

تقدير لامعلمي لدالة كثافة احتمالية متعددة المتغيرات

د. قتيبة نبيل نايف (**)

د. تهاني مهدي عباس (**)

د. مناف يوسف حمود (*)

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 ثنائي المتغيرات. وقد تم مقارنة ثلاث مقدرات (تمثل المقدر الاول بمقدر معلمي وهو مقدر الامكان الاعظم مع مقدرين لامعلميين هما مقدر لامعلمي ذو مصفوفة كاملة للمعالم التمهيدية مع مقدر لامعلمي ذو مصفوفة قطرية للمعالم التمهيدية)، وذلك باستخدام اسلوب المحاكاة.

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).

١- المقدمة:

يعد تقدير دالة الكثافة متعددة المتغيرات باستخدام التقدير اللبي 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 اللامعلمية 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 لدالة الكثافة متعددة المتغيرات ذات البعد d بعدة صيغ منها:

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

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

(*) مدرس ، قسم الإحصاء ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة بغداد.

(**) مدرس ، كلية العلوم ، جامعة بغداد.

(***) مدرس ، قسم الإحصاء ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة بغداد

هنالك عدة صيغ تأخذها دالة اللب منها دالة اللب الناتجة من حاصل ضرب دوال لب احادية المتغير:

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

اذ يشير $k(\cdot)$ الى دالة لب احادية المتغير مثل دالة Gaussian :

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

و هنالك صيغة اخرى تتمثل باستخدام دالة لب 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 تمهيدية متماثلة غير صفرية H ومن ثم تصبح الصيغة العامة لمقدر الكثافة متعددة المتغيرات كالآتي:

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

٢- بعض الصيغ لمصفوفة المعلمة التمهيدية:

هنالك بعض الصيغ التي تتضمنها مصفوفة المعلمة التمهيدية تتمثل الصيغة الاولى باستعمال معاملة تمهيدية متساوية في جميع الابعاد وتناظر تلك الى قيمة المصفوفة:

$$H = hI_d$$

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

في حين تتمثل الصيغة الثانية باستعمال قيم مختلفة للمعلمة التمهيدية كما في حالة المعادلة (١) 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 بكون المصفوفة غير قطرية ولها قيم خارج القطر ويتم استعمال مصفوفة معلمة تمهيدية متناسبة الى $\hat{\Sigma}^{-1/2}$ اي ان $H \propto \hat{\Sigma}^{-1/2}$ اذ يشير $\hat{\Sigma}$ الى مصفوفة التباين المشترك للبيانات.

لذلك فان استعمال هذه المعلمة التمهيدية سوف يكون مطابقا الى تحويل البيانات الى مصفوفة وحدة للتباين المشترك، وكنتيجه لهذا فانه بالامكان استعمال مصفوفات معلمة تمهيدية لتصحيح الارتباط بين المركبات $\underline{X}$.

٣- الخصائص الاحصائية للمقدر متعدد المتغيرات :

نتيجة للافتراض القياسي على دالة اللب غير السالبة:

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

فإن التقدير $\hat{f}_H(\underline{x})$ يمثل دالة كثافة يحقق $\int \hat{f}_H(\underline{x})d\underline{x} = 1$ وأن التقدير الآتي يكون:

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

متسقا عند أي نقطة استمرارية للدالة $f(\cdot)$ ، أي أنه إذا كانت $n \rightarrow \infty$ و $|H| \rightarrow \infty$ فإن $n|H| \rightarrow \infty$ مما ينتج أن الاشتقاق لمتوسط مربع الخطأ MSE ومتوسط مربعات الخطأ التكاملية MISE يكون مشابها إلى حالة البعد الواحد.

ومن الجدير بالإشارة إلى أن الرمز الذي يشير إلى التكامل إنما يشير تكامل متعدد $\int \dots \int_d$ وأن $d\underline{x} = dx_1 dx_2 \dots dx_d$.

أن معيار متوسط مربعات الخطأ التكاملية المحاذي AMISE يتكون من جزئين هما التحيز التكاملية المحاذي (AIB) Asymptotic integrated bias والتباين المحاذي التكاملية Asymptotic integrated variance (AIV) إذ يكون التحيز للمقدر هو $E\hat{f}_H(\underline{x}) - f(\underline{x})$ وأن تكامل مربع التحيز يكون:

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

مع الإشارة إلى أن تكامل مربع التحيز المحاذي يمثل حدا من الرتبة الأولى للمقدار $ISB(H)$ ، أي أن:

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

ويلاحظ أنه تم افتراض أن $|H| \rightarrow \infty$ وأن $n \rightarrow \infty$ وكذلك $n|H| \rightarrow \infty$. أما مقدار التباين التكاملية فيكون :

$$IV(H) = \int E\{\hat{f}_H(\underline{x}) - E\hat{f}_H(\underline{x})\}^2 d\underline{x} \quad \dots (6)$$

بدمج كلا من $AIB(H)$ مع $AIV(H)$ نحصل على متوسط مربعات الخطأ التكاملية المحاذي:

$$AMISE(H) = AIV(H) + AIB(H)$$

ولاشتقاق المركبات لـ $AMISE(H)$ وكما في حالة احادي المتغير نستعمل مفكوك تايلور من الرتبة الثانية وسوف يشار إلى gradient بالرمز ∇ ولمصفوفة الـ Hessian والتي تمثل مصفوفة المشتقات الجزئية من الرتبة الثانية للدالة f ويرمز لها بـ H_f ومن ثم فإن مفكوك تايلور لـ $f(\cdot)$ حول $\underline{x}$ 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 :

$$\begin{aligned} E\hat{f}_H(\underline{x}) &= \int K_H(\underline{z} - \underline{x}) f(\underline{z}) d\underline{z} = \int K(\underline{s}) f(\underline{x} + H\underline{s}) d\underline{s} \\ &\approx \int K(\underline{s}) \{ f(\underline{x}) + \underline{s}^T H^T \nabla_f(\underline{x}) + \frac{1}{2} \underline{s}^T H^T H_f(\underline{x}) H \underline{s} \} d\underline{s} \end{aligned} \quad \dots (7)$$

وباستخدام الافتراض في المعادلة (٣) فضلا عن الافتراضات الالية :

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

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

فان المعادلة (٧) 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 فأن:

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

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

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

اذ يشير $\|K\|_2$ الى L₂-norm ذات d من الابعاد للدالة K(.) ، لذلك فأن التباين المحاذي

التكاملي يكون :

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

ومن ثم فان:

$$AMISE(H) = \frac{1}{4} M_2^2(K) \int [\text{tr}(H^T H_f(\underline{x}) H)]^2 d\underline{x} + \frac{1}{n|H|} \|K\|_2^2 \quad \dots (11)$$

٤- اختيار المعلمة التمهيدية لمقدر الكثافة متعدد المتغيرات :

نتحول الان الى مسألة اخرى وتتمثل باختيار المعلمة التمهيدية المثلى ، اذ تعمل هذه المعلمة على الموازنة بين التحيز والتباين في مقدار AMISE. بافتراض ان h تمثل ثابتا بحيث ان $H = hH_0$ وان $|H_0| = 1$ فإن المقدار $AMISE(H)$ يمكن كتابته كالآتي:

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

اذ ان مسألة اختيار المعلمة التمهيدية H ذات اهمية عظمى في حالة متعدد المتغيرات ويمكن استخدام الاساليب المتبعة في حالة البعد الواحد في تقدير المعلمة التمهيدية في حالة متعدد المتغيرات (اذ نبحت عن المعلمة التمهيدية الشاملة H او الموضعية $H(\underline{x})$) ومن هذه الطرائق (الملى Plug-in والعبور الشرعي Cross-Validation وقاعدة الابهام Rule of thumb).

٤.١ قاعدة الابهام Rule of thumb:

ان اختيار المعلمة التمهيدية المستندة على قاعدة الابهام يظهر من استخدام الصيغة لتوزيع المصدر (Reference distribution). من الواضح ان دالة الكثافة الاحتمالية لدالة التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات $N_d(\underline{\mu}, \Sigma)$ تمثل مرشحا جيدا لتوزيع المصدر في متعدد المتغيرات. بافتراض ان دالة اللب $K(\cdot)$ تمثل دالة Gaussian ، اي انها تمثل PDF لدالة التوزيع الطبيعي $N_d(0_d, I_d)$ مع ملاحظة ان $M_2(K) = 1$ وان $\|K\|_2^2 = 2^{-d} \pi^{-d/2}$ ، لذلك ومن المعادلة (١١) وحقيقة كون :

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

الحالة الابطسب تتمثل بكون كلا من Σ و H مصفوفتان قطريتان، اي ان:

$$H = \text{diag}(h_1, h_2, \dots, h_d), \Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_d^2)$$

فنحصل على :

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

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

وباستبدال σ_j بالتقدير الملائم له نتوصل الى قاعدة Scott (1992) وهي:

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

من المعادلة (١٣) المذكورة انفا يلاحظ امكانية اختيار مصفوفة معلمة تمهيدية H متناسبة الى $\Sigma^{1/2}$ ، ففي هذه الحالة نحصل وكتعميم لقاعدة Scott (1992) على :

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

اذ تعد هذه القاعدة مساوية الى تطبيق تحويل مهملوبس Mahalanbois للبيانات (اي تحويل مصفوفة التباين المشترك المقدرة الى مصفوفة وحدة) ومن ثم حساب تقدير اللب مع معالم تمهيدية متساوية $h = n^{-1/(d+4)}$ ومن ثم واخيراً نعيد تحويل دالة الكثافة المقدرة الى المقياس الاصلي.

٥- الجانب التجريبي:

في هذا المبحث تم استعمال اسلوب المحاكاة لغرض مقارنة المقدرات لدالة الكثافة الاحتمالية متعددة المتغيرات وهي مقدر الامكان الاعظم ومقدر كثافة لامعلمي ذو مصفوفة معالم تمهيدية كاملة وكذلك مقدر ذو مصفوفة قطرية للمعالم التمهيدية.

وقد تمت المقارنة بالاعتماد على بضعة حالات منها :

- استخدام توزيع طبيعي ثنائي المتغيرات لكن بتباينات مختلفة للمتغيرات المستخدمة وهي على التوالي :

$$X \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$$

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

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

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

- استخدام توزيع ثنائي المتغيرات ملوث بنسب $\alpha = 30\%, 40\%$:
والتوزيع الملوث المستخدم في هذا البحث هو:

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

اذ ان $\lambda = 4$.

والجداول الاتية توضح نتائج المحاكاة وفق المعطيات المذكورة انفا، كذلك تم عرض بعض الاشكال لعدد من الحالات المستخدمة.

علما ان معيار المستخدم لغرض المقارنة يتمثل بمعيار متوسط مربعات الخطأ MSE.

جدول (١) يشير الى قيم $MSE(\hat{f}(\underline{x}))$ وفق المقدرات المستخدمة وقيم التباينات وحجوم العينات المستخدمة مع الاشارة الى ان نسبة ثنائي المنوال (التلوث) هي ٠.٠% (العدد الناتج مضروب في ١٠٠٠٠)

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	2
	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 (٢) يشير الى قيم $MSE(\hat{f}(\underline{x}))$ وفق المقدرات المستخدمة وقيم التباينات وحجوم العينات المستخدمة مع الاشارة الى ان نسبة ثنائي المنوال (التلوث) هي ٣٠.٠% (العدد الناتج مضروب في ١٠٠٠٠)

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	2
	σ_2^2	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5

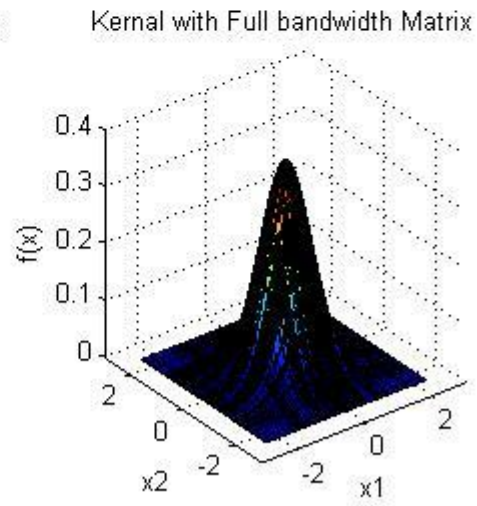
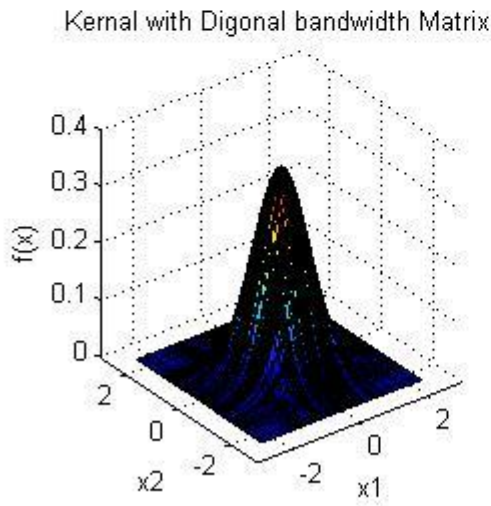
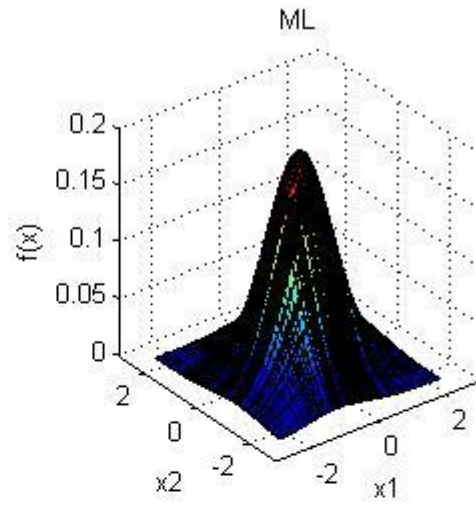
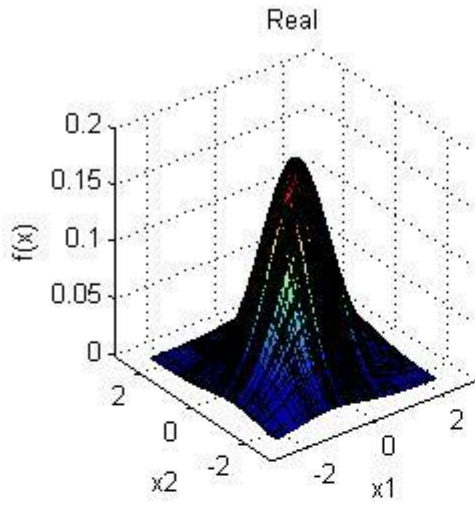
50	$\hat{f}_{ML}$	٣٢	16	3.21	34	17	3.35	33	16	3.21	32	16	3.21	33	17	3.33	32	16	2.99
	$\hat{f}_{Hd}$	23	11	1.66	30	14	2.17	81	37	6.15	23	11	1.65	30	14	2.18	81	37	6.095
	$\hat{f}_{Hf}$	23	11	1.67	30	14	2.21	80	37	6.27	23	11	1.66	30	14	2.21	81	37	6.22
100	$\hat{f}_{ML}$	34	17	3.40	35	18	3.57	30	15	2.86	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 $MSE(\hat{f}(x))$ وفق المقدرات المستخدمة وقيم التباينات وحجوم العينات المستخدمة مع الإشارة الى ان نسبة ثنائي المنوال (التلوث) هي 40%. (العدد الناتج مضروب في ١٠٠٠٠)

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	2
	σ_2^2	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5	1	2	5
50	$\hat{f}_{ML}$	٣٣	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

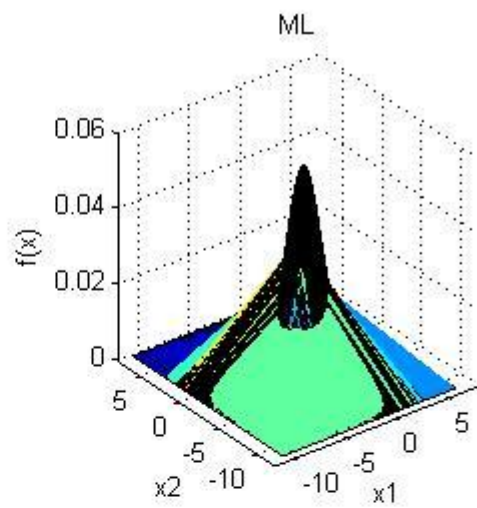
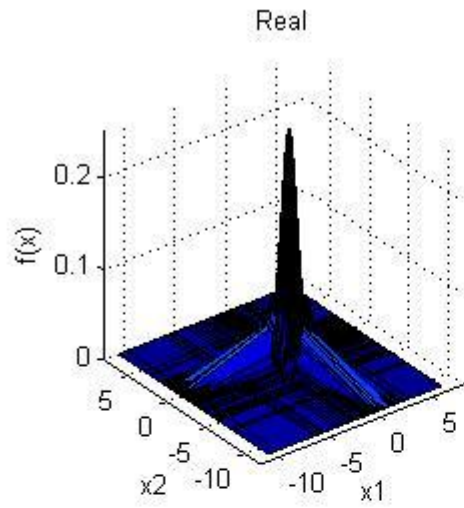
شكل رقم (١)

يشير الى القيم الحقيقية والتقديرية المعلمية واللامعلمية لدالة الكثافة الإحتمالية عند حجم عينة $n = 100$ وتباينات $\sigma_1^2 = 1$, $\sigma_2^2 = 1$ ودرجة ارتباط $\rho = 0.3$ ونسبة تلوث 0%

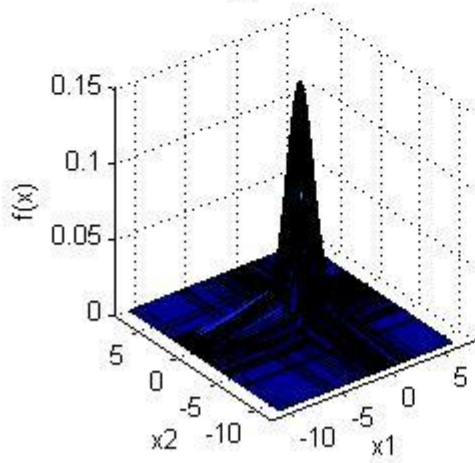


شكل رقم (٢)

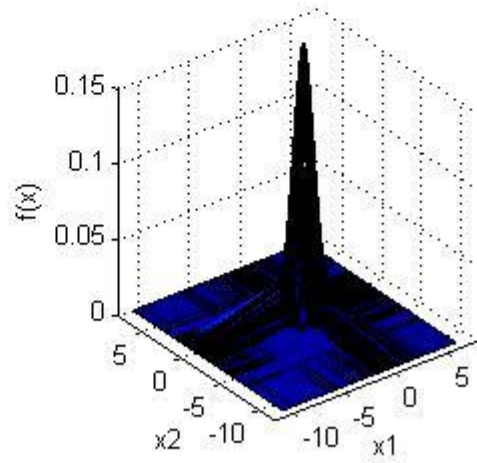
يشير الى القيم الحقيقية والتقديرات المعلمية واللامعلمية لدالة الكثافة الاحتمالية عند حجم عينة $n = 100$ وتباينات $\sigma_1^2 = 1$, $\sigma_2^2 = 1$ ودرجة ارتباط $\rho = 0.5$ ونسبة تلوث 30%



Kernal with Digonal bandwidth Matrix

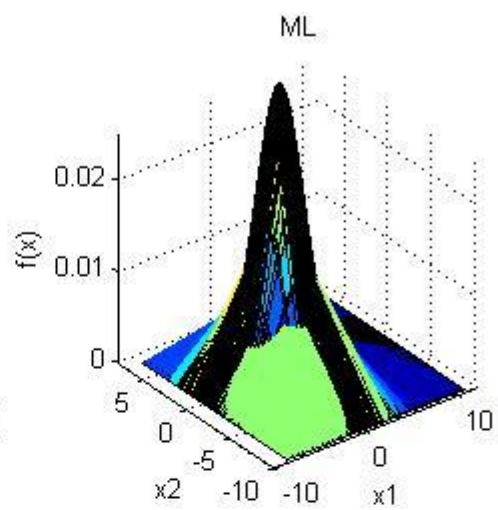
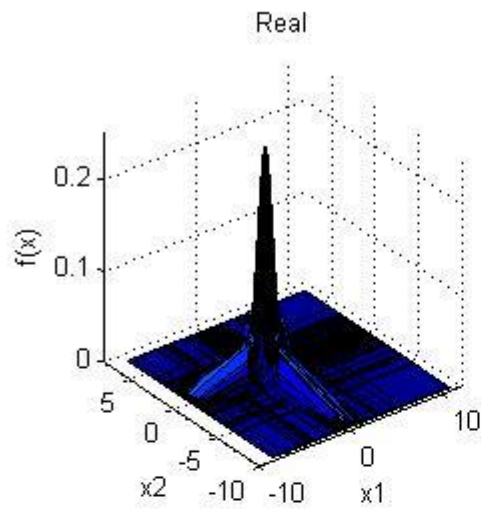


Kernal with Full bandwidth Matrix

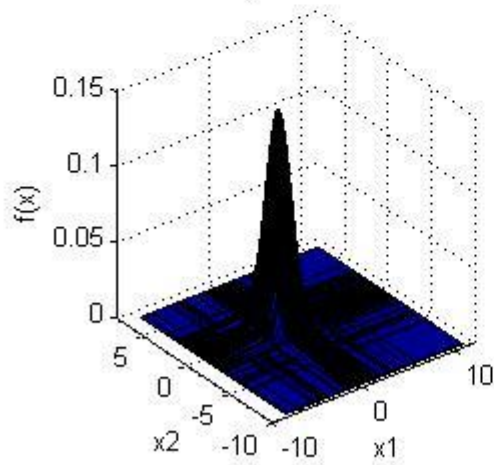


شكل رقم (٣)

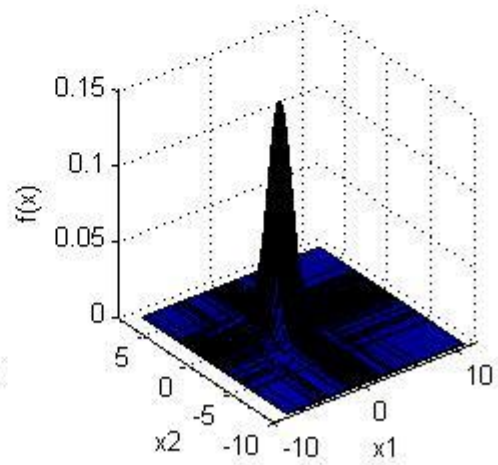
يشير الى القيم الحقيقية والتقديرات المعلمية واللامعلمية لدالة الكثافة الاحتمالية عند حجم عينة $n = 100$ وتباينات $\sigma_1^2 = 1$, $\sigma_2^2 = 1$ ودرجة ارتباط $\rho = 0.5$ ونسبة تلوث 40%



Kernal with Digonal bandwidth Matrix



Kernal with Full bandwidth Matrix



٦- تفسير النتائج:

من الجدول (١) تلاحظ النتائج الاتية:

- في حالة الارتباط $\rho = \pm 0.3$ ، ولجميع أحجام العينات والتباينات المستخدمة أظهرت النتائج أن المقدّر الأفضل هو مقدّر الامكان الأعظم يليه المقدّر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية القطرية يليه المقدّر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية الكاملة.
- في حالة الارتباط $\rho = \pm 0.5$ ، ولجميع أحجام العينات والتباينات المستخدمة أظهرت النتائج أن المقدّر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية القطرية أفضل أداء يليه المقدّر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية الكاملة وأخيراً مقدّر الامكان الأعظم.
- من الجدير بالإشارة إلى أنه عند زيادة قيم التباين للمتغيرات وحالة أحجام العينات الصغيرة والمتوسطة أظهرت النتائج أفضلية مقدّر الامكان ثم المقدّر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية القطرية يليه المقدّر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية الكاملة ، في حين عند حجم العينة الكبير أظهرت النتائج تبايناً عند قيم $\underline{\sigma}_1^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}, \underline{\sigma}_2^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 5 \end{pmatrix}$.
- عند تزايد أحجام العينات تتناقص قيم MSE.
- عند حالة الارتباط $\rho = 0.8$ ولحالة جميع الحالات الأخرى المستعملة ، أثبتت النتائج تفوق المقدّر اللامعلمي ذو مصفوفة المعلمة التمهيدية القطرية يليه المقدّر اللامعلمي الثاني.
- أظهرت النتائج أن قيم MSE لا تتأثر نوعاً ما بقيم الارتباط لكل قيمة ارتباط مستخدم سواء أكان سالباً أم موجباً أي إذا كان الارتباط بين المتغيرين ٠.٣ فإن النتائج كانت متشابهة نوعاً ما مع حالة الارتباط هو ٠.٣ - وهكذا لبقية القيم الأخرى للارتباط، أي أن النتائج كانت متقاربة لكل حالة ارتباط مستخدمة.
- تتصاعد قيم الخطأ مع تصاعد قيم الارتباطات بين المتغيرات.
- يلاحظ أن مقدّر الامكان يتحسن في حالة الارتباطات المتوسطة وقيم تباين $\sigma_1^2 = 2, \sigma_2^2 = 5$ لكن عند زيادة قيم الارتباط ينخفض أداء تلك الطريقة ويتحسن أداء المقدرات اللامعلمية.
- من الجداول (٣، ٢) تلاحظ النتائج الآتية:
- عند زيادة نسب التلوث تزداد قيم الخطأ للمتغيرات ولجميع أحجام العينات والارتباطات والتباينات المستعملة.
- في حالة الارتباطات العالية ولجميع أحجام العينات والتباينات أظهرت النتائج تحسناً أداء الامكان الأعظم ويفضل استخدامه على بقية المقدرات الأخرى على الرغم من تذبذب قيمه لجميع الارتباطات الأخرى المستخدمة.
- لحالة النسبة ٣٠% ولحالة $\underline{\sigma}_1^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}, \underline{\sigma}_2^2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$ ولجميع أحجام العينات والارتباطات يتضح تساوي المقدرات اللامعلمية المستخدمة ، أما في حالة $\sigma_1^2 = 2, \sigma_2^2 = 5$ أظهرت

- 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.
- كحالة عامة اظهرت النتائج ثبات نسبي لقيم MSE 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 $\rho = (\mp 0.3, \mp 0.5)$ ولجميع حجوم العينات والتباينات المستخدمة .
- في حالة الارتباط $\rho = \mp 0.8$ يلاحظ افضلية مقدر الامكان على بقية المقدرات.

٧- الاستنتاجات:

• لحالة التوزيع الطبيعي:

١. في حالة الارتباطات الصغيرة اظهرت النتائج افضلية مقدر الامكان الاعظم على بقية المقدرات.
٢. في حالة الارتباطات المتوسطة والكبيرة اظهرت النتائج افضلية المقدرات اللامعلمية خاصة المقدر اللامعلمي ذو المصفوفة القطرية للمعالم التمهيدية يليه المقدر اللامعلمي ذو المصفوفة الكاملة للمعالم التمهيدية.
٣. اظهرت النتائج عدم تاثر قيمة MSE باشارة الارتباط سواء أكان ارتباطا عكسيا ام طرديا.
٤. يفضل استخدام المقدر اللامعلمي ذو المصفوفة القطرية للمعالم التمهيدية كبديل عن المقدر اللامعلمي ذو المصفوفة الكاملة للمعالم التمهيدية كون النتائج اوضحت تفوق المقدر الاول في كثير من التجارب المقامة فضلا عن سهولة استخدام المصفوفة القطرية من حيث التقديرات للمعالم التمهيدية ام في سرعة تنفيذ المقدرات.

• لحالة التوزيع الملوث:

١. اثبتت النتائج تساوي اداء المقدرين اللامعلمين المستخدمين.
٢. في حالة الارتباطات الصغيرة والمتوسطة يفضل استخدام المقدرات اللامعلمية ، في حين عند استخدام الارتباطات العالية يفضل استخدام مقدر الامكان على الرغم مما يعانيه هذا المقدر من سوء اداء في الازدلال وكما يلاحظ من الاشكال المعروضة انفا.

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 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 nonparametric 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.