المقارنة بين اسلوب الاسلوب الكلاسيكي واسلوب بيز في تقدير المعادلات الانية في حالة المتغير المعتمد ثنائي مع التطبيق

أ. د. محمد صادق عبد الرزاق

جامعة بغداد -كلية الادارة والاقتصاد- قسم الاحصاء

م. م. ريسان عبد إلامام زعلان

جامعة البصرة -كلية الادارة والاقتصاد- قسم الاحصاء

The comparison between classical approach and Bayesian approach to estimate the simultaneous equations in case the dependent variable is binary with application

prof.Dr. Mohamed Sadik Abd-allrazak

Raisan Abdulimam Zaalan

المقارنة بين اسلوب الاسلوب الكلاسيكي واسلوب بيز في تقدير المعادلات الانية في حالة المتغير المعتمد ثنائي مع التطبيق.

أ.د. محمد صادق عبدالرزاق

م.م. ريسان عبدالامام زعلان

المستخلص

في هذه البحث حاول الباحث تسليط الضوء على بعض طرق تقدير المعادلات الانية في حالة المتغير الثنائي باستعمال اسلوب بيز وقد طبقت هذه الطرق على العلاقة بين ضغط الدم والضغط النفسي وقد استعمل الباحث الطريقة الكلاسيكية واعتبرها كمعلومات اولية لاستعمال اسلوب بيز في تقدير منظومة المعادلات الانية وقد تم المقارنة بين الطريقة الكلاسيكية وأسلوب بيز وكذلك المقارنة بين طرق بيز نفسها وحسب معيار (Mse) .وقد توصل الباحث الى ان الطريقة البيزية افضل من الكلاسيكية .

ABSTRACT

The research represents an attempt to estimate the simultaneous equations system in case the endogenous variable is classified binary by Using Bayesian approach and applied this method on relation between blood Pressure and psychological stress .the researcher used classical method as prior information to order to use Bayesian approach and compare between the classical method and Bayesian method and also compare among Bayesian methods by using criterion of (mse),and he deduced that the proposal method is the best from another methods.

المقدمة :

لا شك ان لنظرية التقدير اهمية كبيرة في التطبيقات العملية , اذ انها توفر قواعد يتم بموجبها تقدير معلمات مجهولة, ان الحالة العامة لمعظم العلاقات في الظواهر المختلفة ومنها العلاقات الاقتصادية مثلاً تنطوي الاعتمادية المتبادلة بين المتغيرات الداخلية في الأنموذج اي ان هناك على الاقل عدد من المتغيرات تتحدد انياً,تؤثر وتتأثر ببعضها البعض ,فعلى سبيل المثال الاستهلاك يؤثر بالدخل ويتأثر به. ان منظومة المعادلات الانية هي منظومة من المعادلات التي يكون المتغير المعتمد لواحدة او اكثر من معادلاتها متغيراً مستقلاً, وان عدد المعادلات بالمنظومة هي بعدد المتغيرات الداخلية و كل متغير معتمد يقابل معادلة بالمنظومة اما المتغيرات الخارجية فأنها تتحدد حسب طبيعة العلاقة بين مختلف معادلات المنظومة, نتيجة لان المتغيرات الداخلية هي معتمدة في معادلة وخارجية في معادلة ثانية فان ذلك يؤدي الى انها سوف تعتمد على قيم الخطأ العشوائي U_i وهو امر يتناقض مع الافتراض الخاص بأنموذج الانحدار العام والذي ينص على استقلالية قيم المتغيرات التقدير مستقلة والخطأ العشوائي , وعليه لا يمكن استعمال طريقة المربعات الصغرى العادية في التقدير.

هناك اتجاهان او مدرستان لتقدير معالم المعادلات الانية كما هو الحال في تقدير معالم نماذج الانحدار يطلق على الاولى المدرسة التقليدية (Classical school) وتسمى الثانية بمدرسة بيز (Bayesian school) وتستند الاولى في تقديرها للمعالم على افتراض مفاده ان المعلمة المراد تقديرها ثابتة,اما المدرسة الثانية فإنها تعتمد في مفهومها وعملها على توظيف المعلومات المسبقة حول المعالم المراد تقديرها معتبرة هذه المعالم متغيرات عشوائية.

مشكلة البحث:

ان استعمال الطرائق الكلاسيكية في تقدير معالم منظومة المعادلات الانية والاستدلال حولها هو الاغلب في الاستعمال إلا ان مثل هذا الاسلوب الكلاسيكي يتجاهل إلى حد بعيد المعلومات المتوفرة حول المعلمات الموجودة في المعادلات الآنية ومن اجل التوصل الى افضل طرق في التقدير لهذه المنظومة من المعادلات ,فانه لابد من اللجوء الى طرائق كأسلوب بديل للطرائق التقليدية ,وعليه تم توظيف اسلوب بيز كأسلوب يأخذ بنظر الاعتبار المعلومات المتوفرة حول المعلمات المراد تقديرها والحصول على مقدرات اكثر كفاءة وأكثر تقارب.

هدف البحث:

تقدير المعادلات الانية ذات المتغير المعتمد ثنائي الاستجابة باستعمال الاسلوب الكلاسيكي
والأسلوب البيزي و المقارنة بينهما من اجل تحديد الاسلوب الافضل باستخدام معيار (Mse) بالتطبيق على منظومة معادلات تمثل العلاقة بين ضغط الدم والضغط النفسي.

الجانب النظري:

تعريف منظومة المعادلات الانية [24] (Simultaneous Equations System)(SES) :

وهي عبارة عن منظومة من المعادلات التي يكون فيها المتغير المعتمد لواحد او اكثر من معادلاتها متغيراً مستقلاً في معادلة او اكثر من معادلة ضمن المنظومة, وتدعى المتغيرات المعتمدة بالمتغيرات الداخلية (Endogenous Variables)اما المتغيرات المستقلة فتسمى بالمتغيرات الخارجية Exogenous Variables)) , بمعنى اخر ان بعض المتغيرات المعتمدة تكون مرة كمتغيرات معتمدة في معادلة وفي معادلة اخرى او اكثر تكون مستقلة كما ان عدد المعادلات في المنظومة يساوي عدد المتغيرات الداخلية.

الشكل الهيكلي(Structural form) : [17]

في حالة وجود P من المتغيرات الخارجية في منظومة تتألف من M من المعادلات و يمكن ترتيب حدودها بالشكل الآتي:

$$B_{11}Y_{1t}+B_{12}Y_{2t}+\ldots+B_{1M}Y_{Mt}+A_{11}X_{1t}+A_{12}X_{2t}+\ldots+A_{1p}X_{pt}=U_{1t}$$
$$B_{21}Y_{1t}+B_{22}Y_{2t}+\ldots+B_{2M}Y_{Mt}+A_{21}X_{1t}+A_{22}X_{2t}+\ldots+A_{2p}X_{pt}=U_{2t}$$
$$\vdots$$
$$B_{M1}Y_{1t}+B_{Mt}Y_{2t}+\ldots+B_{MM}Y_{Mt}+A_{M1}X_{1t}+A_{M2}X_{2t}+\ldots+A_{MP}X_{Pt}=U_{Mt}$$

اذ أن:

Y's

: تمثل المتغيرات الداخلية في المنظومة.

X's: تمثل المتغيرات الخارجية في المنظومة.

U's: تمثل الأخطاء العشوائية.

B's: تمثل معالم المنظومة الخاصة بالمتغيرات الداخلية.

A's: تمثل معالم المنظومة الخاصة بالمتغيرات الخارجية.

M: تمثل عدد المتغيرات الداخلية.

P: تمثل عدد المتغيرات الخارجية.

مجموعة المعادلات أعلاه تمثل منظومة معادلات آنية (SES) والتي يظهر كل متغير داخلي فيها في الجهة اليسرى لمعادلة واحدة فقط من المعادلات اما المتغيرات الخارجية فتظهر في الجهة اليمنى مع بعض المتغيرات الداخلية وحدود الخطأ.

ويمكن كتابة أنموذج الشكل الهيكلي كالتالي :

$$B\ Y=-A\ X+U$$

إذ أن :

B مصفوفة (M×M) للمعلمات المتعلقة بالمتغيرات الداخلية في النظام.

Y متجه (M×1) للمتغيرات الداخلية في النظام.

A مصفوفة (M×P) للمعلمات المتعلقة بالمتغيرات المحددة مسبقاً في النظام إضافة إلى الحد الثابت.

X متجه (P×1) للمتغيرات المحددة مسبقاً إضافة إلى الحد الثابت.

U متجه (M×1)لأخطاء الشكل الهيكلي.

بحيث M تمثل عدد المتغيرات الداخلية في النظام ككل، بينما P تمثل عدد المتغيرات المحددة مسبقاً (خارجية وداخلية مرتدة زمنيا إن وجدت) في ذلك النظام أو المنظومة.

ويمكن كتابته بالشكل المصفوفي كالتالي:

$$\begin{bmatrix} B_{11} & B_{12}\ldots & B_{1M} \\ B_{21} & B_{22\ldots} & B_{2M} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ B_{M1} & B_{M1} & B_{MM} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{Mt} \end{bmatrix}=-\begin{bmatrix} A_{11} & A_{12}\ldots & A_{1P} \\ A_{21} & A_{22\ldots} & A_{2P} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ A_{M1} & A_{M1} & A_{MP} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{Pt} \end{bmatrix}+\begin{bmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \\ \vdots \\ U_{Mt} \end{bmatrix}$$

الشكل المختزل Reduce form: [16]

وهو عبارة عن كتابة المتغير المعتمد كدالة بدلالة المتغيرات الخارجية فقط حيث تكون معالم الأنموذج المختزل كدوال لمعالم الأنموذج الهيكلي.

ويكتب الشكل المختزل كالتالي :

$$Y= \pi X+V$$

إذ أن:

Y متجه $(M\times 1)$ للمتغيرات الداخلية في النظام.

π مصفوفة $(M\times P)$ لمعلمات الشكل المختزل

X متجه $(P\times 1)$ للمتغيرات المحددة مسبقاً إضافة إلى الحد الثابت.

V متجه $(M\times 1)$لأخطاء الشكل المختزل.

ومن الجدير بالذكر أن أخطاء الشكل الهيكلي في هذه الدراسة يفترض أن تكون خاضعة للفرض التقليدي الخاص $Ui\sim N(O,\sigma^2),\ \forall\ i\neq j\ E(Ui,Uj)=0$ وان الخطأ المختزل هو دالة خطية بدلالة كل الأخطاء الهيكلية لذا فان الخطأ المختزل يأخذ صفات الخطأ الهيكلي

ويمكن كتابته بالمصفوفات كالتالي:

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{Mt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \ldots & \pi_{1P} \\ \pi_{21} & \pi_{22\ldots} & \pi_{2P} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \pi_{M1} & \pi_{M1} & \pi_{MP} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{Pt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} V_{1t} \\ V_{2t} \\ \vdots \\ V_{Mt} \end{bmatrix}$$

مشكلة التشخيص Identification Problem: [17]

تعتبر مشكلة التشخيص من المشاكل الاساسية لبناء النماذج وهو نوع من انواع الاختبار يستعمل غالباً لمعرفة هل بالإمكان التوصل الى حل للأنموذج ام لا, أذ لابد من تشخيص المعادلة حتى يمكن معرفة هل ان الحل الذي نحصل عليه هو حل وحيد(المعادلة مشخصة تماما) ام ان هناك اكثر من حل(المعادلة فوق التشخيص) او لا يوجد حل(المعادلة غير مشخصة) وبالتالي تحديد الاسلوب الملائم لتقدير معادلات الأنموذج المشخص.

شروط التشخيص:

افترض ان:

1- G: تمثل عدد المتغيرات الداخلية الموجودة في كل معادلات المنظومة.

2- k: تمثل عدد المتغيرات الخارجية والمرتدة زمنيا الموجودة في كل معادلات المنظومة.

3- G^{Δ}: تمثل عدد المتغيرات الداخلية الموجودة في المعادلة j.

4- k^{*}: تمثل عدد المتغيرات الخارجية والمرتدة زمنيا الموجودة في المعادلة j .

5- $G^{\Delta\Delta}$: تمثل المتغيرات الداخلية الغير موجودة في المعادلة j ولكنها موجودة في المنظومة.

6- k^{**}: تمثل المتغيرات الخارجية والمرتدة زمنيا الغير موجودة في المعادلة j ولكنها موجودة في المنظومة.

7- مصفوفة معادلات المتغيرات الداخلية للانموذج الهيكلي يمكن تجزئتها الى:

$$B_j = [B_{\Delta}\ O_{\Delta\Delta}]$$

اذ أن:

$$B_{\Delta} = \left[B_{j1} B_{j2} \ldots B_{jG^{\Delta}} \right]$$
$$O_{\Delta\Delta} = [00 \ldots 0]$$

8- مصفوفة معاملات المتغيرات الخارجية والمرتدة زمنيا للصيغة الهيكلية يمكن أن تجزا الى:

$$\gamma_j = [\gamma_* \quad O_{**}]$$

اذ أن:

$$\gamma_* = \left[\gamma_{j1} \gamma_{j2} \ldots \gamma_{jk^*} \right]$$
$$O_{**} = [00 \ldots 0]$$

كذلك يمكن تجزئة مصفوفة معاملات الشكل المختزل (π) كالآتي:

$$\pi = \begin{bmatrix} \pi_{\Delta^*} & \pi_{\Delta^{**}} \\ \pi_{\Delta\Delta^*} & \pi_{\Delta\Delta^{**}} \end{bmatrix}$$

اذ أن:

π_{Δ}^{*}: مصفوفة من درجة $G^{\Delta} \times k^{*}$

π_{Δ}^{**}: مصفوفة من درجة $G^{\Delta} \times k^{**}$

$\pi_{\Delta\Delta}^{*}$: مصفوفة من درجة $G^{\Delta\Delta} \times k^{*}$

$\pi_{\Delta\Delta}^{**}$: مصفوفة من درجة $G^{\Delta\Delta} \times k^{**}$

وكما ذكرنا سابقا بان $\pi = -B^{-1}\Gamma$ فان $B\pi = -\Gamma$ وبالمقارنة مع المعادلة j أعلاه عند اخذ صف واحد من المصفوفة B وضربه في مصفوفة π فالناتج يمثل صف واحد من المصفوفة Γ أي أن : $B_j \pi = -\gamma$

وبالتعويض عن B_j وγ_j يمكن الحصول على:

$$B_{\Delta} \pi_{\Delta^*} = -\gamma_*$$
$$B_{\Delta} \pi_{\Delta^{**}} = O_{**}$$

وبذلك يمكن استخدام قاعدة عامة للتشخيص باستعمال الصيغة المختزلة بتحقق الشرطين الآتيين:

الشرط الأول : شرط الترتيب (Order Condition) وهو أيضاً ضروريا وغير كافي ويأخذ الشكل الآتي:

$K^{**} \geq G^{\Delta} - 1$

اذ ان : G^{Δ}: يمثل المتغيرات الداخلية الموجودة في المعادلة المراد تشخيصها.

K^{**}: هي المتغيرات الخارجية والداخلية المرتدة زمنيا المفقودة من المعادلة المراد تشخيصها.

الشرط الثاني : شرط الرتبة (Rank Condition)

ويجب ان تكون فيه رتبة اكبر مصفوفة جزئية ناتجة عن π_{Δ}^{*} تساوي ($G^{\Delta}-1$) أي ان rank ($\pi\Delta^{**}$)=$G^{\Delta}-1$ والسبب في ذلك هو انه يجب ان يكون عدد المعادلات في العلاقة (2-7) مساوياً إلى $G^{\Delta}-1$ عندها يمكن الحصول على قيم B_j.

ويمكن صياغة شرط الرتبة كالآتي:

$$Rank(\pi_{\Delta^{**}}) = Rank[B_{\Delta\Delta}\Gamma_{**}] - G^{\Delta\Delta} = G^{\Delta} - 1$$

اذ أن : $B_{\Delta\Delta}$: تمثل مصفوفة المعاملات الهيكلية للمتغيرات الداخلية والتي لا تتضمنها العلاقة (j) ولكنها موجودة في المنظومة.

Γ_{**}: تمثل مصفوفة المعاملات الهيكلية للمتغيرات الخارجية والمرتدة زمنيا والتي لا تتضمنها العلاقة j ولكنها موجودة في المنظومة.

اي ان المصفوفة $[B_{\Delta\Delta}\Gamma_{**}]$ هي مصفوفة تمثل عناصرها المعالم المقابلة للمعلمة المفقودة في المعادلة المراد تشخيصها

وبذلك يمكننا معرفة حالة التشخيص بعد إجراء الشرطين السابقين, اذ حسب نتيجة الاختبار نحدد نوع التشخيص وكما موضح كالتالي:

نتيجة الاختبار	نوع التشخيص
$K^{**} > G^{\Delta}-1$ $Rank\ (\pi_{\Delta}^{**}) = G^{\Delta}-1$	فوق التشخيص (Over identified)
$K^{**} = G^{\Delta}-1$ $Rank\ (\pi_{\Delta}^{**}) = G^{\Delta}-1$	مشخصة تماماً (Exact identified)
$K^{**} \geq G^{\Delta}-1$ $Rank\ (\pi_{\Delta}^{**}) < G^{\Delta}-1$	تحت التشخيص (غير مشخصة) (Under identified)

طرق تقدير معالم منظومة المعادلات الآنية:

سنقدم في هذا البحث الطريقة الكلاسيكية والطريقة البيزية وكالتالي:

اولاً: الطريقة الكلاسيكية لتقدير المعادلات الانية:

هناك عدة طرق لتقدير المعادلات الانية بالطريقة الكلاسيكية وهي:

أ- طريقة المعادلة المفردة :-

1- طريقة المربعات الصغرى الغير مباشرة.

2- طريقة المتغيرات المساعدة.

3- طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين.

4- طريقة الامكان الاعظم محدد المعلومات .

ب- طريقة كل معادلات النظام :-

1- طريقة المربعات الصغرى ذات الثلاث مراحل.

2- طريقة الامكان الاعظم الكامل المعلومات.

وفيما يلي شرح لطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين التي استعملها الباحث في التقدير كون معادلات المنظومة مشخصة تماما.

طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين[14]:-

تعتبر هذه الطريقة من أشهر الطرائق أحادية المعادلة على الأغلب لتقدير المعلمات الهيكلية للمعادلة الآنية المشخصة بالمفهوم العام وتعتبر أيضاً أكثر عمومية من طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة (ILS) وطريقة المتغيرات المساعدة (IV) عند استعمال القيم المقدرة للمتغيرات الداخلية من الشكل المختزل وان اسلوب ال2SLS يشبه أساليب المعادلات الآنية الأخرى التي تهدف إلى إزالة التحيز المحتمل وان مصدر هذا التحيز هو وجود متغير داخلي واحد على الأقل ضمن المتغيرات التوضيحية في المعادلة الهيكلية تحت الدراسة والذي يكون مرتبط مع الخطأ العشوائي لتلك المعادلة (U_t),

وتتلخص هذه الطريقة بتطبيق طريقة الOLS على مرحلتين وكما يأتي:

المرحلة الأولى (First Stage):

وتتضمن هذه المرحلة الخطوات الآتية:

1- تحديد المتغير الداخلي للمعادلة المراد تقدير معالمها وليكن (Y_t) والتي نتيجة تشخيصها مشخصة بالمفهوم العام.

2- إيجاد الصيغة المختزلة (Reduce Form) لهذا المتغير.

3- استعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS لتقدير معالم الصيغة المختزلة المستخرجة في الفقرة الثانية أعلاه.

4-إيجاد القيم التقديرية لذلك المتغير $\left(\hat{Y}_t\right)$.

المرحلة الثانية (Second Stage):-

وتتضمن هذه المرحلة الخطوات الآتية:

1- نضع $\hat{y}$ بدل y.

2- نستعمل طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) مرة أخرى في تقدير معالم الصيغة الهيكلية بعد التعويض عن y بـ $\hat{y}$ والمقدرة في المرحلة الأولى.

ثانياً :- تقدير المعادلات الانية باستعمال طريقة بيز:-

نظرية بيز (Bayes theorm)

تعتمد نظرية بيز بالتقدير على افتراض ان المعلومات الاولية او المسبقة المتوفرة عن المعلمة المراد تقديرها يمكن صياغتها بشكل دالة احتمالية تسمى التوزيع المسبق (Prior Distribution) لهذه المعلمة العشوائية وقد تكون هذه الدالة الاحتمالية لهذا التوزيع غير ملائمة ولكن باستعمال اسلوب بيز وبتوفر دالة الامكان للمشاهدات (Likelihood Function) يتم دمج دالة التوزيع الاحتمالية الاولية مع دالة الامكان الاعظم للمشاهدات وباستكمال صيغة بيز العكسية في الاحتمالات (Bayes Inversion Function) يتم التوصل الى الدالة الاحتمالية اللاحقة او التوزيع اللاحق (Posterior distribution) المعلمة العشوائية وبخلاف الفرق الكلاسيكية يجب ان يتوفر في اسلوب بيز دالة الخسارة او دالة المنفعة ويكون مقدر بيز هو ذلك المقدر الذي يعظم دالة المنفعة او يصغر دالة الخسارة وهناك اكثر من مقدر بيز للمعلمة وذلك لان لكل توزيع اولي يعطى للمعلمة هناك مقدر بيز، كذلك فانه يتوفر بيانات عن المتغير العشوائي او التوزيع الاحتمالي الشرطي له فان مقدر بيز في هذه الحالة يسمى مقدر بيز القياسي (Standards Bayes Estimator) وان مقدر بيز القياسي للمعلمة العشوائية يتميز بكونه وحيد وامثل لانه يعظم توقع دالة المنفعة او يجعل توقع دالة الخسارة اصغر مايمكن، وعلى هذه الحالة فأن مقدر بيز مقبول وكفوء تقريبا(7).

تعريف نظرية بيز

اقترض بانΘ هي ترمز الى متجه معين (P) من المعلمات وان y يرمز الى متجه من (n) من مشاهدات العينة ($y =(y_1,y_2, \dots\dots\dots , y_n$ وافترض بان الدالة المشتركة للبيانات بوجود المعلمة هي : ($f(y|\Theta)$ وان التوزيع الاولى للمعلمة Θ هو ($P(\Theta)$) فان:-

- $p(y|\theta)=\frac{p(y,\theta)}{p(\theta)} \dots\dots(1)$
- $p(y,\theta) = p(y|\theta)p(\theta) \dots.(2)$

$$p(\theta|y) = \frac{p(y,\theta)}{p(y)} \dots (3)$$

بتعويض (2) في (3) ينتج:

$$p(\theta|y) = p(y|\theta)p(\theta)/p(y) \dots (4)$$

وكما موضح بالمعادلة التالية : θ لا يحتوي على المعلمة $p(y)$ويما ان التوزيع الهامشي لعينه البيانات

$$p(y) = \begin{cases} \int_{\forall\theta} f(y|\theta)p(\theta)d(\theta) & if\ \theta\ cnntinous \\ \sum_{\forall\theta} f(y|\theta)p(\theta)d(\theta) & if\ \theta\ discrete \end{cases} \quad \dots\dots(5)$$

لذا يمكن ان يعبر عنه كثابت بالنسبة الى المعلمة θ وبذلك لايمكن كتابة التوزيع اللاحـق للمعلمة θ بوجود المعلومات للعينة y بشكل تناسبي وكالاتي:

$$p(\theta|y) \propto f(y|\theta)p(\theta) \dots \dots .. (6)$$

وبالتالي نلاحظ من المعادلة (6) انه لكي نصل الى التوزيع الاولي للمعلمة العشوائية θ فلا بد من توافر الدالة المشتركة للبيانات والمعلمة (f(y| θ كذلك التوزيع الاولى للمعلمة p(θ) ومن اجل التوصل الى هذه التوزيعات فأن هناك قواعد واضحة لاختيارها[(26)].

التوزيع الاولى (Prior distribution) : –

ان اسلوب بيز في حساب التوزيع اللاحق اعتمادا على دالة الامكان الاعظم للبيانات والتوزيع الاولي المحدد يتطلب من الباحثين ان يحددوا بشكل ملائم كثافات اولية للمعلمات المراد تقديرها وذلك لان عدم تحديده بصورة جيدة يقود الى توزيعات غير ملائمة او جعل الحسابات للتوزيع اللاحق صعبة او معقدة بمعنى ان اختيار التوزيع الاولى يؤثر على حسابات التوزيع اللاحق [(48)] وان النتائج تتغير باختيار التوزيع الاولى وان الكثافات الاولية المختلفة تقود الى توزيعات لاحقة مختلفة ما لم تكون العينة واسعة بما فيه الكفاية بحيث تسيطر عليها فقد يكون اختيار التوزيع الاولى يؤدي الى تأثير قليل على التوزيع اللاحق بسبب عدم التأكد بسبب عدم التأكد او عدم التعيين حول المعلومات المتوفر حول المعلمة مما يجعل تأثير بيانات العينه اكبر في تكوين التوزيع اللاحق وهذه الحقيقة واضحة في التوزيعات المرافقة الطبيعية اما اذا كان في بعض الاحيان تكــون البيانات قوية جدا مما يقود الى تقليل اثر تكون البيانات قوية جدا مما يقود الى تقليل اثر التوزيع الاولي في تكونين التوزيع اللاحق [(29) ,(20)]

مما سبق يتضح ان متخذ القار يلجأ الى افتراض توزيع اولي للمعلمة بناء على الخبرات الشخصية والمعلومات المتوفرة حول المعلمة ويسمى هذا التوزيع الاولي بالاحتمال الشخصي وعليه يتــم التوصل الى اكثر من مقرر بيز للمعلمة (ϴ) لذلك نقول ان لدينا قرار بيز بالنسبة الى هذا التوزيع الاولي او ذلك التوزيع لذا هناك صعوبة تواجه متخذ القرار في تحديد التوزيع الاولي سواء أكــان في حالة توفر البيانات او المشاهدات او في حال عدم كفايتها هو عدم توفرها، ومن المتعارف عليه انه في حالة توفر المشاهدات حول المعلمة (ϴ) فعلا بشكل يحاكي سلوكها فان مسألة تحديد التوزيع الاولي لهذا يتم عن طريق تقديرها باستكمال الاختبارات الاحصائية [(7)] .

وكما هو معلوم فان الحالة الاغلب هي عدم وجود معلومات (او وجود معلومات قليلة) حول المعلمة المراد تقديرها لذاك بلجأ متخذ القرار او الباحث الى بعض الاساليب لتحديد التوزيــــع الاولي للمعلمة وهناك عدة انواع لهذه التوزيعات الاولية وهي :

1- التوزيع الاولي الغير معلوماتي [17],[26] (Non informative Prior Probability) (Function

اذا كان الباحث او الخبير الاحصائي لايملك معلومات (او ان المعلومات غيــر كافية) حــول المعلمات المراد تقديرها او اذا كان الباحث لا يريد استعمال معلومات اوليه حول المعلمات فانه يتم تخصيص كثافة احتمالية اولية غير معلوماتية للمعلمات المجهولة وحسب اقتراح الباحث (Jeffery) واعتماداً على القاعدة الاولى فانه اذا كان متجه المعلمات المراد تقديرها (B) يملك قيمة في مجال لا نهائي $(-\infty,\infty)$ فدالة الكثافة الاحتمالية الاولية (المسبقة) لهذه المعلمات ستؤخذ كتوزيع منتظم (Uniformly distribution) فمثلا في أنموذج الانحدار الخطي :

$$y = x B + E \quad \ldots(7)$$
$$E \sim N(0,\sigma^2)$$

نفترض Bi مجهولة و σ^2 معلومة , فإذا افترضنا اننا لا نملك معلومات بخصوص (B_i) فان:

$$p(B_i) \propto constant \qquad -\infty \le Bi \le \infty \ldots.(8)$$

وفي هذه الحالة فان

$$p(B|Y) \propto f(y|B)P(B)$$
$$\propto P(Y|B) \ldots.(9)$$
$$P(B,Y) \sim N(b,\sigma^2(x^l x)^{-1})$$

اما اذا كانت Bi و σ^2 غير معلومة فان :

$$p(\sigma) = p(Ln\sigma) = \left|\frac{\partial LnB}{\partial \sigma}\right| = constant$$
$$\propto \frac{1}{\sigma} \qquad 0 \le \sigma \le \infty \ldots.(10)$$

2- التوزيع الاولي المعلوماتي [17],[18],[26] Informative prior probability function

اذا كانت هناك معلومات اضافية سابقة والتي تكون على شكل قيود حول معلمات الانموذج فأنه يمكن استخدام الطريقة المقترحة من قبل الباحث (Jeffery) ولكن بمجال مقيد للمعلمات بدلا من ان يكون المجال من $(-\infty)$الى (∞) وبالتالي يكون لدينا توزيع منتظم بقيود حول المعلمات فمثلا الانحدار الخطي :

$$Y = XB + E$$
$$\Theta' = (B_i, \sigma^2)$$

نفترض بان B_i, σ^2 غير معروفة

فاذا افترضنا باننا نملك معلومات حولهما على هيئة قيود حول المعلمات وبالتالي:

$$\le \sigma^2 \le \infty \ , \ a_i \le B_j \le b_i \quad , J = 1,2,\ldots,K$$

حيث ان b_i و a_i هما الحد الادنى والحد الاعلى للمعلمات.

$$p(\sigma) \propto \frac{1}{\sigma} \qquad 0 \le \sigma \le \infty \ldots(11)$$
$$p(B_i) \propto cnstant \qquad ai \le Bi \le bi \ldots.(12)$$

$$p(\theta) = p(\sigma)p(B) \propto \sigma^{-1} \ldots.(13)$$
$$f(\theta|y) \propto f(y|\theta)p(\theta) \propto \sigma^{-1} f(y|\theta) \ldots(14)$$
$$ai \le Bj \le bi \ , \qquad 0 \le \sigma \le \infty$$

و هنا التوزيع اللاحق يختلف عن التوزيع اللاحق في حالة التوزيع الاولي الغير معلوماتي لكون المعلمات مقيدة بحدود دنيا وعليا وبالتالي سوف تكون النتيجة اكثر دقة من الحصول على التوزيع اللاحق الملائم للمعلمات .

3- التوزيع الاولي المرافقة الطبيعية : Natural Conjugate prior probability function [7], [29]

في حالة استعمال دالة كثافة احتمالية اولية نظرية معروفة والتي من خلال دمجها بدالة الامكان الاعظم للمشاهدات تعطي دالة كثافة احتمالية لاحقه من نفس النوع دالة الكثافـة الاحتمالية الاولية فان هذه الدالة الاولية المستعملة تسمى عندئذ بدالة كثافة اولية مرافقة طبيعيــــة او بعبارة اخرى اذا كان التوزيع الاحتمالي اللاحق P(Ө| y) هو من نفس نوع عائلة التوزيــع الاحتمالي الاولي P(Ө) فأن التوزيع الاولي P(Ө) يسمى توزيع اولي مرافق للإمكان الاعظم للبيانات فعلى سبيل المثال المرافقة الطبيعية لتوزيع المشاهدات التي يكون توزيعها توزيع ثنائــي الحدين هو توزيع بيتا (Beta dis.) لان التوزيع اللاحق في هذه الحالة هو توزيع بيتا ايضا ولكــن بمعلمات مختلفة اما التوزيعات الاولية المرافقة الطبيعية هي الاكثر استعمالاً في أنموذج بيز وذلك لأنها تقودنا الـى حسابات مريحة وبذلك يكون هو الاختيار *الافضل* الذي يزودنا بطريقة عملية للحصول على التوزيعات اللاحقة . وفي حالة استعمال كثافة احتمالية مرافقه طبيعية تبرز موضوعــة المعلمات الفوقية (Hyper Parameters) ضمن صيغة التوزيع الاولي (g(Ө |n لتي يتم التعامل معها عند ايجاد مقدر بيز القياسي للمعلمة Ө اما بفرض قيم لها وذلك لأنها تمثل كميــة المعلومات المتوفرة في Ө او بتقديرها بالمقدار n باستعمال بيانات العينــه وذلك بطريقة الامكان الاعظم لأنها تتصف بالثبات ومن ثم تعوض القيمة المقدرة للمعلمة الفوقية في صيغة مقدر بيز القياسي . ان خلاصة القول هي ان الذي يحدد شكل الكثافة الاحتمالية المسبقة الموافقة الطبيعية للمعلمة هو طبيعة المعلمة او فضاء المعلمة او حالة الطبيعة فمثلا في حالة التوزيع ثنائي الحدين فأن $0 \le \theta \le 1$ وبالتالي فان التوزيع الذي يتناسب مع هذه المعلمة هو اما يكون التوزيع المنتظم او توزيع بيتا لان مجالها ضمن (o,1) وهكذا .

تعريف دوال الخسارة : Loss function [29] [25]

من اجل ايجاد مقدر بيز فأنه يجب تحديد دالة الخسارة والتي لها اثر كبير في تحديد مقدر بيز وهي عبارة عن نتيجة اتخاذ القرار فتفرض ان $\hat{\theta}$ هي عبارة عن القيمة التقريبية الى Ө فان دالة الخسارة يرمز لها بالرمز $L(\hat{\theta},\theta)$ وتعرف دالة الخساره بأنها الدالة التي تحقق الشرطين التاليين معاً :

$$1- \quad L(\hat{\theta},\theta) \ge 0 \qquad \forall\hat{\theta},\forall\theta$$

$$2- \quad L(\hat{\theta},\theta) = 0 \qquad \forall\hat{\theta} = \theta$$

وهناك عدة انواع من دوال الخسارة وهي :

دالة خسارة مربع الخطأ [6] **(Squared error loss Function)**

وهي الدالة التي تأخذ الشكل التالي :

$$L(\hat{\theta};\theta) = (\hat{\theta} - \theta)^2 \ \ldots\ldots (15)$$

وتستعمل هذه الدالة في عملية التقدير النقطي . في حين تسمى بدالة خسارة مربع الخطأ الموزون Weighted Squared Loss Function) في حالة وجود متجه من المعالم ويمكن كتابتها بالشكل التالي :

$$L(\hat{\theta} - \theta) = (\hat{\theta} - \theta)' Q (\hat{\theta} - \theta) \ \ldots . (16)$$

أذ ان Q مصفوفة موجبه (Positive definite)غير عشوائية ومتماثلة وعندما تكون Q مصفوفة قطرية (Diagonal Matrix) يطلق على دالة الخسارة اسم دالة الخسارة التربيعية (Quadratic Loss function) والتي تكتب بالشكل التالي :

$$L(\hat{\theta},\theta) = \sum_{i=1}^{p} q_i\,(\hat{\theta}_i - \theta_i)^2 \;....(17)$$

وان مقدر بيز النقطي في حالة اعتماد دالة خسارة مربع الخطأ يمثل الوسط الحسابي (Mean) لدالة الكثافه الاحتمالية اللاحقة f(Ө|y).

دالة خسارة الخطأ المطلق [27]: (Absolute error loss function)

وتاخذ هذه الدالة الشكل التالي :

$$L(\hat{\theta} - \theta) = |\hat{\theta} - \theta| = \begin{cases} \hat{\theta} - \theta & If\ \theta < \hat{\theta} \\ \hat{\theta} - \theta & If\ \theta > \hat{\theta} \end{cases} \;.........(18)$$

وان مقدر بيز النقطي في حالة اعتماد دالة خسارة مربع الخطأ المطلق هو الوسيط (Medium) لدالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة f(Ө|y).

دالة خسارة (0−1) [27]:

وتاخذ الشكل التالي:

$$L(\hat{\theta} - \theta) = \begin{cases} 1 & If\ \theta = \hat{\theta} \\ 0 & If\ \theta \neq \hat{\theta} \end{cases} \;......(19)$$

وان مقدر بيز النقطي في حالة اعتماد دالة خسارة (0−1) هو المنوال (mode)

تعريف دالة المخاطرة [26] :

تعرف دالة المخاطرة على انها القيمة المتوقعة لدالة الخسارة $L(\hat{\theta};\theta)$ اي :

$$R(\hat{\theta},\theta) = \mathrm{E}L(\hat{\theta};\theta)$$
$$= \begin{cases} \int_{\forall\theta} L(\hat{\theta};\theta) f(y|\theta)dy & ; if\ y\ continous \\ \sum_{\forall\theta} L(\hat{\theta};\theta) f(y|\theta)dy & ; if\ y\ \text{discrete} \end{cases} \;....(20)$$

اذ ان $R(\hat{\theta};\theta)$ تمثل دالة المخاطرة .

_تعريف مخاطرة بيز [8] :

ان مخاطرة بيز لاي مقدر ماهي الا معدل المخاطرة بالنسبة للتوزيع السابق P(Ө) اي ان:

$$R(\hat{\theta},\theta) = \mathrm{E}(\theta^{\wedge};\theta) = \begin{cases} \int_{\forall\theta} R(\hat{\theta},\theta)P(\theta)d\theta & ; if\ \theta\ continous \\ \sum_{\forall\theta} L(\hat{\theta},\theta) f(\theta)d\theta & ; if\ \theta\ \text{discrete} \end{cases} \;....(21)$$

اذ ان : $R(\theta^{\wedge};\theta)$ تمثل مخاطرة بيز .

مقدر بيز [25], [8] :

يعرف مقدر بيز للمعلمة θ بالاعتماد على دالة الخساره $L\ (\hat{\theta},\theta)$ ودالة التوزيع السابق $P\ (\theta)$ بأن المقدر الذي يصغر مخاطرة بيز او انه مقدر بيز للمعلمة الذي يحقق الشرط التالي : $R(\hat{\theta};\theta) \leq R(\theta;\hat{\theta})$

اذ ان $\hat{\theta}$ اي مقدر اخر .

او يمكن القول ان مقدر بيز يعتمد على ايجاد قيم $\hat{\theta}$ التي تقلل توقع دالة الخسارة اي ان :

$$\mathrm{MIN}_{\theta}\mathrm{E}\left[\mathrm{L}\left(\hat{\theta};\theta\right)\right] = \begin{cases} MIN_{\theta} \displaystyle\int_{\Omega} L\left(\hat{\theta},\theta\right) f(\theta|Y)d\theta \ ; if\ \theta\ continous \\ \mathrm{MIN} \displaystyle\sum_{\forall\theta} L\left(\hat{\theta},\theta\right) f(\theta|Y)d\theta \ ; if\ \theta\ \mathrm{discrete} \end{cases} \quad \ldots.(22)$$

اذ ان Ω فضاء المعلمة.

طرق تقدير المعادلات الانية باستعمال اسلوب بيز:-

هناك عدة طرق لتقدير المعادلات الانية باستعمال اسلوب بيز :-

طريقة بيز ذو المعلومات المحددةMethod of Limited information bayesian

ان اسلوب بيز لهذه الطريقة يلغي كافة المعلومات الخاصة بالمعلمات الاخرى الغير موجودة بالمعادلة المفردة قيد الاهتمام وتستخدم فقط المعلومات الخاصة بمعلمات تلك المعادلة مع بقاء المعلومات الخاصة بالمتغيرات الخارجية والداخلية لتلك المعادلة ' ونلجأ بالتقدير على هذه الطريقة لأنها اقل متطلبات حسابية من طريقة كامل البيانات واقل تعقيد حيث نقدر في كل مرة معادلة واحدة فقط وبسبب ان القيود : $\Pi = -\Gamma B^{-1}\ ,\ \Omega = \mathrm{B}^{-1}\sum \mathrm{B}^{-1}$ هي قيود معقولة عبر المعادلات وبذلك يمكن تعظيم دالة الامكان الخاضعة لهذه القيود فقط(1)

ان الأنموذج الهيكلي هو: $YB=X\Gamma+ U$ ….(23)

وان الشكل المختزل هو: $Y=X\Pi + V$ ….(24)

بما ان اسلوب بيز يعتمد على الامكان الاعظم في تقديره لذا سوف نقوم بتعديل شكل دالة الامكان.

لنفترض ان المعادلة الهيكلية المراد تقديرها والشكل المختزل يكون معطى بالشكل التالي:

$$y_1 = \mathrm{Y}_1\gamma_1 + \mathrm{X}_1\mathrm{B}_1 + \mathrm{U}_1 \ \ldots\ldots\ldots.(25)$$

$$Y_{\mathrm{I}} = \mathrm{X}\Pi_{\mathrm{I}} + \mathrm{V}_{\mathrm{I}} = (\mathrm{X}_1,\mathrm{X}_2)\begin{bmatrix}\Pi_{11} & \Pi_{12}\\ \Pi_{21} & \Pi_{22}\end{bmatrix} + (\mathrm{V}_1,\mathrm{V}_2)\ \ldots(26)$$

اذ ان :

y1 هو متجه مشاهدات ذا بعد (nx1) وهو المتغير الداخلي للمعادلة المراد تقديرها

YI هو مصفوفة مشاهدات ذات بعد (nxm1) للمتغيرات الداخلية الموجودة في الجهة اليمنى للمعادلة قيد التقدير

x1 هو مصفوفة مشاهدات ذات بعد (nxk1) لمتغيرات خارجية في الجانب الايمن للمعادلة قيد الاهتمام

x2 هو مصفوفة مشاهدات ذات بعد (nxk2) لمتغيرات خارجية غير موجودة في الجانب الايمن للمعادلة قيد الاهتمام.

اذ ان : k=k1+k2

U1 هو متجه حدود الخطأ ذو بعد (nx1) للمعادلة قيد التقدير

VI هو مصفوفة حدود الخطأ للشكل المختزل ذات بعد ((n x (m1+1) والتي تقسم الى:

$$V_I = (V_1, V_2)$$

ɣ1 هو متجه معاملات Y1 وذو بعد (1 X n)

B1 هو متجه معاملات X1 وذو بعد(K1 X 1)

ΠI وهي مصفوفة معاملات الشكل المختزل وذات بعد ((K1X(m1+1) وبتقسيم ملائم لها

ينتج:

$$\Pi_I = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} \end{bmatrix}$$

نقوم بضرب المعادلة الثانية من (26) بالمصفوفة التالية :

$$\Lambda = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\gamma_1 & I_{m1} \end{bmatrix}$$

وهي ذات بعد (m1X1)x (m1x1)

نحصل على:

$$W = X\Pi_* + V_* \quad \ldots\ldots\ldots.(27)$$
$$W = Y_I\Lambda = (y_1 - Y_1\gamma_1 \quad Y_1) = (y_1^* \quad Y_1)$$

اذ ان :

$$y_1^* = y_1 + y_1^* Y_1 \gamma_1$$

بمقارنة (25) و (26) مع (27) حد بحد فأننا نستنتج الاتي:

B11=Π11−Π12ɣ1 , B2=Π21−Π22ɣ1 , U1=v1−V1ɣ1 , B2=0

بواسطة قيود ضمنية نعرف التالي:

$$B = (B_1', B_2') \quad , \quad \Pi_2 = (\Pi_{12}' \ \ \Pi_{22}') \quad \ldots..(28)$$

اذا تم افتراض بان الصف من v1,VI يتوزع طبيعي بوسط صفر وتباين−تباين مشترك يساوي Ω , عندئذ كل صف منV_* يتوزع توزيع طبيعي بوسط صفر وتباين−تباين مشترك يساوي Ω_* حيث ان:

$$\Omega_* = \Lambda'\Omega\Lambda \ldots.(29)$$

وبالتالي فان دالة الامكان الاعظم للبيانات بوجود المعلمات تعطى بالشكل التالي:

$$L(D|\gamma_1, B, \Pi_2, \Omega_*) \propto |\Omega_*|^{\frac{-n}{2}} EXP\left[\frac{-1}{2}\ tr\ (W - X\Pi_*')(W - X\Pi_*')\right] \ldots(30)$$

اذ ان D تمثل بيانات العينة [21]، [28] .

1− تقدير بيز محدد البيانات في حالة الكثافة الاحتمالية الاولية للمعلمات غير معلوماتية:−

أ− دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة غير شرطية:

لنفترض ان دالة الكثافة الاحتمالية وحسب اسلوب جيفري في حالة لا توجد معلومات حول المعلمات المراد تقديرها هي

$$p(\gamma_1, B, \Pi_2, \Omega_*) \propto |\Omega_*|^{\frac{-(m1+1)}{2}} \ldots.(31)$$

بضرب (31) في دالة الامكان الاعظم في المعادلة (30) ينتج التوزيع اللاحق للمعلمات وحسب الشكل الاتي :

$$p(\gamma_1, B, \Pi_2, \Omega_*|D) \propto |\Omega_*|^{\frac{-(n+m1+1)}{2}} EXP\left[\frac{-1}{2}\ tr\ (W - X\Pi_*')(W - X\Pi_*')\right] \quad \ldots.(32)$$

نكامل (32) الى Π_2, Ω_* ونضع B2=0 نحصل على الدالة الاحتمالية الحدية المشتركة الى B1,ϒ1 وكالتالي:

$$P(\Upsilon 1\, , B1|B2=0\, , D) \propto a_{11}^{(n-m1-1)}[y_1^{*\prime}\mathrm{M1y_1^*}+(\mathrm{B_1}-\widehat{\mathrm{B}}_1)'X1X1'(\mathrm{B_1}-\widehat{\mathrm{B}}_1)]^{\frac{-(n-m1)}{2}} \ldots(33)$$

اذ ان :

$$\hat{B}_1=(\mathrm{X}_1'\mathrm{X}_1)^{-1}\mathrm{X}_1'\mathrm{y}_1^*$$
$$a_{11}=y_1^{*\prime}\mathrm{My}_1^*$$
$$M=I-X(X'X)^{-1}X'$$
$$M_1=I-X_1(X_1'X_1)^{-1}X_1'$$

اذ ان المعادلة (33) هي توزيع t– المتعدد بالمتجه B_1.

نكامل الى B_1 ينتج التوزيع الحدي الى Υ_1 وكما يلي:

$$P(\Upsilon_1|B_2=0, D) \propto \frac{[(y_1-Y_1\gamma_1)'M(y_1-Y_1)]^{(n-m1-k)/2}}{[(y_1-Y_1\gamma_1)'M1(y_1-Y_1)]^{(n-m1-k)/2}} \ldots..(34)$$

اذ يمكن تقدير Υ_1 اما من معادلة(34) او من معادلة(33).[23], [28]

وهي نفس النتيجة التي توصل اليها العالم (Dreze)[22] عام 1976 الا انه قام بالتقسيم التالي :

ان دالة الامكان للبيانات بوجود المعلمات هي:

$$f(D|B,\Gamma,\Sigma) \propto \|B\|^n|\Sigma|^{-\frac{n}{2}}\exp\left[-\frac{1}{2}tr\Sigma^{-1}(B\ \ \Gamma)M(B\ \ \Gamma)'\right] \ldots (35)$$

اذ ان:
$$M=\begin{bmatrix}\mathrm{Y'Y} & \mathrm{Y'Z}\\ \mathrm{Z'Y} & \mathrm{Z'Z}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}M_{11} & M_{12}\\ M_{21} & M_{22}\end{bmatrix}\ ,\ \mathrm{M}_{11.2}=\mathrm{M}_{11}-\mathrm{M}_{12}\mathrm{M}_{22}^{-1}\mathrm{M}_{21}$$
$$=\mathrm{Y}'[\mathrm{I}-Z(Z'Z)^{-1}Z']Y$$

وافترض بان الكثافة الاولية المشتركة هي:

$$f(B,\Gamma,\Sigma) \propto |\Sigma|^{\frac{m+1-k}{2}} \ldots.(36)$$

افرض ان : $[B_1 \quad \Gamma_1]$ هي الصف الاول من $[B \quad \Gamma]$

افترض ان : σ_{11} هي مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعادلة الاولى.

بعد ضرب دالة الامكان بالمعادلة (36)ومن ثم التعويض بما يساوي المعادلة الاولى من نظام المعادلات وتلخيص عمليات الضرب نحصل على * :

$$f\left(B_1,\Gamma_1,{\sigma_{11}}^{-1}\Big|D\right) \propto (B_1\mathrm{M}_{11.2}\mathrm{B}_1')^{\frac{(\mathrm{n-m+1})}{2}}(\sigma_{11})^{-\frac{\mathrm{n+k-m-1}}{2}}\exp\left[\frac{-1}{2\sigma_{11}}(B_1\Gamma_1)M(B_1\Gamma_1)'\right] ..(37)$$

نكامل (37) الى σ_{11} نحصل على:

$$f(B_1,\Gamma_1|D) \propto (B_1\mathrm{M}_{11.2}\mathrm{B}_1')^{\frac{(\mathrm{n-m+1})}{2}}[(B_1\Gamma_1)M(B_1\Gamma_1)']^{-\frac{\mathrm{n+k-m-1}}{2}} \ldots (38)$$

على فرض ان (m–1) من العناصر في B_1 و Γ_1 تساوي صفر وكما يلي:

$$\mathrm{B}_1=(\mathrm{B}_\Delta \quad \mathrm{B}_{\Delta\Delta})\quad , \quad \Gamma_1=(\gamma_* \quad \gamma_{**})$$

اذ نفرض ان :
$$B_{\Delta\Delta}=0 \quad , \quad \gamma_{**}=0$$

بما ان Y_Δ', Z_*' تتآلف من الاعمدة الموجودة في $Y'\ ,\ \mathrm{Z}'$ والمقابلة الى $\mathrm{B}_\Delta, \gamma_*$ على التوالي لذا فان تعظيم $(\mathrm{B}_\Delta, \gamma_*)$ بالنسبة الى γ_* يدعو الى دمج القيد التالي:

$$\gamma_*=-\mathrm{B}_\Delta\mathrm{Y}_\Delta\mathrm{Z}_*(\mathrm{Z}_*\mathrm{Z}_*')^{-1} \ldots.(39)$$

اذ ان :

B_Δ ذات بعد *(1xm1)*

$B_{\Delta\Delta}$ ذات بعد *(1x(m−m1))*

γ_* ذات بعد *(1xk1)*

γ_{**} ذات بعد *(1x(m−m1))*

وبتعويضها في المعادلة (37) تم التوصل الى الدالة التالية:

$$f\left(B_1, \Gamma_1, \sigma_{11}{}^{-1}\middle| D B_{\Delta\Delta}=0, \gamma_{**}=0\right) \propto \{B_\Delta Y_\Delta[I-Z(Z'Z)Z']Y_\Delta B'_\Delta\}^{\frac{(n-k-1)}{2}}$$
$$\sigma_{11}^{-(n+k-m-1)/2}[(B_\Delta \quad \gamma_*)' \begin{pmatrix} Y'_\Delta Y_\Delta & Y'_\Delta Z_* \\ Z'_* Y_\Delta & Z'_* Z_* \end{pmatrix} B_\Delta \quad Y_\Delta]^{\frac{-(n-k-1)}{2}} \ldots.(40)$$

$$L\left(B_\Delta, \gamma_{*|}\middle| D, B_{\Delta\Delta}=0, \gamma_{**}=0\right) \propto \{B_\Delta Y_\Delta[I-Z(Z'Z)Z']Y_\Delta B'_\Delta\}^{\frac{(n-k-1)}{2}}$$
$$[(B_\Delta \quad \gamma_*)' \begin{pmatrix} Y'_\Delta Y_\Delta & Y'_\Delta Z_* \\ Z'_* Y_\Delta & Z'_* Z_* \end{pmatrix} B_\Delta \quad Y_\Delta]^{\frac{-(n-k-1)}{2}} \ldots\ldots..(41)$$
$$\equiv \quad (B_\Delta W_{\Delta\Delta} B'_\Delta)^{-(n-m+1)/2}\{[\gamma_* + B_\Delta Y'_\Delta Z'_*(Z'_* Z_*)^{-1}](Z_* Z_*)$$
$$[\gamma_* + B_\Delta Y'_\Delta Z'_*(Z'_* Z_*)^{-1}]' + \ (B_\Delta W^*_{\Delta\Delta} B'_\Delta)\}^{-(n+k-m-1)/2} \ldots(42)$$

و نلاحظ من المعادلة(42) ان المعلمة γ_* تملك توزيع t مشروط على B_Δ وبوسط وتباين موضح كالتالي :

$$E(\gamma_*|B_\Delta) = -B_\Delta Y'_\Delta Z'_*(Z'_* Z_*)^{-1}$$
$$V(\gamma_*|B_\Delta) = \frac{B_\Delta W^*_{\Delta\Delta} B'_\Delta (Z'_* Z_*)^{-1}}{T+n-m1-n1-1}$$

نكامل الدالة (42) بالنسبة الى γ_* نحصل على:

$$p(B_\Delta|D, B_{\Delta\Delta}=0, \gamma_{**}=0) \propto \frac{(B_\Delta W_{\Delta\Delta} B'_\Delta)^{\frac{T-m+1}{2}}}{(B_\Delta W^*_{\Delta\Delta} B'_\Delta)^{\frac{T-n-m+1-n1}{2}}} \ldots\ldots.(43)$$

وهي نفس الدالة التي تم التوصل لها بالمعادلة (34) إلا ان الاس المرتبط بالمقام والبسط يختلف

اذ ان : $W_{\Delta\Delta} = Y'_\Delta[I - Z(Z'Z)^{-1}Z']Y_\Delta$

$$W^*_{\Delta\Delta} = Y'_\Delta[I - Z_*(Z'_* Z_*)^{-1}Z'_*]Y_\Delta$$

طريقة بيز باستخدام الشكل المختزل (Reduce form) :-

ان نموذج المعادلات الانية بالشكل المختزل الغير مقيد هو تقليديا أنموذج انحدار متعدد المتغيرات والتقدير لأنموذج الانحدار متعدد المتغيرات قد درس بشكل واسع [23], اذ من خلال معلمات الشكل المختزل يمكن التوصل الى المعلمات الهيكلية.

ان انموذج الشكل المختزل للمعادلات الانية هو

Y = Zπ+ V

وهو يشبه انموذج الانحدار المتعدد وعليه سوف نستعمل طرق بيز في تقدير الانحدار المتعدد من اجل التوصل الى المعلمات المختزلة ومن ثم عن طريق العلاقة الموجودة بين المعلمات الهيكلية و المختزلة يتم التوصل الى مقدرات المعلمات الهيكلية, وفيما يلي شرح لتقدير بيز للانحدار المتعدد:

1- تقدير بيز في حالة دالة الكثافة الاولية غير معلوماتية: -

ان دالة الكثافة الاحتمالية لبيانات العينة y بوجود المعلمات المختزلة π تكتب كالتالي :

$$P(Y|B,\sigma) = (\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}})^n EXP[\frac{-1}{2\sigma^2}(Y-Z\Pi)'(Y-Z\Pi)]$$

$$\propto \frac{1}{\sigma^n}\ EXP[\frac{-1}{2\sigma^2}(Y-Z\Pi)'(Y-Z\Pi)]$$

$$\propto \frac{1}{\sigma^n}\ EXP[\frac{-1}{2\sigma^2}\left\{VS^2 + \left(\Pi-\widehat{\Pi}\right)'X'X\left(\Pi-\widehat{\Pi}\right)\right\}] \ldots (44)$$

اذ ان:

$$V = n-m \quad , \quad \widehat{\Pi} = (Z'Z)^{-1}Z'Y \quad , \quad S^2 = \frac{(Y-Z\widehat{\Pi})'(Y-Z\widehat{\Pi})}{V}$$

حسب اسلوب جيفري في حالة المعلومات حول المعالم مجهولة او قليلة فأن :

$$p(\Pi) \propto cnstant \qquad -\infty < \Pi < \infty \ \ldots\ldots (45\ )$$

$$p(\sigma) \propto \frac{1}{\sigma} \qquad 0 < \sigma < \infty \ldots (46\ )$$

ومن خلال دمج دالة الامكان(44) مع دوال الكثافة الاحتمالية السابقة (45)و(46) نحصل على دالة التوزيع اللاحقة للمعالم وكما يلي :

$$P(\Pi,\sigma|Y,Z)\ \propto \frac{1}{\sigma^{n+1}}\ EXP[\frac{-1}{2\sigma^2}\left\{VS^2 + \left(\Pi-\widehat{\Pi}\right)'Z'Z\left(\Pi-\widehat{\Pi}\right)\right\}] \ldots (47)$$

ولكي نحصل على الدالة الاحتمالية اللاحقة الحدية الى $\widehat{\Pi}$ نقوم بتكامل الدالة (47) بالنسبة الى (σ) ليكون الناتج كما يلي :

$$P(\Pi|Y) = \int_0^\infty P(\Pi,\sigma|Y)d\sigma$$

$$\propto \left\{VS^2 + \left(\Pi-\widehat{\Pi}\right)'Z'Z\left(\Pi-\widehat{\Pi}\right)\right\}^{\frac{-\mathrm{n}}{2}}$$

$$\propto \{1 + \frac{\left(\Pi-\widehat{\Pi}\right)'Z'Z\left(\Pi-\widehat{\Pi}\right)}{VS^2}\}^{\frac{-\mathrm{n}}{2}} \ldots (48)$$

وهو عبارة عن دالة كثافة توزيع t– المتعدد المتغيرات (multivariable –t)

وبوسط $\widehat{\Pi}$ ومصفوفة تباين –وتباين مشترك تساوي الى :

$$\sigma^{\wedge 2}(\mathrm{Z'Z})^{-1}(\frac{V}{V-1})$$

اما دالة الكثافة الاحتمالية الحديه اللاحقة لعنصر واحد من المتجه Π فهو على شكل توزيع t احادي المتغير بـ v درجات حرية , اي ان تقدير بيز وبالاعتماد على دالة خسارة تربيعية مثلا هو نفس تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) .

وللحصول على الدالة الحدية اللاحقة بالنسبة الى المعلمة (σ) فأننا نقوم بتكامل الدالة في المعادلة (47)بالنسبة الى عناصر المتجه Π ينتج :

$$P(\sigma|Y) = \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}\ldots\int_{-\infty}^{\infty} P(\Pi,\sigma|Y)d\Pi$$

$$\propto \frac{1}{\sigma^{v+1}}\exp\left(-\frac{VS^2}{2\sigma^2}\right)\ldots\ldots (49\ )$$

وهو عبارة عن توزيع معكوس كاما (Invert Gamma) [(8),(17)]

2– تقدير بيز في حالة دالة كثافة احتمالية سابقة معلوماتية (قيود حول المعالم):–

ان المعلوماتية المتوفرة حول المعلمات تكون احيانا على شكل قيود ومن اجل الحصول على افضل تقدير يلجا الباحث الى تقييد المعلمات المراد تقديرها على وفق المعلومات المتوفرة حول المعالم عن طريق الدراسات السابقة او النظرية الاقتصادية لنفرض لدينا k من المعالم المراد تقديرها فان :

$$a_{\mathrm{i}} < \Pi_{\mathrm{i}} < \mathrm{b}_{\mathrm{i}}$$

a_{i} تمثل الحدود الدنيا للمعالم

b_{i} تمثل الحدود العليا للمعالم

اذ ان k .... , 2 , 1 = i

وبما ان قيم المعلمات في دراستنا تقريبا تكون توزيع منتظم لذا فان :

$$P(\Pi_1) \propto \text{canstant} \qquad \mathrm{a}_1 < \Pi_1 < b_1$$
$$P(\Pi_2) \propto \text{canstant} \qquad \mathrm{a}_2 < \Pi_2 < b_2$$
$$P(\Pi_k) \propto \text{canstant} \qquad \mathrm{a}_\mathrm{k} < \Pi_k < b_k$$

$$\mathrm{p}(\sigma) \propto \frac{1}{\sigma} \qquad 0 < \sigma < \infty$$

وبما ان هذه التوزيعات مستقلة بالفرض فان دالة الكثافة الاحتمالية السابقه تكون بالشكل التالي :

$$P(\Pi,\sigma) \propto \frac{1}{\sigma} \qquad a_i < \Pi_i < bi \quad , \ 0 < \sigma < \infty \quad \ldots(50) \quad \mathrm{i} = 1\ ,2,\ \ldots,\mathrm{k}$$

ومن خلال دمج الدالة (50) مع دالة الامكان الاعظم (44)يتم الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة التالية :

$$P(\Pi,\sigma|Y,Z) \ \propto \frac{1}{\sigma^{n+1}}\ EXP[\frac{-1}{2\sigma^2}\left\{VS^2 + \left(\Pi - \widehat{\Pi}\right)'X'X\left(\Pi - \widehat{\Pi}\right)\right\}]\ldots(51)$$
$$a_i < \Pi_i < bi \quad , \ 0 < \sigma < \infty \quad \mathrm{i} = 1\ ,2,\ \ldots,\mathrm{k}$$

اما دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة للمعالم (Π_i) فانه يتم الحصول عليها عن طريق تكامل الدالة (51) بالنسبة للمعلمة σ فيكون الناتج كالتالي :

$$P(\Pi|Y) \propto \{1 + \frac{\left(\Pi - \widehat{\Pi}\right)'Z'Z\left(\Pi - \widehat{\Pi}\right)}{VS^2}\}^{\frac{-\mathrm{n}}{2}} \qquad \boldsymbol{a_i<\Pi_i<b_i}\ldots\mathbf{(52)}$$

و نلاحظ بان هذه النتيجة هي نفس الصيغة في المعادلة (48) ولكن هنا حدود المعالم مقيدة اي ان الدالة الاحتمالية اللاحقة في المعادلة (52) لها توزيع t– المتعدد المتغيرات المبتور .

(Truncated Multivariate–t)

وهنا لا يمكن اعتبار ان $\widehat{\Pi}$والتي هي مقدرات OLS كتقدير بيز لهذه المعالم وذلك بسبب القيود المفروضة على متجه المعالم Π لذا يجب استعمال اسلوب التكاملات العددية من اجل التوصل لتقديرات بيز [(20), (8)] , وحسب دالة الخسارة المختلفة و الوسط كتقدير في حالة الخسارة التربيعية والوسيط في حالة اعتماد دالة خسارة مربع الخطأ المطلق والمنوال في حالة دالة خسارة(0–1) .

3– تقدير بيز في حالة وجود كثافة احتمالية سابقة مرافقة طبيعية:

هناك عدة حالات لتقدير المعالم المجهولة في حالة استعمال احتمالية سابقة مرافقة طبيعية في تقدير بيز وحسب معلومية σ^2:

1– في حالة σ^2 معلومة :

في حالة ان σ^2 معلومة فان المعالم المراد تقديرها فقط هي متجه المعالم Π وان دالة الكثافة الاحتمالية السابقة المرافقة لطبيعيه لمتجه المعالم (Π) هي ذات توزيع طبيعي وعلى وفق الصيغة التالية:

$$P(\Pi) \propto EXP\left[\frac{-1}{2\sigma^2}\{(\Pi-\bar{\Pi})'Q(\Pi-\bar{\Pi})\}\right] \ldots\ldots (53\ )$$

اذ ان:

$\bar{\Pi}$ تمثل الوسط الحسابي للتوزيع

$\sigma^2 Q^{-1}$ تمثل مصفوفة التباين والتباين المشترك

و ان Q مصفوفة موجبة التحديد

اما دالة الامكان فسوف نقوم بإعادة صياغتها كالتالي :

$$P(Y|B,\sigma) \propto EXP[\tfrac{-1}{2\sigma^2}(Y-Z\Pi)'(Y-Z\Pi)]$$
$$\propto EXP[\tfrac{-1}{2\sigma^2}\{(\Pi-\hat{\Pi})'Z'Z(\Pi-\hat{\Pi}) \ldots\ldots.(54\ )$$

وبضرب المعادلة السابقة (53) مع دالة الامكان (54) يتم الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة الى Π وكما يلي :

$$P(\Pi|Y,\sigma) \propto exp[\tfrac{-1}{2\sigma^2}\left\{(\Pi-\hat{\Pi})'Z'Z(\Pi-\hat{\Pi})+(\Pi-\bar{\Pi})'Q(\Pi-\bar{\Pi})\right\}]..(55\ )$$

وهي دالة توزيع طبيعي بوسط لاحق :

$$\bar{\bar{\Pi}} = (Z'Z+Q)^{-1}(Z'Y+Q\bar{\Pi}) = (Z'Z+Q)^{-1}\left(Z'Z\hat{\Pi}+Q\bar{\Pi}\right) \ldots (56\ )$$

اذ ان : $\bar{\bar{\Pi}}$ هي تقديربيز لمتجه المعالم Π ([17], [20]).

2- عندما تكون σ^2 غير معلومة :

نادرا ما تكون σ^2 معلومة في التطبيقات العملية وعليه يتم اللجوء في مثل هذه الحالة الى دالة كثافة احتمالية سابقة للمعلمين (Π, σ) والتي غالباً تسمى بدالة (طبيعي – كاما) (Normal – Gamma) و توضح ذلك كما يلي :

نفترض ان توزيع (σ) على شكل توزيع (Invert – Gamma) ووفق الدالة الاحتمالية التالية :

$$P(\sigma) \propto \frac{1}{\sigma^{v+1}}\exp\left(-\frac{VS^2}{2\sigma^2}\right) \qquad \sigma > 0\ , V > 0 \quad \ldots\ldots (57\ )$$

اما متجه المعالم B فانه يتوزع توزيع متعدد المتغيرات وعلى وفق الدالة التالية :

$$P(\Pi|\sigma) \propto \frac{1}{\sigma^K}EXP\left[\frac{-1}{2\sigma^2}\left\{(\Pi-\bar{\bar{\Pi}})'Q(\Pi-\bar{\bar{\Pi}})\right\}\right] \ldots (58) -\infty < \Pi < \infty$$

ومن اجل التوصل الى دالة كثافة احتمالية سابقة مشتركة فانه يمكن استخدام الصيغة التالية :

$$P(\Pi,\sigma) = P(\sigma)P(\Pi|\sigma)$$

وعليه يكون :

$$P(\Pi,\sigma) \propto \frac{1}{\sigma^{K+a+1}}EXP\left[\frac{-1}{2\sigma^2}\left\{aS^2+(\Pi-\bar{\bar{\Pi}})'Q(\Pi-\bar{\bar{\Pi}})\right\}\right] \ldots.(59\ )$$

و يتم دمج المعادلة (59) مع دالة الامكان (54) ويتم الحصول على الكثافة الاحتمالية اللاحقة التالية :

$$P(\Pi,\sigma|Y,Z) \propto \frac{1}{\sigma^{n+K+a+1}}EXP\left[\frac{-1}{2\sigma^2}\left\{\begin{matrix} aS^2+(\Pi-\bar{\bar{\Pi}})'Q(\Pi-\bar{\bar{\Pi}}) \\ +(Y-Z\Pi)'(Y-Z\Pi) \end{matrix}\right\}\right]$$

$$\propto \frac{1}{\sigma^{n+K+a+1}} EXP\left[\frac{-1}{2\sigma^2}\left\{aS^2 + \begin{pmatrix} \mathrm{Y} - \mathrm{Z}\Pi \\ \mathrm{Q}^{\frac{1}{2}}\overline{\Pi} - \mathrm{Q}^{\frac{1}{2}}\Pi \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \mathrm{Y} - \mathrm{Z}\Pi \\ \mathrm{Q}^{\frac{1}{2}}\overline{\Pi} - \mathrm{Q}^{\frac{1}{2}}\Pi \end{pmatrix}\right\}\right] \ldots (60)$$

وبافتراض ان : $\mathrm{W} = \begin{pmatrix} Z \\ \mathrm{Q}^{\frac{1}{2}} \end{pmatrix}$, $w = \begin{pmatrix} Y \\ \mathrm{Q}^{\frac{1}{2}}\overline{\Pi} \end{pmatrix}$ سوف نحصل على النتيجة الاتية:

$$P(\Pi, \sigma | Y, Z) \propto \frac{1}{\sigma^{n+K+a+1}} EXP\left[\frac{-1}{2\sigma^2}\{aS^2 + (w - W\Pi)'(w - W\Pi)\right] \ldots (61)$$

وسنفترض بان : $\overline{\Pi} = (\mathrm{W}'\mathrm{W})^{-1}\mathrm{W}'\mathrm{w}$ لنحصل على النتيجة التالية:

$$P(\Pi, \sigma | Y, Z) \propto \frac{1}{\sigma^{n+K+a+1}} EXP\left[\begin{matrix} \frac{-1}{2\sigma^2}\{aS^2 + (w - W\overline{\Pi})'(w - W\overline{\Pi}) \\ +(\Pi - \overline{\Pi})'W'W(\Pi - \overline{\Pi})\} \end{matrix}\right] ..(62)$$

وبإجراء عملية التكامل للدالة السابقة بالنسبة الى σ نحصل على دالة الكثافة الاحتمالية اللاحقة لمتجه المعالم Π وكما يلي :

$$P(\Pi | Y, Z) \propto \{1 + \frac{(\Pi - \overline{\overline{\Pi}})' W'W(\Pi - \overline{\overline{\Pi}})}{aS^2}\}^{\mathrm{n+k+1}} \ldots (63)$$

وهي عبارة عن دالة كثافة احتمالية لتوزيع t–المتعدد المتغيرات بوسط $(\overline{\overline{\Pi}})$ وهو بمثابة تقدير بيز لمعالم انموذج الانحدار المتعدد [17), (20] ,وهذا يعني ان تقدير بيز في حالة دالة الخسارة التربيعية مثلاً لمتجه المعالم Πهو الوسط اللاحق $\overline{\overline{\Pi}}$ والموضح بالمعادلة(56).

ضغط الدم والضغط النفسي:-

كانت حياة الناس منذ عقود من الزمن بسيطة وغير معقدة نوعا ما وذلك لقلة المتغيرات النفسية في ذلك الوقت وقلة الامراض المعروفة حالياً وكذلك لم تكن هناك ازمات سكانية وبشرية بهذه الصور المهولة المفروضة على الواقـــــع السكاني وما يرافقها من مساكن ومرافق متراكمة وضائقة كما هي الحال في كثير من دول العالــم وكذلك لم تكن هناك حروب طاحنة تفتك بآلاف الناس في غضون لحظات غيـر التقنيات العسكريــة الحديثة ولا توجد هناك حوادث سريعة ناجمة عن السيارات والطائرات والبواخر وغيرها من وسائـل النقل الحديثه، ومع تعقد الحياة الحديثة وزيادة حدة المنافسة والصـــراع تزداد الامراض السيكسوماتية ومنها مرض ضغط الدم بحيث اصبحت امراض العصر وهذه الامــراض ترجع لأسباب نفسيه وتأتي هذه المجموعة من الامراض كدليل قاطع على وجود علاقة التفاعل بيـن الجسم والنفس وحدوث التأثير المتبادل بينهم [11], فالنفس وعواملها تؤثر بالجسم والجسم ووظائفه يؤثر في النفس [12] , ومن الامراض المصاحبة للجسم والتي تؤثر وتتأثر بالحالة النفسية هو ضغط الدم .

تعريف ضغط الدم :

هو مقدار الضغط الذي يسلطه سريان الدم على جدران الشرايين التي تقوم بعملية نقل الدم ومن القلب الى سائر اجزاء جسم الانسيان ويقاس ضغط الدم بجهاز معين ويتم التعبير عنـــــه برقمين هما (80 / 120) و ان الرقم الاقل الذي هو بالبسط يمثل الضغط اثناء انقباض عضلة القلب ليضـخ الدم خارج القلب من خلال الشرايين ويسمى بالضغط الانقباضي اما الرقم الثاني الذي هو بالمقام يمثل الضغط اثناء انبساط عضلة القلب (اي تكون عضلة القلب بين كل نبضة وأخرى)، ويسمى بالضغط الانبساطي . ان معدل ضغط الدم يختلف من شخص لآخر وكذلك يختلف في الشخص نفسه من حين الى اخر على مرار اليوم , اذ ان:

الضغط الانقباضي من(120 الى 100) اما الضغط الانبساطي من(80 الى 65)

ويعتبر الانسان مصاب بارتفاع ضغط الدم في حالة الضغط الانقباضي سيكون اعلى مـن 140 في اغلب الاحيان الضغط الانبساطي : يكون اعلى من 90 في اغلب الاحيان ويعتبر الانسان مصاب بانخفاض ضغط الدم في حالة : الضغط الانقباضي يكون اقل من 90 في اغلب الاحيان الضغط الانبساطي : يكون اقل من 60 في اغلب الأحيان ويعتبر ضغط الدم من امراض العصر ويسمى باسم الامراض السيكسوماتية او النفسجسمية [12].

العوامل المؤثرة على ضغط الدم :

هناك العديد من العوامل التي تؤثر في ارتفاع ضغط الدم منها :

1- العمر 2- الجنس 3- البدانة 4-الضغط النفسي 5-التدخين

بالنسبة لعامل العمر فقد وجد بان ضغط الدم يظهر غالباً في سن متأخرة (بعد الاربعين) وأكثر نسبة للإصابة في الفترة بين(45 – 60) وتزداد نسبة اصابة المرض لدى الرجال حتى سن 50 سنه ثم تقل فرصة الاصابة اما النساء فان فرصة حدوث المرض تظـل بازدياد تقدم العمر,اما بالنسبة لعامل الجنس فانه وجد بصفة عامة بأنه يصيب النساء اكثر من الرجال [6],[13], اما عامل البدانة فأنه لوحظ بأن المرض يزداد انتشاره بين الافراد الذين يعانون من السمنة و البدانة وذلك لان السمنة تؤدي الى زيادة حجم الدم الذي يضخه القلب مما يؤدي الـــى ارتفاع كمية الدم والسوائل في الجسم وزيادة استهلاك ملح الطعام وبالتالي زيادة الصوديوم في الدم الذي يسبب ارتفاع ضغط الدم [1] ,اما بالنسبة لعامل الضغط النفسي فقد بينت الدراسات ان نشأت مرض ضغط الدم تعود الـى الضغوط النفسية والاجتماعية والتوتر والقلق[12], وان الضغط النفسي يعتبر من العوامـل الرئيسية للإصابة بضغط الدم [14] , وقد عرفنا ضغط الدم بأنه من الامراض السيكسوماتية اي انه ينتج من عوامل نفسية نتيجة الانفعال والغضب [12] , اما بالنسبة لعامل التدخين، فقد لوحظ بان التدخين يؤدي الى ارتفاع ضغط الدم أذ ان النيكوتين الموجود في التبغ يؤدي الى زيادة احتراز هرمون الادرينالين وهرمون النورادرينالين من الغدة جـاركلوية مما يؤدي الى ارتفاع ضغط الدم بسبب افراز هذين الهرمونيين، كما ان التدخين يؤدي الى تصلب الشرايين الذي بدوره يؤدي الى ارتفاع ضغط الدم [6].

تعريف الضغط النفسي :

هناك العديد من التعاريف للضغط النفسي ومنها : " هي تغير داخلي او خارجي شأنه ان يؤدي الى استجابة انفعالية حادة او مستمرة بما فيها الاحداث الخارجية مثل ظروف العمل والتلوث البيئي والصراعات الاسرية مثلها في ذلك الاحداث الداخلية والتغيرات العضوية والإصابة بالمرض [12] , كذلك عرف كاندر (Candler) الضغط النفسي بأنه حالة من التوتر العاطفي تنشأ من احداث الحياة المرضية [4].

العوامل التي تؤثر على الاصابة بالضغط النفسي :

هناك العديد من العوامل التي تؤثر على الاصابة بالضغط النفسي منها :

1-العمر 2-الحالة الاجتماعية 3-الجنس 4-ضغط الدم

بالنسبة لعامل العمر فانه وجد بان العمر يؤثر بشكل طردي فكلما زاد العمر زادت الضغوط النفسية، كذلك الحالة بالنسبة الى عامل الحالة الاجتماعيـة فان تأثيره طردي على الضغوط النفسية [11],اما بالنسبة الى عامل الجنس فقد تبين من الدراسات ان الذكور اكثر من الاناث عرضة للضغط النفسي [3] , اما بالنسبة لعامل ضغط الدم فانه يستدعي مـن المريض المتابعة المستمرة للتغييرات الهامة بنمط حياته مما يؤدي الى التزاما مستمرا من ظرف

المريض ويسمى هذا بالالتزام الصحي من المريض مما يولد ضغطا مستمرا عليه,وقد بينت الدراسات ان هنـــاك مصدرين للضغط النفسي هي داخلية وخارجية ومن بين المصادر الداخلية هي الامراض المزمنة التي يعتبر ضغط الدم احدهما[19] , وبنـفس السياق بينت بعـــض الدراسات ان مصادر الضغط النفسي سبعة ومن بينها المشكلات الصحية المرتبطة بالصحة الجسمية الفسيولوجية من الصداع وارتفاع ضغط الـــدم [2] , كذلك بينت الدراسات ان الامراض المزمنة تعتبر احد الاحداث الحياتية الضاغطة والذي له علاقة بالإصابة بالاضطرابات النفسية والجسمية [4].

قياس الضغوط النفسية :

استخدمت عدة طرق وأساليب من اجل قياس الضغوط النفسية ومنها الاساليب الفسلجية التي تقوم على اساس قياس التغيرات التي تطرأ على جسم الانسان عند التعرض الى المواقــف الضاغطة وغالباً عندما يتم استعمال هذه الاساليب في مثله هذه الدراسات الحاجة الى وضـع المخصوصين في مواقف تجريبية، ومن ثم يتم قياس شده الضغوط باستعمال بعض الاجهزة والأدوات مثل جهاز قياس معدل ضربات القلب وجهاز قياس استجابة الجلد، ومن الدراسات التي استعملت الاساليب الفسلجية في قياس الضغوط النفسية الدراسات التي اجراها(لازروس – الفرد) اثناء اداءه لهذا العمل , وقد استعملت طريقة التقرير الذاتي (Self Report) كذلك في قياس الضغوط النفسية وتقوم هذه الطريقة على استعمال بعض المقاييس التي تتضمن مجموعة من العبارات التي تمثل احداث الحياة او المواقف الضاغطة التي تعوض لها الفـرد ويطلب منه تقدير درجة الضغط النفسي الذي تسببه على ميزان متدرج امام كل عبارة من عبارات المقياس واعتمادا على الطريقة تم تصميم العديد من الادوات المستعملة لقياس الضغوط، ففـي عام 1977 قام (Sorason) ببناء مقياس يحتوي (57) حدثا حياتيا عاما يمكن الاجابة عنها من المخصوص فضلا عن عشرة احداث اخرى خاصة بالطلبة [10] .

وقد اكد كل من هولمر وراهي (Holmes , Rahe) عام 1976م بان احداث الحياة الضاغطة وتغيرات البيئة الخارجية سواءً اكانت ايجابية او سلبية فأنها تؤدي الى احداث ضغطا على الفرد واعدا بذلك مقياسا وهو عبارة عن استبيان يساعد على معرفة انواع الشدات والضغوط التـي عانيها الفرد ويتألف الاختبار من (43) بند والموضح في الاستمارة من الملحق اذ لكل بند درجة معينه حصل عليها عن طريق دراسة الالاف من الاشخاص في الولايات المتحدة، و بعد ان يجيب الشخص على الاستمارة تجمـع النقاط المحصل عليها من خلال الاجابات فاذا كان المجموع اكثر من (150) نقطة فهذا يجعلنـا نقول بوجود الضغط النفسي والعكس صحيح .فقد وجه هولمز وراهي اهتمامهما الى الاحداث ومتغيرات الحياة الضاغطة التي يحتمل ان تكون لها تأثير على الفرد في مجالات الحياة كافة كالمجال العائلي والمجال المهني والمجال الاجتماعي والمجــال الاقتصادي والمجال التعليمي والمجال الصحي والتي تؤثر على الفرد والتي تكون ايجابية او سلبية محزنة او مفرحة [4],[9].

وقد اعتمد الباحث على طريقة التقرير الذاتي والاستبيان لما تتمتع من مميزات عديدة منها ان الباحث يتلقى معلومات مفيدة عن الفرد تعتمد على خبراته السابقه ومعرفته بنفسه فضلا عن كونها طريقة ملائمة لطبيعة البحث الحالي بغية تحقيق الصداقة . وقد اعتمد الباحث في قياس الضغوط النفسية على مقياس هولمز وراهي مقياس ضغوط الحياة وذلك للعلاقة الوثيقة بين ضغوط المرض والضغط النفسي .

النماذج الثنائية وطرق تقديرها:

نماذج البيانات الثنائية[24]:

وهي النماذج التي يكون فيها المتغير المعتمد ثنائي ياخذ احدى القيمتين اما الواحد الصحيح في حالة وقوع الحدث او الصفر في حالة عدم وقوع الحدث,وهي من النماذج المهمة في تفسير سلوك العديد من الظواهر الحياتية المختلفة وهناك اربع طرق شائعة لتقدير تستخدم للمعالجة الاحصائية لهذه النماذج الثنائية الاستجابة وهي:

1- أنموذج الاحتمالية الخطية (LPM) (Linear Probability Model).

2- نموذج اللوجت Logit model

3- نموذج وحدة الاحتمال Probit model

4- نموذج التويت Tobit model

وفيما يلي شرح لنموذج اللوجت الذي تم استخدامه في التقدير.

نموذج اللوجت [24] Logit model:

وهو احد نماذج تقدير البيانات الثنائية وذلك عندما يكون المتغير المعتمد يأخذ قيمتين اما واحد او صفر ولتوضيح هذه الفكرة لنفترض بان المتغير العشوائي Yi يأخذ قيمة (1) اذا كان الشخص مصاب بضغط الدم و (0) اذا الشخص غير مصاب وبافتراض احتمال وقوع الحدث (الاصابة) وهو Pi فان :

$$P(yi = 1) = Pi$$

وان احتمال عدم الاصابة هو :

$$P(yi = 0) = 1 - Pi = qi$$

$$E\,(Yi|\,Xi = xi\,) = Pi = B_0 + B_1X1 + B_2X2$$

اذ ان :

$$0 \le E\,(Yi|\,Xi = xi\,) \le 1$$

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(B0+B1X1+B2X2)}}$$

والتي يمكن كتابتها بالشكل التالي:

$$P_i = \frac{1}{1+e^{-Zi}} = \frac{e^z}{1+e^z}$$

$$\frac{P_i}{1-P_i} = \frac{1+e^{zi}}{1+e^{-Zi}} = e^{Zi}$$

اذ ان : $\frac{P_i}{1-P_i}$ تسمى بنسبة الترجيح.

$$Li = Ln\left(\frac{Pi}{1-Pi}\right) = Zi = B_0 + B_1X1 + B_2X2$$

Li هي اللوغاريتم الطبيعي لنسبة الترجيح, وبذلك تكون Li خطية بدلالة Xi وبدلالة المعلمات.

طرق تقدير نموذج اللوجت للبيانات الثنائية[24]:

1- اذا كانت البيانات على شكل مستويات فردية للبيانات فيجب استخدام طريقة الامكان الاعظم في التقدير.

2- في حالة كانت البيانات على شكل تكرارات او مجموعات نستخدم طريقة المربعات الصغرى الموزونة.

وفيما يلي جدول بمثال لشرح طريقة المربعات الصغرى الموزونة التي تم استخدامها:

العمر	الجنس	العدد الكلي	عدد المصابين بالضغط	Pi	Li	$\sqrt{Wi}$	L_i^*	X_1^*	X_2^*

						ni	Ni	X2	X1
0	1.39750	-3.61489	1.39750	-2.587	.07	2	30	0	1
0	3.67217	-3.33302	1.83608	-1.815	.14	4	28	0	2
0	6.75420	-1.29537	2.25140	-.575	.36	8	22	0	3
0	6.06485	5.27050	1.51621	3.476	.97	77	79	0	4
1.2999	1.29985	-2.58985	1.29985	-1.992	.12	2	16	1	1
1.9209	3.84187	-4.22073	1.92094	-2.197	.10	4	41	1	2
2.3960	7.18799	.19178	2.39600	.080	.52	12	23	1	3
2.6266	10.5065	4.99308	2.62661	1.901	.87	53	61	1	4

حيث نلاحظ البيانات على شكل مجموعات وبما ان تباين الخطأ غير متجانس لذا تم ترجيح البيانات بالوزن الملائم وهو :

$$W_i = [P_i(1 - P_i)]^{\frac{1}{2}}$$

وبذلك يتم التخلص من مشكلة عدم التجانس وعليه سوف يتم التقدير بطريقOLS والحصول على المعلمات للنموذج بعد ترجيح البيانات

الجانب التطبيقي:

وصف البيانات والانموذج:

من اجل تحقيق هدف البحث في الجانب العلمي قام الباحث بعملية جمع البيانات في الجانب العملي وهي عبارة عن عينة لسبعة متغيرات وبحجم (300) شخص اخذت بشكل عشوائي من المرضى الذين يراجعون مركز الفحص المبكر لضغط الدم في المراكز الصحية في قضاء الزبير و تم بناء نموذج اني يمثل هذه المتغيرات وكما يلي :

Y1 = B0 + B1 y2 + B2 X1 + B3 X2 + B4 X3 + B5 X4 + B6 X5 + u1

Y2=$\propto$0+$\propto 1\, y1 + \propto 2\, X1 + \propto 3\, X2 + \propto 4\, X3 + \propto 5\, X4 + \propto 6\, X5 + u2$

اذ ان :

Y1 = ضغط الدم وياخذ القيمة (1) اذا مصاب والقيمة (0) اذا كان غير مصاب .

Y2 = الضغط النفسي وياخذ القيمة (1) اذا الشخص مصاب والقيمة (0) اذا كان غير مصاب .

X1 = العمر وهو متغير فئوي (يتكون من اربعة فئات) وهي : (1- 25 سنة فاقل 2- 25 – 35 3- 35 – 45 4- 45 فاكثر)

X2 = الجنس فاذا كان ذكر = 1 واذا انثى = 0

X3 = الحالة الاجتماعية فاذا متزوج = 1 واذا غير متزوج = 0

X4 = التدخين مدخن = 1 غير مدخن = 0

X5 = البدانة بدين = 1 غير بدين = 0

اذ ان قياس البدانة تم وفق ما يلي :

1- قياس الطول والوزن
2- تحويل الطول من السنتمتر الى المتر
3- تقسيم الوزن على مربع الطول بالمتر
4- اذا كانت النتيجة 30 فأكثر معناه الشخص بدين

وقد تمت عملية جمع البيانات عن طريق الحضور الميداني للباحث في المراكز الصحية وبالتنسيق مع المسؤول عن قياس الضغط تم تدوين البيانات بالاستمارات المعدة لهذا الغرض , وبعد تلخيص البيانات تم استعمال الانحدار بالطريقة الامامية من اجل معرفة المتغيرات التي تؤثر فعلاً ونتج عن ذلك المعادلات التالية:

$$Y_1 = B_0 + B_1 Y_2 + B_2 X_1 + U_1$$
$$Y_2 = \propto_0 + \propto_1 Y_1 + \propto_2 X_2 + U_2$$

اذ ان x1 هو العمر و x2 هو الجنس.

اما قياس الضغط النفسي فقد تم وفق مقياس هولمز وراهي الموضح والذي تم عرضه على لجنة محكمين من اجل التأكد بان المقياس المستعمل بفقراته يؤدي الى قياس الضغط النفسي, اذ تم استشارة سبعة محكمين من الاساتذة المختصين بالعلوم التربوية والنفسية ومن جامعتي بغداد والبصرة وذلك لإبداء ارائهم في صلاحية كل فقرة من فقرات المقياس وملائمتها للبيئة العراقية وعلى ضوء تعريف الباحث للضغوط النفسية وبعد المناقشات التي اجراها الباحث مع المحكمين وفي ضوء ارائهم وملاحظاتهم تم قبول الفقرات كما هي وعلى رأي 95% منهم بعد اجراء تعديلات لبعض الفقرات بما يتلائم والبيئة العراقية وتم اعتماد الاستمارة الاخيرة المعدلة بجمع البيانات والموضحة بالملحق (A) .

و بعد جمع البيانات تجمع الدرجات المحصل عليها ضمن الاستمارة فإذا كانت اكبر او تساوي 150 درجة فان الشخص يعتبر مصاب بالضغط النفسي .

تحليل البيانات:

اولاً: التقدير بالطريقة الكلاسيكية :

بعد تشخيص النظام وجد الباحث بأنه شخص تماما لذا تم تقدير معادلات الأنموذج حسب طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين وتم الحصول على النتائج التالية للمرحلة الاولى:

المعادلة الهيكلية الثانية			المعادلة الهيكلية الاولى		
Mse	التقدير	المعلمة	Mse	التقدير	المعلمة
0.384	-1.7902	$\propto 1$	581.1	-4.9777	B1
	0.4741	$\propto 2$		1.7246	B2
	0.5152	$\propto 3$		-0.0633	B3

وبعد ان تم الحصول على $\hat{Y}_1$ و $\hat{Y}_2$ تم وضعها بالمعادلات الهيكلية وتم التوصل الى المعادلات الهيكلية والموضحة كما يلي:

المعادلة الهيكلية الثانية			المعادلة الهيكلية الاولى		
Mse	التقدير	المعلمة	Mse	التقدير	المعلمة
0.418	−0.920	$\propto 1$	0.158	−4.004	1B
	0.851	$\propto 2$		1.722	2B
	0.513	$\propto 3$		1.213	3B

ثانياً: التقدير بطريقة بيز :

تم تقدير معلمات نظام المعادلات باستعمال طريقتين وباعتماد دالة خسارة مربع الخطأ الذي يمثل الوسط الحسابي (Mean) لدالة الكثافه الاحتمالية اللاحقة f(Θ|y).

1- تقدير بيز في حالة دالة كثافة احتمالية سابقة معلوماتية (قيود حول المعالم):-

تم استعمال التكاملات العددية للمعادلة (52) بكتابة برنامج بالماتلاب اذ بعد أيجاد ثابت التكامل تم استعمال المعادلة بتقدير الوسط الحسابي وباستعمال البرنامج (prog1-m) والموضح بالملحق (B), إذ تم استعمال القيود التالية للمعلمات وكمعلومات أولية وهي عبارة عن فترات الثقة للمعلمات في المرحلة الاولى للطريقة الكلاسيكية

$-7.395 \leq B_1 \leq 2.563$

$0.922 \leq B_2 \leq 2.527$

$-1.673 \leq B_3 \leq 1.546-$

$-2.930 \leq \propto 1 \leq 0.65$

$0.150 \leq \propto_2 \leq 0.798$

$-0.20 \leq \propto_3 \leq 1.230$

وتم التوصل الى النتائج التالية للمرحلة الاولى:

المعادلة الاولى			المعادلة الثانية		
المعلمة	التقدير	Mse	المعلمة	التقدير	Mse
B1	-5.8714	0.141	∝ 1	-2.0519	0.411
B2	1.8412		∝ 2	0.4193	
B3	-0.1196		∝ 3	0.5031	

وبعد ان تم الحصول على $\hat{Y}_1$ و $\hat{Y}_2$ تم وضعها بالمعادلات الهيكلية وتم استخدام البرنامج نفسه بعد تغيير المتغيرات والمدخلات إذ تم استعمال القيود التالية للمعلمات وكمعلومات أولية وهي عبارة عن فترات الثقة للمعلمات في المرحلة الثانية للطريقة الكلاسيكية:

$$\mathbf{-11.77 \leq B_1 \leq 1.83 \quad -6.01 \leq B_2 \leq 6.18 \quad -0.90 \leq B_3 \leq 4.29}$$

$$\mathbf{-4.97 \leq \propto 1 \leq 3.03 \quad -3.28 \leq \propto_2 \leq 5.58 \quad -3.84 \leq \propto_3 \leq 5.02}$$

تم التوصل الى المعادلات الهيكلية والموضحة كما يلي:

المعادلة الهيكلية الاولى			المعادلة الهيكلية الثانية		
المعلمة	التقدير	Mse	المعلمة	التقدير	Mse
B0	-4.9692	0.158	∝ 0	-0.9900	0.367
B1	0.0853		∝ 1	1.1341	
B2	1.6951		∝ 2	0.5687	

2 - تقدير بيز في حالة وجود كثافة احتمالية سابقة مرافقة طبيعية في حالة σ^2 معلومة :

بالنسبة للمعادلة الاولى:

تم استعمال المعادلة (56) بتقدير الوسط الحسابي اللاحق إذ تم استعمال المعلومات ألاولية التالية في المرحلة الاولى :

تم افتراض مقدرات معلمات الطريقة الكلاسيكية للمرحلة الاولى كأوساط اولية للمعلمات المراد تقديرها اي:

$\bar{\boldsymbol{\pi}} = [-4.9702;0.0834;1.695]$ معادلة 1

$\bar{\pi} = [-0.968;1.151;0.593]$ معادلة 2

وان MSE1=6.23

MSE2=2.003

وان :

$$Q1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \text{MSE1}$$

$$Q1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} MSE2$$

وتم التوصل الى النتائج التالية للمرحلة الاولى:

المعادلة الثانية			المعادلة الاولى		
Mse	التقدير	المعلمة	Mse	التقدير	المعلمة
0.384	-1.7902	$\propto 0$	1581.	**-4.978**	B0
	0.4741	$\propto 1$		**1.725**	B1
	0.5152	$\propto 2$		**-0.063**	B2

وبعد ان تم الحصول على $\hat{Y}_1$ و $\hat{Y}_2$ تم وضعها بالمعادلات الهيكلية ثم تم استعمال المعادلة (56) بتقدير الوسط الحسابي اللاحق إذ تم افتراض مقدرات معلمات الطريقة الكلاسيكية للمرحلة الثانية كأوساط اولية للمعلمات المراد تقديرها في المرحلة الثانية باسلوب بيز وتم التوصل الى المعادلات الهيكلية والموضحة كما يلي:

المعادلة الهيكلية الثانية			المعادلة الهيكلية الاولى		
Mse	التقدير	المعلمة	Mse	التقدير	المعلمة
0.417	-0.4509	$\propto 1$	0.158	-4.9765	1B
	0.5243	$\propto 2$		0.4273	2B
	0.2572	$\propto 3$		1.6661	3B

الاستنتاجات :

1- ان طريقة الشكل المختزل في حالة وجود قيود حول المعلمات كانت افضل تقدير في المعادلة الهيكلية الثانية اما الاولى كانت متقاربة مع الطريقة الكلاسيكية.

2- ان طريقة الشكل المختزل في حالة σ^2 معلومة متقاربة مع مقدرات الطريقة الكلاسيكية.

3- من خلال مقارنة طرق بيز فيما بينها نجد ان طريقة الشكل المختزل في حالة وجود قيود حول المعلمات كانت افضل من طريقة الشكل المختزل في حالة σ^2 معلومة

التوصيات:

1- استخدام طريقة بيز بالتقدير لأنها افضل قرب الى المعلمة الحقيقية.

2- اجراء دراسة حول تقدير المعادلات الانية باستعمال التقدير اللامعلمي ومقارنتها مع الطرق المستخدمة بالبحث لمعرفة الافضل منها.

المصـــادر

1- ابراهيم , محمود محسن, (2000),"امراض ضغط الدم : انواعها وأسبابها ومخاطرها", مركز الاهرام للترجمة والنشر , الطبعة الاولى .

2- ابو حمزة , عيد جلال علي,(2003),"دراسة لمتغيرات الشخصية لدى ضعاف السمع ومرضى الطنين والدوار" , رسالة ماجستير في قسم الصحة النفسية كلية التربية المنصور , جامعة طنطا , مصر.

3- البيرقدار, تنهيد عادل,(2011) , "الضغط النفسي وعلاقته بالصلابة النفسية لدى طلبة كلية التربية " , مجلة ابحاث كلية التربية الاساسية , المجلد 11 , العدد1.

4- الثابت, اوهام نعمان ثابت,(2009),"الضغوط النفسية وعلاقتها بالتوافق النفسي الاجتماعي والزواجي لدى المصابات بسرطان الثدي المبكر في الاردن"اطروحة دكتوراه,كلية الادب والتربية,قسم العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ,الاكاديمية العربية في الدنمارك.

5- بخيت,حسين علي وفتح الله , سحر,(2002),"مقدمة في الاقتصاد القياسي",
وزارة التعليم العالي ,دار الكتب,بغداد.

6- الحسيني , ايمن , (1993),هل تعاني من ارتفاع ضغط الدم, , السعودية .

7- - الجاسم ,صباح ماجد عبود والسراي،علي حميد يوسف (2012),"نظرية القرارات الاحصائية وتطبيقاتها " الجزيرة للطباعة والنشر، العراق .

8- الحمداني، سيف الدين والسلامي، قصي حميد " دراسة نظرية لأسلوب بيز باعتماد على الدوال السابقه المعلوماتية وغير المعلوماتية في تقدير معلمات الانحدار غير الخطية " مجلة الباحث ,العدد الثالث، السنه الثالثة,

9- ال دهام, باسم عبد الرسول كريم,(2012), "الاصوات الضاغطة وعلاقتها بفاعلية الذات لدى طلبة المرحلة الاعدادية", مجلةالاستاذ , العدد 2003 , ص874 – ص905.

10- العبادي, عامر عبد النبي كيف,(1995), "قياس الضغوط النفسية لدى طلبة الجامعة", , رسالة ماجستير في الاداب , علم النفس والارشاد التربوي , جامعة البصرة.

12- العنزي , عياش بن سيزمعزي, (2004), "علاقة الضغوط النفسية ببعض المتغيرات الشخصية لدى العاملين في المرور العامة لمدينة الرياض" رسالة ماجستير في العلوم الاجتماعية والرعاية الصحية والنفسية مقدمة الى قسم العلوم الاجتماعية , كلية الدراسات العليا , جامعة نايف العربية للعلوم الامنية , السعودية.

13- العيسوي, عبد الرحمن(2000) , "الاضطرابات النفسجمية", موسوعة كتب علم النفس , دار الراتب الجامعية, لبنان.

14- عناني,محمد عبدالسميع,"التحليل القياسي والاحصائي للعلاقات الاقتصادية-مدخل حديث باستخدام spss",(2009),الدار الجامعية,مصر.

15- قاسم,توفيق محمد,(2013), "ضغط الدم", مجلة البترول والعلوم, العدد الرابع.

16 **كاظم، اموري هادي**,(2002), " **طرق القياس الأقتصادي**, " **دار وائل للنشر ,الاردن.**

17- كاظم، اموري هادي ومسلم، باسم شليبة، (2003) " القياس الاقتصادي المتقدم : النظرية والتطبيق " مطبعة الطيف، بغداد .

18- **محمد، سالم بدر, (2007)، "مقارنه طرائق التقدير لمعلمات انموذج الانحدار الذاتي (1) AR باستعمال المحاكاة", مجلة التقني، المجلد20 ,العدد 2.**

19- محمد, مريم زكور,(2012), "مستوى الضغوط النفسية لدى مرضى القلب", مذكرة في علم النفس العيادي , قسم علم النفس وعلوم التربية , كلية العلوم الانسانية والاجتماعية , جامعة قاصدي مرباح , ورقلة.

20-Cameron,A.C.&Trivedi,P.K.,(2005) "Microeconometric– method and applications " , Cambridge University press ,USA.

21- Chao, J. C., Phillips, P. C. B.,(1998),"Bayesian posterior distributions in limited information analysis of the simultaneous equation model using Jeffrey's prior",Journal of Econometrics, 87,49–86.

22- Dreze, J. H. 1976, "Bayesian limited information analysis of the simultaneous equations model", Econometrica, 44, 1045–1075.

23-Dreze, J.H. & J.F. Richard (1983) "Bayesian analysis of simultaneous equations systems". In Z. Griliches & M.D. Intrilligator (eds.), Handbook of Econometrics, vol. 1. Amsterdam: North-Holland,517—598

24- Gujarati , Damodar N.&Porter,Dawn C.,(2007),"Basic econometrics ",McGraw-Hill INTERNATIONAL EDITION .

25-Koch,K., R.,(2007) , "Introduction to Bayesian statistics " second Editions, Springer – verlog Berlin.

26- Okewole, Dorcas M. &Olubusoy, Olusanya E. , (2014) ," The Bayesian Approach to Multi-equation Econometric Model Estimation",Journal of Statistical and Econometric Methods, vol.3, no.1, 2014, 85-96 ISSN: 2241-0384 (print), 2241-0376.

27-Sarkka, Slmo,(2006),"Recursive Bayesian Inference on stochastic differential equation " , ESPO .

28-Tsurumi, H. 1985, "Limited information Bayesian analysis 29-Yin Line ,Meng ,,(2013) , "Bayesian statistic " Technical report n. 2 , Mylin @ tu –edn

ملحق (A)

مقياس هولمز وراهي

الاحداث	الدرجة	الاحداث	الدرجة
وفاة الزوج	100	مغادرة طفل البيت الاسري	29
طلاق	73	مشاكل والدية	29
انفصال عن الزوجة	65	انجاز شخصي معتبر	29
سجن	63	زوجة باشرت العمل خارج البيت	28
حادث خطير أو مرض	63	بداية او نهاية الفصل الدراسي	26
وفاة قريب من العائلة	53	تغيير في طرق المعيشة	26
زواج	50	تحول في عادات المعيشة	25
طرد او استقالة	47	صعوبات مع المشرف	24
استرجاع الحياة الزوجية	45	تغيير مواقيت او ظروف العمل	20
وضع في التقاعد	45	تغيير اقامة	20
مشاكل صحية	44	تبديل المدرسة او التكوين	20
حمل	40	تغيير في اوقات الفراغ	19
صعوبات جنسية	39	تغيير في النشاطات الدينية	19
قدوم فرد جديد	39	تغيير في النشاطات الاجتماعية	18
مشاكل مهنية	39	ابرام شراءبقرض(تلفاز,...)	17
تغيير هام في الوضعية المالية(تحسن/سوء)	39	تغيير في عادات النوم	16
وفاة صديق حميم	38	تغيير في تواتر لقاءات الاسرة	15
تغيير في وضعية العمل	37	عطل	15
تضاعف العلاقات الزوجية(تربية الاولاد,...)	36	اعياد	13
شراء (بيت, صفقة,...) رهن او	35	تغيير في عادات التغذية	12
اخذ متاع مرهون	31	عقوبات ومخالفات	11
تغيير بالغ في المسؤولية المهنية	30		

ملحق (B)

PROG1.M

```
clear
clc
syms  x y f yh1 yh2
y1=[1,0,…,1];
y2=[1,0,…,1];
x1=[4,4,… ,3];
x2=[0,0,… ,1];
pr1=[0.07,0.14,0.36,0.97,0.12,0.10,0.52,0.87];
pr2=[0.17,0.29,0.27,0.58,0.44,0.46,0.39,0.64];
l1=log(pr1./(1-pr1));
l2=log(pr2./(1-pr2));
ni=[30,28,22,79,16,41,23,61];
age=[1,2,3,4,1,2,3,4];
sex=[0,0,0,0,1,1,1,1];
 for i=1:8;
w1(i)=sqrt(ni(i).*pr1(i).*(1-pr1(i)));
w2(i)=sqrt(ni(i).*pr2(i).*(1-pr2(i)));
ll1(i)=l1(i).*w1(i);
ll2(i)=l2(i).*w2(i);
```

```
agew1(i)=age(i).*w1(i);
sexw1(i)=sex(i).*w1(i);
agew2(i)=age(i).*w2(i);
sexw2(i)=sex(i).*w2(i);
end
ws1=w1;
ws2=w2;
z1=ll1;
z2=ll2;
fun=@(x,y,z)(2.183.*x.^2+30.790.*y.^2+1.290.*z.^2-9.943.*x-24.930.*y-
0.24.*z+12.365.*x.*y+2.573.*x.*z+7.660.*y.*z+7.21).^4;
q1=integral3(fun,-7.395,-2.561,0.922,2.527,-1.693,1.546);
c=1./q1;
fun=@(x,y,z)c.*(2.183.*x.^2+30.790.*y.^2+1.290.*z.^2-9.943.*x-24.930.*y-
0.24.*z+12.365.*x.*y+2.573.*x.*z+7.660.*y.*z+7.21).^4;
q2=integral3(fun,-7.395,-2.561,0.922,2.527,-1.693,1.546);
fun=@(x,y,z)c.*x.*(2.183.*x.^2+30.790.*y.^2+1.290.*z.^2-9.943.*x-24.930.*y-
0.24.*z+12.365.*x.*y+2.573.*x.*z+7.660.*y.*z+7.21).^4;
q3=integral3(fun,-7.395,-2.561,0.922,2.527,-1.693,1.546);
fun=@(x,y,z)c.*y.*(2.183.*x.^2+30.790.*y.^2+1.290.*z.^2-9.943.*x-24.930.*y-
0.24.*z+12.365.*x.*y+2.573.*x.*z+7.660.*y.*z+7.21).^4;
q4=integral3(fun,-7.395,-2.561,0.922,2.527,-1.693,1.546);
fun=@(x,y,z)c.*z.*(2.183.*x.^2+30.790.*y.^2+1.290.*z.^2-9.943.*x-24.930.*y-
0.24.*z+12.365.*x.*y+2.573.*x.*z+7.660.*y.*z+7.21).^4;
q5=integral3(fun,-7.395,-2.561,0.922,2.527,-1.693,1.546);
b1=q3;
b2=q4;
b3=q5;
fun=@(x,y,z)(10.490.*x.^2+108.120.*y.^2+9.398.*z.^2-2.170.*x-4.880.*y-
2.47.*z+63.243.*x.*y+10.501.*x.*z+30.560.*y.*z+3.498).^4;
q6=integral3(fun,-2.93,-0.65,0.15,0.80,-0.20,1.23);
c2=1./q6;
fun=@(x,y,z)c2.*(10.490.*x.^2+108.120.*y.^2+9.398.*z.^2-2.170.*x-4.880.*y-
2.47.*z+63.243.*x.*y+10.501.*x.*z+30.560.*y.*z+3.498).^4;
q7=integral3(fun,-2.93,-0.65,0.15,0.80,-0.20,1.23);
fun=@(x,y,z)c2.*x.*(10.490.*x.^2+108.120.*y.^2+9.398.*z.^2-2.170.*x-4.880.*y-
2.47.*z+63.243.*x.*y+10.501.*x.*z+30.560.*y.*z+3.498).^4;
q8=integral3(fun,-2.93,-0.65,0.15,0.80,-0.20,1.23);
fun=@(x,y,z)c2.*y.*(10.490.*x.^2+108.120.*y.^2+9.398.*z.^2-2.170.*x-4.880.*y-
2.47.*z+63.243.*x.*y+10.501.*x.*z+30.560.*y.*z+3.498).^4;
q9=integral3(fun,-2.93,-0.65,0.15,0.80,-0.20,1.23);
fun=@(x,y,z)c2.*z.*(10.490.*x.^2+108.120.*y.^2+9.398.*z.^2-2.170.*x-4.880.*y-
2.47.*z+63.243.*x.*y+10.501.*x.*z+30.560.*y.*z+3.498).^4;
q10=integral3(fun,-2.93,-0.65,0.15,0.80,-0.20,1.23);
a1=q8;
a2=q9;
a3=q10;
lh1=(b1.*ws1)+(b2.*agew1)+(b3.*sexw1);
lh2=(a1.*ws2)+(a2.*agew2)+(a3.*sexw2);
mselogit1=sum((z1-lh1).^2)/5;
mselogit2=sum((z2-lh2).^2)/5;
k1=lh1./w1;
```

```
k2=lh2./w2;
mslogit1=sum((l1-k1).^2)/5;
mslogit2=sum((l2-k2).^2)/5;
for i=1:8;
ph1(i)=exp(k1(i))/(1+exp(k1(i)));
ph2(i)=exp(k2(i))/(1+exp(k2(i)));
end
for i=1:300
if  x1(1,i)==1 & x2(1,i)==0
f(1,i)=ph1(1,1);
g(1,i)=ph2(1,1);
elseif x1(1,i)==2 & x2(1,i)==0
f(1,i)=ph1(1,2);
g(1,i)=ph2(1,2);
elseif x1(1,i)==3 & x2(1,i)==0
f(1,i)=ph1(1,3);
g(1,i)=ph2(1,3);
elseif x1(1,i)==4 & x2(1,i)==0
f(1,i)=ph1(1,4);
g(1,i)=ph2(1,4);
elseif x1(1,i)==1 & x2(1,i)==1
f(1,i)=ph1(1,5);
g(1,i)=ph2(1,5);
elseif x1(1,i)==2 & x2(1,i)==1
f(1,i)=ph1(1,6);
g(1,i)=ph2(1,6);
elseif x1(1,i)==3 & x2(1,i)==1
f(1,i)=ph1(1,7);
g(1,i)=ph2(1,7);
else
f(1,i)=ph1(1,8);
g(1,i)=ph2(1,8);
end
end
for i=1:300
if f(1,i)<=0.5
yh1(i)=0;
else
yh1(i)=1;
end
end
yh1';
for i=1:300
if g(1,i)<=0.5
yh2(i)=0;
else
yh2(i)=1;
end
end
yh2';
sm=sum((y1-yh1).^2)/297;
sm2=sum((y2-yh2).^2)/297;
```