# تحليل المحددات الأقتصادية للجرنمة في الأردن باستخدام تحليل السلاسل الزمنية

أ.د بشير أحمد فرج العبدالرزاق * أ.د عايد وريكات**

## المقدمة:

الجريمة قديمة قدم الإنسانية. فمنذ وقوع أول جريمة في تاريخ البشرية (هابيل وقابيل)، حاولت المجتمعات وضع القوانين التي تحكم ذلك السلوك البشري وتحدد الأعمال المشروعة وغير المشروعة، ودأب الأفراد على خرق تلك القوانين. وقد أصبحت الجريمة صفة ملازمة للإنسانية منذ فجر التكوين ولم تتوقف عن تعكير صفو عيش الإنسان. وعلاوة على ذلك أصبحت الجريمة ظاهرة اجتماعية (Schafer, 1976, cited in Miguel, 2004).

وقد نمت في العقود الماضية وبشكل واضح البحوث النظرية والتطبيقية التي استمدت إلهامها من مقالة جاري بيكر (١٩٦٨). وقد ركزت تلك البحوث على العوامل الديموغرافية وعوامل الردع والعوامل الاقتصادية والاجتماعية المحددة للسلوك الإجرامي في الدول المتقدمة والنامية على حد سواء.

لم يكن الأردن كدولة نامية بمنأى عن مظاهر الجريمة وأحداثها. وبالرغم من الكم الهائل من الدراسات المتعلقة بالجريمة، إلا أن الجريمة في الأردن لم تنل نصيبها من الدراسة والتحليل. وإنه وعلى حد معرفة الباحثين فإن هذه الورقة تعد الأولى في الأردن التي تناولت محددات الجريمة الاقتصادية باستخدام أساليب التحليل الاحصائي والقياسي الحديثة.

وتعود الدوافع وراء إجراء هذه الدراسة الى تزايد أعداد الجريمة بمختلف أنواعها وخاصة تلك التي لها علاقة بالجانب الاقتصادي، فقد بلغ متوسط الجريمة في الفترة ١٩٩٥-٢٠٠٦ (٣٧٧١) جريمة سنويا. ودفع تزايد الجرائم إلى الاهتمام بالعوامل المؤثرة في ارتكاب الجريمة وبالآثار المترتبة عنها في مختلف النواحي الاقتصادية والاجتماعية.

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار العلاقة السببية بين الجريمة والمتغيرات الاقتصادية . وتقديم بعض التوصيات للجهات المسئوولة في رسم السياسات الاقتصادية، وبرامج التوعية التي تساهم في خفض معدلات الجريمة.

وتبرز أهمية الدراسة في كونها الأولى (حسب علم الباحثين) التي تختبر اقتصاديات الجريمة في الأردن، من خلال بيان أثر العوامل الاقتصادية في معدلات الجريمة باستخدام تقنية إحصائية حديثة: اختبار التكامل المشترك ( Cointegration Test) واختبار ديكي- فولر Dickey-Fuller (1981) لاختبار استقرار ودرجة تكامل المتغيرات،والتحليل الديناميكي (دالة ردة الفعل و تحليل التباين) لبيان اتجاه العلاقة السببية بين معدلات الجريمة ومتغيرات النموذج.وتنقسم الدراسة بالإضافة إلى المقدمة إلى خمسة أجزاء.

---

*عضو هيئة تدريس /كلية ادارة الاعمال/ جامعة مؤته.
** عضو هيئة تدريس /كلية العلوم الاجتماعية / جامعة مؤتة

**يستعرض الجزء الثاني التحليل الوصفي لمعدلات الجريمة والبطالة في الأردن. ويتناول الجزء الثالث استعراض مرجعي للدراسات السابقة. بينما يتناول الجزء الرابع منهجية البحث ومصادر البيانات. ويتناول الجزء الخامس النموذج القياسي . ويستعرض الجزء السادس نتائج التحليل الكمي. وتختم الدراسة بنتائج وتوصيات الدراسة.**

## ١- تطور معدلات البطالة والجريمة في الأردن:

**شهدت أعداد الجرائم المرتكبة في الأردن خلال فترة الدراسة اتجاها متزايدا بشكل عام رغم التذبذب. فقد بلغ المتوسط السنوي (٢٤٥٤٧) جريمة سنويا. وبلغ أقصى عدد (٤٦٧١٣) جريمة سنة ١٩٩٧، في حين انخفضت أعداد الجريمة إلى أدنى مستوى لها (١٠٤٠٠) جريمة في عام ١٩٧٣. وإذا نظرنا إلى معدلات نمو الجريمة نجد أن متوسط معدل النمو السنوي بلغ (٤.١٩%)، وبلغ أقصى معدل نمو (٣٠.١٣%) سنة ١٩٨٦، في حين وصلت معدلات نمو الجريمة أدنى مستوى لها (-٣٩.٧%) سنة ١٩٨٢.**

**وعلى الرغم من أن ظاهرة البطالة ليست جديدة على الاقتصاد الأردني، بل تعود في جذورها إلى أكثر من نصف قرن ، فقد بلغ متوسط معدلات البطالة آنذاك (16.5%) تقريبا (عميرة، 1985)، إلا أنها لا تزال إلى يومنا هذا وبعد خمسة عقود تتراوح حول هذا المعدل تقريبا باستثناء الفترة التي امتدت من أواسط السبعينات حتى بداية عام (1982) كما هو موضح في الجدول (1).**

**جدول (1) معدلات البطالة في الأردن للفترة (١٩٧٠-٢٠٠٨)**

| السـنة | 1970 | 1976 | 1982 | 1988 | 1994 | 2000 | 2008 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| مـعدل البطالة (%). | 13.7 | 1.6 | 4.3 | 8.8 | 15.3 | 13.7 | 12.7 |

المصدر 1- السنوات (1970-1994):ا.د حسين طلافحة، د. خميس الفهداوي، دراسة تحليلية لمشكلة البطالة في الاقتصاد الأردني، جامعة اليرموك، 1998 ،ص 40 .

2- السنوات (2000-2008): معدل البطالة: الإحصاءات العامة، ،مسح العمالة والبطالة،التقرير السنوي 2006-2000.

**فقد شهدت هذه الفترة انتعاشا اقتصاديا كبيرا أدى إلى زيادة معدل النمو السنوي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بمتوسط قدره (10.2%) للفترة (1973– 1982)، وانخفاض معدلات البطالة إلى أدنى مستوياتها بحيث أصبح سوق العمل الأردني شبه تشغيل كامل في الفترة-1981) (1976. إذ لم تزد معدلات البطالة في تلك الفترة عن (3.9%)، ويعود ذلك إلى زيادة الطلب على الأيدي العاملة الأردنية داخليا وخارجيا ولاسيما لدى دول الخليج العربي في أعقاب ارتفاع أسعار النفط في عام (1973) وزيادة المساعدات من هذه الدول للأردن في هذه الفترة (طلافحة و الفهداوي، 1998). ولكن بعد هذه الفترة والتي كانت عبارة عن طفرة في النمو الاقتصادي والوصول إلى حالة عدم وجود البطالة أخذت معدلات البطالة بالارتفاع من (4.3%) في عام(1982) إلى (12.7%) في عام (2008).**

## ٢- استعراض مرجعي

تبع ظهور مقالة (Becker,1968) كم هائل من البحوث في أدبيات اقتصاديات الجريمة. وتركز جل اهتمام الاقتصاديين على تحليل محددات السلوك الاجرامي عند الأفراد من الناحيتين النظرية والتطبيقية. يستعرض هذا الجزء بعض أدبيات اقتصاديات الجريمة التطبيقية.

درس دوغلاس (2009) Douglason العلاقة بين الجريمة وبين متغيرات اقتصادية واجتماعية ديموغرافية مختارة في نيجيريا للفترة ١٩٨١- ٢٠٠٥ باستخدام منهج تحليل التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ لتحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة. وجاءت النتائج مشيرة إلى وجود علاقة طردية بين متغير الجريمة ومتغيرات النموذج وذات دلالة معنوية عالية في المدى الطويل وليس في المدى القصير. أما متغير السكن فلم يكن له تأثير في الجريمة. أما متغيرات التعليم والدخل والتضخم فلم تكن ذات دلالة إحصائية معنوية. وأظهرت نتائج الدراسة أن العلاقة السببية ذات إتجاه واحد من الجريمة إلى متغير عدم الأمان (مجموع معدل البطالة ومعدل التضخم).

درس باولو وليون (Paolo & Leone, 2009) أثر متغيرات ذات علاقة بالتعليم (عدد الخريجين و متوسط سنوات التعليم) نسبة إلى عدد السكان في الجريمة في ٢٠ منطقة في ايطاليا خلال الفترة ١٩٨٠-١٩٩٥ باستخدام بيانات Panel data. وأظهرت نتائج التقدير أن عدد خريجي الثانوية العامة ومتوسط سنوات التعليم يؤثران سلبا في الجريمة. وأما نصيب الفرد من الدخل ومعدل نمو الناتج ومستوى التشغيل فكان لهم أثر سلبي فيما كان تأثير متغير الجريمة الحركي (المتغير التابع لفترة سابقة واحدة) ايجابي التأثير.

درس غلام رضا وحمد (Gholamreza & Hamed, 2008) محددات الجريمة في المحافظات الإيرانية خلال الفترة ١٩٧٧-٢٠٠٥. وجاءت نتائج التقدير مبينة أن للبطالة وتفاوت الدخل (معامل جيني) ومتوسط حجم العائلة تأثير ايجابي ومعنوي في كل من جرائم السطو والتهديد. وأن الناتج المحلي الإجمالي واحتمالية القاء القبض تؤثران ايجابياً في جرائم السطو والاعتداء. وجاء متغير التعليم مؤثرا ايجابيا في جرائم القتل والاعتداء. وجاء متغير الكثافة السكانية ذا أثر سلبي وذا دلالة معنوية في كل من جرائم القتل والاعتداء والتهديد.

اما دراسة ميلو وآخرين (Milo et al, 2008) فقد استهدفت اختبار العلاقة بين معدل الجريمة وأعداد المهاجرين في المدن الايطالية خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٠٣. وتم استخدام البيانات المتوافرة في سجلات الشرطة في تلك المدن. وباستخدام طريقة انحدار المربعات الصغرى وطريقة التقدير على مرحلتين (2SLS) لتقدير النماذج القياسية. استخدام الباحثون نموذجاً قياسيا يحتوى على متغير معدل الجريمة كمتغير مستقل و على متغيرات ديمغرافية واجتماعية-اقتصادية ومتغيرات مؤسسية كمتغيرات مفسرة. وتمثلت تلك المتغيرات المستقلة في أعداد السكان، متوسط دخل الفرد الحقيقي، معدلات البطالة، وفئة الشباب (١٥-٣٩)، وتقلبات سوق العمل (الدورة التجارية). أظهرت نتائج التقدير وجود علاقة طردية بين أعداد المهاجرين وبين مستويات الجريمة. وكان للمهاجرين أثر قوي في مستويات جرائم الملكية وبخاصة السرقات. فزيادة أعداد المهاجرين ١% يؤدي إلى زيادة مستويات الجريمة بـ٠.١%.

دراسة باول وآخرون (2008) Paolo et al استهدفت التعريف بالعوامل المؤثرة في الجريمة في ٤٦ منطقة في اسبانيا للفترة ١٩٩٣-١٩٩٩. وتضمن النموذج القياسي ثلاثة أنواع من العوامل هي: عوامل ردع وعوامل ديمغرافية وعوامل اقتصادية واجتماعية. واستخدم الباحثون طريقة GMM لتقدير معلمات النموذج. وأظهرت نتائج التحليل أن المتغير التابع لفترة تباطؤ واحدة له أثر ايجابي وذو دلالة إحصائية معنوية وحملت الاشارة المتوقعة، وكذلك الحال بالنسبة لمتغير نسبة

المهاجرين والتعليم وبطالة الشباب. أما نصيب الفرد من الناتج ومعدل نمو الناتج فكانت غير معنوية.

بين توماس وآخرون (2008) Thomas et al أثر التقلبات الاقتصادية على سبعة أنواع من الجريمة في عشرين مدينة من المدن الأمريكية الكبرى باستخدام بيانات شهرية على امتداد الفترة ١٩٨٣-٢٠٠٤. وقد تضمن النموذج القياسي متغيرين هما التغير في الحد الأدنى للأجور والذي يعكس الوضع المالي للفرد والتغير في معدل البطالة والذي يعكس الوضع الاقتصادي في كل مدينة من تلك المدن. أظهرت النتائج أن جرائم الملكية تأثرت بشكل ايجابي أكبر بالبطالة والأجور من انواع الجرائم الأخرى. أما الحد الأدنى للأجور فقد أظهر تأثيرا سلبيا على الجريمة.

وقد تم ادخال متغيري فترات تباطؤ لفترتين والتي تم تحديدها باستخدام معيار أكايك (AIC). ويدل ذلك على أن العلاقة بين البطالة والجريمة تكون في المدى الطويل حيث إن الفرد يلجأ إلى ارتكاب الجريمة بعد مرور فترة من الزمن من بقائه عاطلاً عن العمل.

تطرقت دراسة اقينجوبا (2007) Egunjobi إلى العلاقة السببية بين الجريمة وبين متغيرات مفسرة كان من بينها معدل البطالة في نيجيريا خلال الفترة ١٩٨١-١٩٩٨. وقد تم قياس متغير الجريمة بحجم الإنفاق على الأمن الداخلي. واعتمدت الدراسة منهج تحليل التكامل المشترك وتصحيح الخطأ وإختبار جرينجر للسببية. وأظهرت نتائج الدراسة وجود علاقة طردية ذات اتجاه واحد من البطالة إلى الجريمة.

ركز (2004) Miguel &-Cruz على تحليل أثر محددات الجريمة في ١٣ منطقة في الفليبين خلال الفترة ١٩٨٣- ٢٠٠٠ مستخدمين بيانات سلاسل زمنية ومقطعية (Cross-section Time series Analysis). وقد عمد الباحثان إلى تجزئة البيانات الكلية إلى ثلاثة أنواع من الجرائم هي: الاعتداء على الأشخاص، جرائم الملكية وجرائم الاغتصاب. واشتمل النموذج القياسي على عدد من المتغيرات المفسرة للتغيرات في الجريمة: متوسط دخل الفرد في كل منطقة، الرقم القياسي لتكاليف المعيشة، معدل البطالة، معامل جيني، الكثافة السكانية، المستوى التعليمي ( قبل الثانوي، بعد الثانوي)، والحضر والريف.

وأظهرت نتائج تقدير النماذج الثلاث أن العوامل الاقتصادية هي (الأكثر تأثيرا في الجريمة) وبالتالي كلما كان الاقتصاد مستقرا كانت حوادث الجريمة أقل. وفي حال الجرائم الشخصية فإن تأثير متوسط الدخل كان سالبا، وأثر الرقم القياسي لتكاليف المعيشة كان موجباً، وكان أثر متغير الحضر والريف سالباً . أما متغير المستوى التعليمي (أقل من الثانوية) فكان له أثر معنوي. وأما جرائم الملكية فقد كان تأثير الناتج المحلي الإجمالي لكل منطقة موجباً، وكان تأثير معامل جيني (تفاوت الدخل) وتأثير البطالة موجباً. وقد تم تفسير العلاقة الموجبة بين الدخل والجريمة على أن ارتفاع مستوى النشاط الاقتصادي يشجع الأفراد على الخروج من منازلهم كنوع من الاستجمام الأمر الذي يشجع على السرقة. أما فيما يتعلق بجريمة الاغتصاب فقد ظهر أن كلاً من معدل البطالة والكثافة السكانية هما المتغيران الوحدان اللذان يؤثران إيجاباًً وبدلالة معنوية.

ولبيان أهمية كل من البطالة والحد الأدنى للأجور في مستوى الجريمة، فقد وجد غولد وآخرون (2002) Gould et al دليلاً على مستوى البلد الواحد بأن الأجور تلعب دوراً أكبر من البطالة في التأثير في الجريمة خلال الفترة ١٩٧٩-١٩٩٧. وعلل الباحثون تلك النتيجة بأن البطالة هي حالة مؤقتة بينما انخفاض الأجور فهو وضع طويل الأمد مما يولد حافزاً أكبر لدى الأفراد لارتكاب الجريمة.

هدفت دراسة ستيفن وآخرون (2000) Stephen, et al إلى اختبار العلاقة بين تزايد أعداد الجريمة وبين تدهور أوضاع العمال غير المهرة باستخدام بيانات على مستوى المناطق عبر الفترة

١٩٧٥-١٩٩٦. وقد عبروا عن تدهور أوضاع العمالة غير الماهرة بتغير الأجور في سوق العمل، وكذلك ادخال بيانات عن أعداد أفراد رجال الأمن في منطقتي انجلترا وويلز. وجاءت النتائج التطبيقية مشيرة إلى وجود علاقة عكسية بين التغير في مستوى الأجور وبين أعداد الجريمة بينما كانت تلك العلاقة عكسية في حال أعداد رجال الأمن.

اختبر روبرت وآخرون **Robert et al (1999)** العلاقة بين بعض المتغيرات الاقتصادية وبين أربعة أنواع من النشاطات الإجرامية في مقاطعتي انجلترا وويلز خلال الفترة ١٩٨٦- ١٩٩٦ باستخدام طريقة **GMM**. واختاروا نوعين من البيانات لتحقيق أهداف الدراسة هما ١) بيانات من قسم الشرطة في انجلترا وويلز، ٢) بيانات مقطعية. وجاءت نتائج الدراسة لتظهر العلاقة الطردية بين كل من معدل البطالة وتفاوت الأجور وعدد السيارات لكل فرد وبين اعداد الجريمة، فيما كان لأعداد رجال الأمن أثر سلبي في الجريمة.

اختبر كاتلدو **Cataldo (1985)** العلاقة بين معدل البطالة وبين معدل الجريمة من وجهة نظر دورة الحياة الجزئية. وقد استخدم الباحث بيانات مقطعية لعينة تتألف من ٩٠٢ سجين في منطقة بروكلين (مدينة نيويورك) في عام ١٩٧٣. وأظهرت نتائج الدراسة أن نشاطات الشباب الاجرامية غير خاضعة لمتغيرات سوق العمل. إلا أنه في حالة كبار السن فإن هناك علاقة عكسية بين معدل حالات الاعتقال وبين جودة مخرجات سوق العمل.

أوضح رزفاني **Rezvani (1983)** العلاقة التطبيقية بين العوامل الاقتصادية ومعدل الاعتقال لأربعة أنواع من الجنح على الممتلكات هي: السرقة، دخول المنازل، سرقة السيارات، والسطو في حالة الأحداث الواقعة أعمارهم بين السن السادسة عشرة وبين التاسعة عشرة في الولايات المتحدة لأمريكية. وقد استخدم الباحث البيانات المقطعية السنوية لمدينة نيويورك للفترة ١٩٧٠-١٩٨٠. وأظهرت نتائج الدراسة وجود علاقة طردية بين مستوى الدخل وبين معدلات الجريمة، إذ كانت معدلات الاعتقال أعلى في المناطق ذات التفاوت الأعلى في مستوى الدخل. وكذلك جاءت النتائج مظهرة للعلاقة الطردية بين العائد على الجريمة وعدد حالات الجريمة، إذ تزداد حالات الجريمة في المناطق التي تتركز فيها الثروة والأعمال.

## 3- النموذج القياسي

يمكن وصف العلاقة بين متغير الجريمة والمتغيرات المستقلة بصيغة الدالة الإحصائية على النحو الآتي:

$$CR = f(U, \ PGDP \ ) \qquad (1)$$

حيث أن- **CR** أعداد حالات الجريمة، و**U** معدل البطالة و **PGDP** نصيب الفرد من الدخل الحقيقي. ويمكن كتابة المعادلة (١) بالصيغة اللوغاريتمية على النحو الآتي:

$$LnCR = \alpha_0 + \alpha_1 LnU + \alpha_2 LnPGD + \mu_t \qquad (2)$$

وتقيس المعلمات $\alpha_i$ مرونات متغير الجريمة بالنسبة لكل متغير من المتغيرات المستقلة.

وتشمل بيانات الجريمة مجموع الجرائم الكلية المقيدة رسميا في مديرية الأمن العام في الأردن خلال الفترة ١٩٨٠-٢٠٠٨.

### ٣-١ معدل البطالة:

فيما يتعلق بدور البطالة في الجريمة، فقد جاءت نتائج البحوث التطبيقية متناقضة. وقد أدى هذا التناقض إلى تولد نوع من الشك في طبيعة العلاقة السببية بين البطالة ومعدلات الجريمة باولو ودانيال (Paolo & Daniel, 2008). وقد أشار روبرت وآخرون (Robert, et al, 1999) إلى أن معظم الدراسات ذات الصلة بهذا الموضوع تصب في صالح العلاقة الطردية بين البطالة وبين معدلات الجريمة. فمن الناحية النظرية فإن الرابطة بين البطالة وبين معدل الجريمة تكون في اتجاهين. وقد أشارت النظرية الاقتصادية في تفسير العلاقة إلى أمرين: ١) إن ارتفاع معدلات البطالة يقلل من فرص الحصول على الدخل في سوق العمل المشروع، وبالتالي خفض تكلفة الفرصة البديلة للانخراط في الأعمال الإ جرامية (Alison, 2003; Antonio, 2000; Entorf & Spengler) (2000. وبناءً على ذلك فإنه يمكن توقع علاقة طردية بينهما؛ ٢) إن البطالة لا تعني فقط أعداد المتعطلين عن العمل بل هي مؤشر على النشاط الاقتصادي. وبالتالي فأن هذا يعني أناس كثر في منازلهم الأمر الذي يعني حراسة أكثر. وكل ذلك يقلل من الفرص المتاحة أمام الأعمال الاجرامية بحق الممتلكات، وهذا يعني علاقة سلبية بين البطالة وبين جريمة الاعتداء على الملكية. وقد أشار دوغلاس (Douglason, 2009) بأن البطالة ذات تأثير معنوي في المدى الطويل وليس في المدى القصير. كما إن العلاقة بين البطالة والجريمة تعتمد على نوع الجريمة حسب التصنيف المتبع في كل بلد، والخصائص الديموغرافية للأفراد المجرمين كما أشار كل من كارمايكل ووارد Charmicheal & Ward (2005).

لم تتوصل الدراسات والبحوث في اقتصاديات الجريمة إلى إجماع كامل بأن ارتفاع معدلات البطالة يؤدي إلى ارتفاع حالات الجريمة. فقد كانت نتائج الدراسات التطبيقية متناقضة إذ أجمعت غالبية الدراسات على وجود علاقة سببية بدرجة من القوة بين معدلات البطالة وبين معدلات الجريمة. وأما البعض الآخر فلم يجد علاقة سببية بين البطالة ومعدل الجريمة. ويعود الاختلاف في النتائج إلى الاختلاف في البيانات المستخدمة (سنوية، مقطعية)، تعريف الجريمة، اختلاف عينات الدراسة، واختلاف المنهجية (Kerry, 1998).

## ٣-٢ نصيب الفرد من الدخل:

شغل موضوع العلاقة بين مستوى الدخل ومعدلات الجريمة حيزاً كبيرا في أدبيات علم الاقتصاد وعلم الجريمة. وتلعب الأزمات الاقتصادية دوراً سلبيا في دخل الفرد الذي يعد المصدر الرئيس في تلبية حاجات ورغبات الفرد وتحقيق الأمن الاقتصادي. وهناك غموض اكتنف الدراسات التطبيقية والتجريبية لاقتصاديات الجريمة والمتعلقة بمتغيرات الدخل المختلفة والتي استخدمت كمتغير تقريبي للعائد على الجريمة. وقد أدى ذلك إلى الاعتقاد بأن الدخل الدائم وليس العابر هو الذي يؤثر في الجريمة (Yeşim and Gülcan,. 2006).

وحسب ما أورده Ehrlich (1973) بأن متوسط دخل الفرد هو مؤشر لمستوى الرخاء الاقتصادي في البلد. وكذلك الحال فإن نصيب الفرد من الدخل يعد مؤشراً على الدخول المشروعة Paolo et al (2008). ومن المتوقع أن يكون له أثر إيجابي في الجريمةِ (Alison, 2003; Douglason, 2009; Paolo et al, 2009). ويتوقع البعض الآخر (Miguel &-Cruz, 2004, Antonio, 2002; Alison, 2003; Entrof &Spengler, 2000, ) أن يرتبط متوسط الدخل للفرد بعلاقة طردية مع الجريمة. ويستند أصحاب هذا الرأي إلى أن ارتفاع متوسط الدخل للفرد في مناطق معينة من البلد (عدم العدالة في توزيع الدخل) قد يجذب أعمال إجرامية حيث التوقعات عالية من العائد. وقد تم استخدام متغير متوسط دخل الفرد الحقيقي لقياس أثر مستوى الفقر على معدلات الجريمة.

استخدمت الدراسات الأولية الدخل الكلي كمقياس لتفاوت الدخل، ومن المحتمل أن يكون الدخل الدائم وليس الدخل العابر الذي يؤثر في الجريمة وأنه من المهم الفصل بين الاثنين. فبينما يؤثر الدخل الدائم بشكل ايجابي على أنواع الجريمة، فإن الدخل العابر ليس له تأثير (Dahlerg & Gustaussou, 2005). وهناك من استخدم معامل جيني (Gini Coefficient) كمقياس لتفاوت الدخل. وأظهرت النتائج العلاقة السلبية بين التفاوت في الدخل ومعدلات الجريمة (Chisholm & Choe, 2005).

وتفترض الدراسة أن هناك علاقة عكسية ذات دلالة معنوية بين نصيب الفرد من الدخل وبين الجريمة. وتفترض أيضاً أن هناك علاقة طردية ذات دلالة معنوية بين معدل البطالة والجريمة.

## ٤- منهجية الدراسة

يؤخذ على الدراسات التجريبية في العقود الثلاث الماضية أنها تفترض أن البيانات المستخدمة في التحليل القياسي مستقرة (Hendry and Juselius, 2000). وأصبح من المتعارف عليه قبل إجراء التحليل القياسي القيام باختبار خصائص السلاسل الزمنية المستخدمة للتأكد من استقرارها. فعدم استقرار السلاسل الزمنية يؤدي إلى خلل في تقدير الدالة بطريقة انحدار المربعات الصغرى والحصول على نتائج مضللة.

### ٤-١ اختبار جذر الوحدة

يساعد استخدام اختبار جذر الوحدة ( Unit Root Test) في تحديد فيما إذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة أم لا. ويركز اختبار جذر الوحدة على تحديد معنوية معامل الفترة السابقة للمتغير نفسه وأنه لا يساوي واحدًا صحيحاً.

المقصود بالاستقرار أن كل من الوسط $E(Y_t)$ والتباين $Vary_t$ للمتغير لا يبقى ثابتاً على مدى الزمن لكل فترات (t)، وكذلك الحال بالنسبة للتباين المشترك $[Cov(Y_t, Y_{t-s})]$ وبالتالي الارتباط بين أي قيمتين لـ (Y) في فترتين مختلفتين يعتمد على اختلاف الزمن لكلتا القيمتين لـ (Y) بحيث إن $t \neq s$ (حيث s عدد فترات التباطؤ). ولتحديد ما إذا كانت المتغيرات $(Y_i)$ مستقرة أم لا يتم إجراء اختبار ديكي- فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller (1981) ADF والذي يتضمن اختبار ADF اختبار معنوية المعلمة $(\delta)$ للمتغير $(Y_{t-1})$ في المعادلة الآتية:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_j \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots (3)$$

ويتم رفض فرضية عدم الاستقرار عندما تكون المعلمة $(\delta)$ سالبة ومعنوية. ويجب اختيار قيمة (m) لتكون كافية لضمان أن المتغير العشوائي $\varepsilon_t$ ضوضاء أبيض (White Noise). يستخدم معيار Akiak (1974) (AIC) لتحديد فترات التباطؤ (m) الذي يضمن استقرار المتغير العشوائي $\varepsilon_t$. فإذا كانت المتغيرات مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى ننتقل إلى الخطوة التالية، لمعرفة فيما إذا كانت المتغيرات متكاملة تكاملا مشتركا" وأن هناك علاقة توازنية في المدى الطويل بين المتغيرات.

### ٤-٢ اختبار التكامل المشترك

حظي التكامل المشترك (Cointegration) باهتمام كبير في أدبيات الاقتصاد القياسي. ويركز التكامل المشترك على تحليل المتغيرات غير المستقرة عند المستوى. وظهر تحليل التكامل المشترك نتيجة القلق بأن نتائج (OLS) قد تكون مضللة بسبب أن البيانات تميل إلى التحرك بنفس الاتجاه مع الزمن. ويختبر التكامل المشترك وجود علاقة توازنية في المدى الطويل بين متغيرين أو أكثر. ويقال أن السلسلتين متكاملتان تكاملاً مشتركاً إذا كانت هناك علاقة توازنية بحيث أن الزيادة أو النقصان في أحدهما يؤدي إلى التغير في الثاني تبعا لذلك.

وحتى تكون السلسلتان متكاملتين تكاملا مشتركاً فيجب تحقيق شرطين:

١) إن السلسلتين تكونان متكاملتين من الدرجة (d) بيحث d>0. فاختلاف درجة التكامل لا يسمح باجراء اختبار التكامل المشترك.

٢) أن يكون التركيب الخطي (Linear Combination) متكاملا من الدرجة الصفرية، أي أن حد الخطأ يجب أن يكون متكاملا من الدرجة الصفرية.

يطبق اختبار جوهانسن في حال زادت المتغيرات عن متغيرين لإمكانية وجود عدة متجهات للتكامل المشترك. و يفضل استخدام اختبار التكامل المشترك في الحالات التي تتضمن متغيرين فقط على طريقة انجل- جرينجر ذات الخطوتين.

تستخدم نسبة الإمكانية العظمى (Maximum Likelihood Ratio) (MLR) لتحديد عدد المتجهات المتكاملة. ويتم ذلك بإجراء اختبارين هما اختبار الأثر $\lambda_{trace}$ (Trace test) الذي يختبر فرضية العدم القائلة أن عدد متجهات التكامل المشترك المتميزة تقل عن أو تساوي العدد (q) مقابل الفرضية البديلة (q=r). اما الاختبار الثاني فهو اختبار $\lambda_{\max}$ (Maximal Eigenvalue) القيمة الخاصة العظمى لفرضية العدم القائلة بوجود (r) متجه للتكامل المشترك مقابل الفرض البديل بوجود (r+1) متجه للتكامل المشترك.

ولما كان اختبار جوهانسن للتكامل المشترك لتحديد عدد المتجهات المتكاملة حساس جدا لطول فترة التباطؤ (Lag Length) المثلى في نموذج (VAR)، فإنه من الضروري تحديد طول الفترة باستخدام معيار(AIC) . وتكون فترة التباطؤ كبيرة كفاية لضمان عدم ترابط المتغيرات العشوائية وصغيرة كفاية لإجراء عملية التقدير. وكون هذا الموضوع مطروقاً بشكل واسع في أدبيات الاقتصاد القياسي فقد تم حذف تفاصيل وصف المعيار.

## ٥- نتائج التحليل

### ٥-١ اختبار استقرار الدالة Stationarity Test (Unit Root Test)

أشارت نتائج اختبار ADF الواردة في الجدول (٢)، أن جميع المتغيرات غير مستقرة عند المستوى (Levels) ولكنها تصبح مستقرة عند أخذ الفرق الأول (First-difference)، أي أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى (1) ا .

جدول (٢) نتائج اختبار ديكي-فولر المعدل (ADF) لجذر الوحدة

| | Constant Only | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variable | Level | | | | First difference | | | |
| | ADF | MaC | Lags | AIC | ADF | MaC | Lags | AIC |
| LRGDPC | -1.290 | -2.956 | 1 | -2.726 | -3.949 | -2.955 | 0 | -2.726 |
| LCrimes | -1.873 | -2.956 | 1 | -0.842 | -5.399 | -2.956 | 0 | -0.789 |
| LUN | -2.44 | -2.966 | 1 | -1.697 | -9.117 | -2.966 | 0 | -0.034 |

المصدر : من عمل الباحثين استناداً الى نتائج التحليل باستخدام برنامج (E-Views)

## ٢-٥ نتائج تحليل التكامل المشترك

ولما كانت جميع المتغيرات مستقرة عند الفرق الأول ومتكاملة من الدرجة الصفرية، فإنه يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن للتكامل المشترك. ولتحديد فترات التباطؤ في طريقة جوهانسن، تم إجراء تقدير (VAR). وتظهر النتائج في جدول (٣) وحسب معيار AIC أن عدد فترات التباطؤ هو (٥) .

جدول (٣) اختيار عدد فترات التباطؤ في نموذج (VAR)

| VAR Lag Order Selection Criteria | | |
|---|---|---|
| Endogenous variables: LCRIMES LUN LRGDPC | | |
| Lag | AIC | SC |
| 0 | -0.353540 | -0.209558 |
| 1 | -3.270414 | -2.694487* |
| 2 | -3.470437 | -2.462564 |
| 3 | -3.439735 | -1.999916 |
| 4 | -3.495681 | -1.623917 |
| 5 | -3.686333* | -1.382623 |
| * indicates lag order selected by the criterion | | |

المصدر : من عمل الباحثان استناداً الى نتائج التحليل باستخدام برنامج (E-Views)

وتشير نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك الواردة في الجدول (٤) إلى رفض الفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود تكامل مشترك عند مستوى دلالة١%، وذلك حسب (Trace Statistic) بينما قبلت نسبة الاحتمالية العظمى (MLR) الفرضية الصفرية. وعندها يمكن قبول الفرضية البديلة بأن المتغيرات متكاملة، وأن هناك متجها واحدا تكامليا على الأكثر؛ الأمر الذي يؤكد وجود علاقة توازن في المدى الطويل. وتشير نتائج تحليل التكامل المشترك إلى العلاقة السببية الطردية بين معدل البطالة ومتغير الجريمة، وعلاقة عكسية بين النمو الاقتصادي ومتغير الجريمة.

جدول رقم (٤) نتائج تحليل جوهانسن التكامل المشترك

| Hypothesized | | Trace | 5 Percent |
|---|---|---|---|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value |
| None ** | 0.871855 | 76.19638 | 29.68 |
| At most 1 ** | 0.320053 | 20.72233 | 15.41 |
| At most 2 ** | 0.317337 | 10.30734 | 3.76 |
| *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level | | | |
| Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels | | | |
| Hypothesized | | Max-Eigen | 5 Percent |
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value |
| None ** | 0.871855 | 55.47405 | 20.97 |
| At most 1 | 0.320053 | 10.41499 | 14.07 |
| At most 2 ** | 0.317337 | 10.30734 | 3.76 |
| *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level | | | |
| Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels | | | |
| 1 Cointegrating Equation(s): | | Log likelihood | 108.8563 |
| Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses) | | | |
| LCRIMES | LUN | LRGDPC | |
| 1.000000 | -0.248838 | 0.551153 | |

| | | | |
|---|---|---|---|
| | (0.03522) | (0.19264) | |

المصدر : من عمل الباحثين استناداً الى نتائج التحليل باستخدام برنامج (E-Views)

## ٥-٣ نتائج تحليل التباين ودالة الاستجابة الفورية

من المفيد تفحص تأثير صدمة مفاجئة في متغيرات النموذج من خلال تحليل دالة الاستجابة الفورية وتحليل التباين لإعطاء تصور أكثر وضوحا للعلاقة السببية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

### ٥-٣-١ تحليل نتائج التباين Variance Decomposition

يعكس تحليل التباين أهمية المتغيرات العشوائية في النموذج، إذ يظهر الاختبار الكمي تأثير المتغيرات المستقلة على متغير الجريمة. يبين تحليل التباين حجم التغير في المتغير في الفترة الزمنية (t) نتيجة لصدمة في المتغير نفسه أو المتغيرات الأخرى. يبين الجدول (٥) أن متغير الجريمة يفسر ١٠٠% من مكونات التباين في الفترة الأولى عند حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه. ويأخذ بعد ذلك بالتراجع التدريجي ليصل إلى ٨١.١٦% بعد مرور عشر سنوات. ويفسر التغير في الناتج المحلي الإجمالي ١٠.٩٤% بعد مرور عشر سنوات. أما متغير معدل البطالة فيفسر النسبة الضئيلة من التغير في التباين بعد مرور عشر سنوات ليصبح ٧.٨٩% من التغير في تباين متغير الجريمة.

جدول رقم (٥) نتائج تحليل التباين

| Variance Decomposition of LOG(CRIMES): | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Period | S.E. | LOG(CRIMES) | LRGDP | LOG(UNEMP) |
| 1 | 0.158488 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.215566 | 97.86015 | 0.562807 | 1.577042 |
| 3 | 0.261604 | 95.18102 | 2.130068 | 2.688908 |
| 4 | 0.302274 | 91.75756 | 4.059986 | 4.182451 |
| 5 | 0.339744 | 88.80799 | 5.930371 | 5.261638 |
| 6 | 0.374421 | 86.35832 | 7.488863 | 6.152821 |
| 7 | 0.406646 | 84.49696 | 8.718153 | 6.784889 |
| 8 | 0.436687 | 83.07488 | 9.660309 | 7.264810 |
| 9 | 0.464844 | 81.99626 | 10.38414 | 7.619595 |
| 10 | 0.491383 | 81.15783 | 10.94694 | 7.895230 |

المصدر : من عمل الباحثين استناداً الى نتائج التحليل باستخدام برنامج (E-Views)

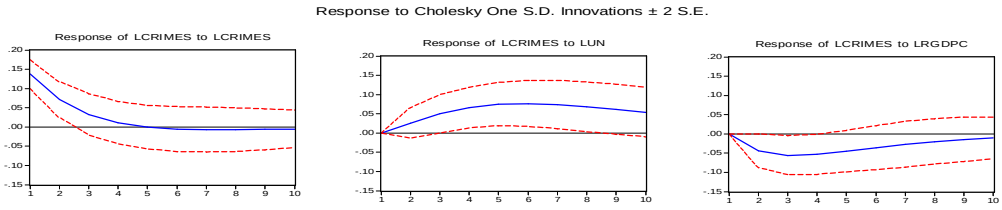
### ٥-٣-٢ دالة الاستجابة الفورية The Impulse Function

يصعب تفسير المرونة الناتجة عن تحليل التكامل المشترك، إذ يمكن النظر إلى المرونة بأنها استجابة المتغيرات في الأجل الطويل مع تجاهل المدى القصير. ويظهر هنا دور دالة الاستجابة الفورية لتتبع التفاعل بين المتغيرات. ولما كانت المتغيرات مستقرة ومتكاملة، فإنها تكون في حالة توازن في فترة زمنية معينة، وأن أية صدمة لأي من المتغيرات المستخدمة تعمل على التأثير على وضعية التوازن لفترة زمنية معينة بعدها تعود المتغيرات إلى التوازن شريطة عدم حدوث أي صدمة أخرى في الوقت نفسه. تواجه دالة الاستجابة الفورية مشكلة ترتيب المتغيرات الداخلة في النموذج (Carmen and Maria, 2002, p851).

فعند حدوث صدمة مقدارها انحراف معياري واحد في متغير ما نتيجة لسياسة اقتصادية معينة (أو لسبب آخر) فإن دالة الاستجابة الفورية تقيس تأثير ذلك على القيمة الحالية

**والمستقبلية لذلك المتغير والمتغيرات الأخرى، هذا في حالة افتراض عدم وجود ترابط بين المتغيرات العشوائية (Innovations). لكن في حالة وجود ترابط بين المتغيرات العشوائية، فهذا يعني أنهما مشتركان في قيمة غير معرفة أو محددة، ويعود ذلك إلى المتغير الذي يأتي أولا في نموذج (VAR).**

**شكل (١) استجابة المتغيرات لصدمة مقدارها انحراف معياري واحد**




المصدر : من عمل الباحثين استناداً الى نتائج التحليل باستخدام برنامج (E-Views)

**يوضح الشكل رقم (١) استجابة متغير الجريمة لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغير نفسه والمتغيرات المستقلة الأخرى. ويشير حدوث صدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في متغير نصيب الفرد من الدخل إلى التأثير السلبي لمتغير الدخل على متغير الجريمة، وإن اتجاه التأثير يكون من متغير نصيب الفرد من الدخل إلى متغير الجريمة. أما استجابة متغير الجريمة لصدمة مفاجئة بمقدار انحراف معياري واحد في متغير البطالة يكون طرديا، وإن اتجاه العلاقة السببية من متغير البطالة إلى متغير الجريمة.**

## الخاتمة والتوصيات

**تعد ظاهرة الجريمة من الظواهر الهامة وموضع اهتمام الدول لما لها من آثار سلبية على المستوى الاقتصادي والاجتماعي. وجاءت هذه الدراسة لتسلط الضوء على أهم العوامل المؤثرة في الجريمة. واستخدمت الدراسة منهج تحليل التكامل المشترك لبيان العلاقة بين الجريمة وبين البطالة ومستوى نصيب الفرد من الدخل عبر الفترة الزمنية ١٩٨٠-2008. وتم استخدام دالة الاستجابة الفورية وتحليل التباين لبيان طبيعة واتجاه العلاقة السببية بين الجريمة والمتغيرات الاقتصادية الكلية البطالة ونصيب الفرد من الدخل. وتم الحصول على البيانات اللازمة من الكتاب السنوي الصادر عن مديرية الأمن العام، ونشرات البنك المركزي.جاءت نتائج الاختبار الإحصائي لجذر الوحدة مشيرة إلى أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى (1)I. وأظهرت نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك وجود علاقة توازنية بين المتغيرات في المدى الطويل، مما يدل على وجود علاقة سببية بين متغير الجريمة والمتغيرات الأخرى. ولبيان اتجاه العلاقة جاءت نتائج دالة ردة الفعل وتحليل التباين مشيرة إلى وجود علاقة طردية بين معدلات البطالة وبين أعداد الجريمة، وأن اتجاه العلاقة من البطالة إلى الجريمة. وهذا يدل على أن البطالة لها دور في توجه الأفراد المتعطلين عن العمل نحو ارتكاب الجريمة. أما نصيب الفرد من الدخل فقد كانت العلاقة عكسية من الدخل إلى الجريمة.**

**وتوصي الدراسة بأن هناك طرائق كثيرة يمكن للحكومة وواضعي السياسة والمهتمين تبنيها للحد من الجريمة ومن آثارها على الأردن. وتتلخص تلك الأمور في تبني سياسات اقتصادية من شأنها الحد من البطالة، والعمل على رفع مستوى النشاط الاقتصادي الأمر الذي يؤدي إلى رفع مستوى المعيشة. وتترك الدراسة الباب مفتوحاً أمام الباحثين لدراسات مستقبلية بمنهجية مختلفة ومتغيرات على المستوى الفردي (باستخدام بيانات مقطعية).**

# References


1. Alison, Oliver, (2003), " The Economics of Crime: An Analysis of Crime Rates in America". The Park Place Economist, Vol. X.
2. Antonio, Calvô Armengld and Yves Zenou, (2003), "Does Crime Affect Unemployment? The role of Social Networks", Annals D'E'conomie Et De Statistique, No. 71-72
3. Cataldo, James M., (1985), "Employment and Crime", Unpublished Ph.D. dissertation, Columbia University.
4. Central Bank of Jordan, different issues
5. Charmicheal, F & R. Ward, (2005), "Youth Unemployment and Crime in the English Regions and Wales", Applied Economics, 32, 559-571.
6. Chester L. Britt, (2001), "Testing the Theory and the Analysis of Time Series Data", Journal of Quantitative Criminology, Vol. 17, No. 4.
7. Chisholm, J. & C. Choe, ( 2005), "Income Variables.and the Measure of Gains from Crime", Oxford Economic Papers, 57, 112-119.
8. Dahlerg, M. & M. Gustavsson, (2005), "Inequality and Crime: Separating the Effects of Permanent and Transitory Income", Institute for Labour Market Ploicy Evaluation, Working Paper, No.19.
9. Department of Statistics, different issues
10. Dickey, D. & Fuller, W. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, Vol. (49), pp. 1057-1072.
11. Gholamreza, K. H., & Hamed, M. M., (2008), "The Socioeconomic and Demographic Determinants of Crime in Iran ( A Regional panel Data Analysis), Unpublished paper.
12. Douglason, G. Omotor, (2009). "Socio-Economic Determinants of Crime in Nigeria". Pakistan Journal of Social Sciences. 6(2).
13. Egunjobi, T. A., (2007), "Crime and Unemployment: An Empirical Analysis. In Balami, D.H. and N.N Ayara (Eds). Employment Generation in Nigeria.
14. Ehrlich, I. (1973). "Participation in illegitimate Activities: A theoretical and Empirical Investigation.", Journal of Political Economy, 81, PP. 521-567.
15. Engle, R.F. and Granger, C.W. (1987) "Cointegration and Error Correction Representation Estimation and Testing.", Econometrica, 55, p251-276.
16. ُEntorf, H. and H Spengler. (2000). "Socioeconomic and Demographic Factors of Crime in Germany: Evidence from Panel Data of German States". International Review of Law and Economics. 20. pp.75-106.
17. Fajnzylber, P., Lederman, D.,&Loayza, N., (2002), "Inequality and violent crime". Journalof Law and Economics, 45(1), 1–40.
18. Glaeser, E. L., Sacerdote, B., & Scheinkman, J. A. (1996), "Crime and social interactions". Quarterly Journal of Economics, 111(2), 507–548.
19. Gould, Eric D.; Weinberg, Bruce A. and Mustard, David, "Crime Rates and Local

**Labor Market Opportunities in the United States: 1979-1997" Review of Economics and Statistics, February 2002, 84(1), pp. 45-61.**

20. **Grogger, J. T. (1995). "The effect of arrest on the employment and earnings of young men". Quarterly Journal of Economics, 110(1), 51–72.**
21. **Gujarati، Damonar N. (1995). "Basic Econometrics.' Third Edition، McGraw-HILL In.**
22. **Hendy, D. And Juselius, K. (2000), "Explaining Cointegration analysis Part 1", The Energy Journal, 21(10, 1-42**
23. **John Chisholm* and Chongwoo Choey, (2005), "Income Variables and the Measures of Gains from Crime", Oxford Economic Papers 57, 112–119.**
24. **Johansen, S. and Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, 169-210.**
25. **Kerry Papps & Raiber Winkelman. (1998). "Unemployment and Crime: New Answer to an Old Question". IZA, Discussion Paper No. 25**
26. **Lochner, L. (2004). "Education, work and crime: A human capital approach". International Economic Review, 45(3), 811–843.**
27. **Lochner, L., & Moretti, E. (2004). "The effect of education on crime: Evidencefrom prison inmates, arrests, and self-reports" American Economic Review, 94(1), 155–189.**
28. **Miguel F. Gillado and Tina Tan-Cruz, (2004), "Panel Data Estimation of Crime Rates in the Philippines" 9th National Convention on Statistics (NCS), EDSA Shangri-La Hotel, October 4-5.**
29. **Milo Bianchi & Paolo Buonann0 & Paolo Pinotti, (2008), "Do Immigrants Cause Crime?", Paris School of Economics, WP N0. 2008-05.**
30. **Paolo Buonannoa,□, Leone Leonida, (2009), " Non-market effects of education on crime: Evidence from Italian regions". Economics of Education Review, 28, 11–17**
31. **Paolo Buonannoa,□, Daniel Montolio, (2008), "Identifying the socio-economic and demographic determinants of crime across Spanish provinces", International Review of Law and Economics 28 (2008) 89–97**
32. **Rezvani, Farahmand, (1983), "Economic Factors In Juvenile Crime", Unpublished Ph.D Dissertation, City University of New York.**
33. **Robert, Witt, Alan Clarke and Nigel Fielding, (1999). "Crime and Economic Activity". British Journal of Criminology. 39 (3).**
34. **Stephen, Machin & Costar Maghir, (2000), "Crime and Economic Incentive". WP00/17. The Institute of Fiscal Studies, London**
35. **Thomas A. Garrett and Lesli S. Ott, (2008). "City Business Cycles and Crime." Research Division, Federal Reserve Bank of St. Louis. Working Paper Series. WP/026B.**
36. **Usher, D. (1997). "Education as deterrent to crime". Canadian Journal of Economics, 30(2), 367–384.**
37. **Yeşim and Gülcan, (2006), "Different Categories of Crime and their Socio-Economic Determinants in Turkey: Evidence from Vector Error Correction Model", Unpublished paper, Dukuz Eylül University, Faculty of Business, Department of Economics. .**

**ملحق (١)**

**البيانات المستخدمة في تقدير النموذج القياسي**

| Year | CRIME | UNEMP | GDP |
|---|---|---|---|
| 1980 | 19854 | 3.5 | 1164.77 |
| 1981 | 22396 | 3.9 | 1448.70 |
| 1982 | 23631 | 4.3 | 1649.95 |
| 1983 | 14258 | 3.8 | 1786.65 |
| 1984 | 15242 | 5.4 | 1909.66 |
| 1985 | 16315 | 6.0 | 1970.52 |
| 1986 | 16341 | 8.0 | 2240.51 |
| 1987 | 19579 | 8.3 | 2286.73 |
| 1988 | 18129 | 18.8 | 2349.52 |
| 1989 | 18790 | 10.3 | 2425.37 |
| 1990 | 20129 | 16.8 | 2760.91 |
| 1991 | 21885 | 18.8 | 2957.96 |
| 1992 | 26213 | 15.0 | 3610.50 |
| 1993 | 30122 | 19.2 | 3858.70 |
| 1994 | 33694 | 15.5 | 4246.90 |
| 1995 | 36753 | 15.0 | 4715.00 |
| 1996 | 38979 | 13.0 | 4912.20 |
| 1997 | 45823 | 14.1 | 5137.40 |
| 1998 | 46713 | 14.9 | 5609.90 |
| 1999 | 29065 | 10.25 | 5778.20 |
| 2000 | 31758 | 13.7 | 5998.60 |
| 2001 | 30667 | 14.7 | 6363.70 |
| 2002 | 33391 | 15.3 | 6778.80 |
| 2003 | 30858 | 14.5 | 7203.60 |
| 2004 | 29756 | 14.7 | 8078.90 |
| 2005 | 29927 | 14.8 | 8925.40 |
| 2006 | ٣٩١٠٨ | 14.0 | 10377.80 |
| 2007 | ٤٢٩٩٦ | 13.1 | 12056.00 |
| 2008 | ٤٤٧٢٢ | 12.7 | 15057.50 |

**المصدر:الناتج المحلي الإجمالي (GDP) : نشرة البنك المركزي بعيده الأربيعين (١٩٨٠-٢٠٠٤) (٢٠٠٤)، نشرات البنك المركزي الشهرية آيار (٢٠٠٩).**

**معدلات البطالة (UNEMP): دائرة الإحصاءات العامة: مسح العمالة والبطالة، التقرير السنوي 2000-2006.**

**أعداد الجريمة (Crime): مديرية ألأمن العام : (إدارة المعلومات الجنائية) التقرير الإحصائي الجنائي (٢٠٠٦،٢٠٠٩)**