H. and Larry S. D. (2002). "Background and foreground modeling using nonparametric kernel density estimation for visual surveillance" IEEE, Vol. 90, No. 7, July 2002.
- [2] Bowman, A.W. and Azzalini, A. (1997). "Applied smoothing techniques for data analysis, the kernel approach with S-plus illustrations" Oxford science publications.
- [3] Duong T. (2004). "Bandwidth selection for multivariate kernel density estimation" University of Western Australia.
- [4] Duong T. (2006). "Feature significance for multivariate kernel density estimation" Statistics seminar series, University of New South Wales, Session 1.
- [5] Hardle, W. and Mueller, M. (2000). "Multivariate and semi parametric kernel regression" Smoothing and regression: approaches and applications" pp357-393.
- [6] Mittal, A. and Paragios, N. (2004). "Motion-Based background subtraction