دراسات اقتصادية: السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، م٩، ع ١٦، ص ص بالعربية ٣-٥٣، بالإنجليزية ١-٤٠، الرياض (١٤٣٢هـ-٢٠١١م).

دراسات اقتصادية

السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودي

المجلد التاسع - العدد (١٦)

جمادالآخر ١٤٣٢هـ - مايو ٢٠١١م

الهيئة الاستشارية

أ.د. منصور ابراهيم التركي
أ.د. خالد عبدالرحمن الحمودي
أ.د. يوسف عبدالله صايغ
أ.د.محمد سلطان أبو علي
أ.د. عبدالحميد حسن الغزالي
أ.د. سعيد النجار
أ.د. روبير أميل مابرو

هيئة التحرير

أ.د. أحمد بن سليمان بن عبيد العبيد	رئيساً
أ.د. محمد بن عبدالله الجراح	سكرتيرا
أ.د. خالد بن ناهر الرويس	عضواً
د. خالد بن عبدالرحمن المشعل	عضواً

المحتويات

صفحة

أولا: البحوث والدراسات

اختبار الأثر الانكماشي لأزمة العملة (٢٠٠١م) على الناتج القومي في مصر

ايمن محمد ابراهيم هندي ٣

ثانيا: ملخصات رسائل الماجستير

تقارب وتباعد الدخول بين دول مجلس التعاون الخليجي

أمل بنت عبدالعزيز أبو ملحه ٤٣

المدخل النقدي لميزان المدفوعات في حالة اقتصاد صغير مفتوح ونظام سعر صرف مربوط : دراسة تطبيقيه على المملكة العربية السعودية .

مشاعل بنت فهد ناصر الخريجي ٥٣

Branches' Technical Efficiency of an Islamic Bank in Riyadh

رجاء مناحي البقمي 1

Application of Truncated Poisson Count Data Model: Determinants of Fresh Fish Consumption in Riyadh City, Saudi Arabia

محمود محمد محمود الدريني 21

Economic Studies: A refereed Bi-annual series of the Saudi Economic Association, vol. 9, No. 16, pp. 1-100Ar.

Economic Studies

A refereed Bi-annual series of the Saudi Economic Association

Volume 9 - No. 16

Jumada II (1432 H) - May (2011)

Advisory Board

Mansoor A. Al-Turki
Mohammed S. Abu Ali
Khalid A. Homoudi
Abd Al-Hameed h. Al-Ghazali
Yusif Al-Sayigh
Saeed Al-Najjar
Robert Mabro

Editorial Board

A.S. Obaid	Editorial-in-Chief
M.A. Al-Jarrah	Secretary
K.N. Al-Rwis	Associate Editor
K.A. Almishaal	Associate Editor

Printed at King Saud University Press

Contents

Page

Branches' Technical Efficiency of an Islamic Bank in Riyadh

Raja M. Albqami 1

Application of Truncated Poisson Count Data Model: Determinants of Fresh Fish Consumption in Riyadh City, Saudi Arabia

Raja M. Albqami 21

أولا: البحوث والدراسات

اختبار الأثر الانكماشي لأزمة العملة (٢٠٠١م) على الناتج القومي في مصر

ايمن محمد ابراهيم هندي ٣

ثانيا: ملخصات رسائل الماجستير

تقارب وتباعد الدخول بين دول مجلس التعاون الخليجي

أمل بنت عبدالعزيز أبو ملحه ٤٣

المدخل النقدي لميزان المدفوعات في حالة اقتصاد صغير مفتوح ونظام سعر صرف مربوط : دراسة تطبيقيه على المملكة العربية السعودية .

مشاعل بنت فهد ناصر الخريجي ٥٣

اختبار الأثر الانكماشي لأزمة العملة (٢٠٠١م) على الناتج المحلي في مصر

Test the Contractionary Effect of the Currency Crisis in Egypt (2001) on National Output

أيمن محمد إبراهيم هندي

أستاذ مساعد قسم الاقتصاد، كلية إدارة الأعمال، جامعة الملك سعود، الرياض

ملخص البحث

تهدف هذه الورقة إلى تحري اثر التخفيض الكبير في قيمة العملة أثناء أزمات الصرف الأجنبي على الناتج المحلي، وما إذا كان لتدهور قيمة العملة أثراً توسعياً أو انكماشياً على الناتج المحلي، كما تهدف الورقة إلى تحري قنوات انتقال الأثر من أزمات العملة إلى الناتج المحلي. وحيث أن للاقتصاد المصري تاريخ طويل من أزمات العملة فمن الصعب بحث ملابسات كل أزمة وارتباطها بتدهور الناتج المحلي، ولذا اقتصرت الدراسة على التعرض لملابسات الأزمة الأخيرة التي حدثت في العام ٢٠٠١م.

وقد اعتمدت منهجية القياس على اختبارين أساسيين، الأول: تحليل انحدار الناتج المحلي على محدداته الأساسية ومن بينها سعر الصرف ومتغير صوري للازمة، والاختبار الثاني هو اختبار السببية للعلاقة بين تغير سعر الصرف من ناحية والناتج المحلي من ناحية أخرى.

وقد خلصت الورقة إلى وجود عدد من القنوات لانتقال الأثر لعل من أهمها: ارتفاع أسعار مدخلات الإنتاج المستوردة، وتراجع تحويلات الاستثمار الأجنبي، وهروب رؤوس الأموال وإحلال العملة، وارتفاع الأسعار وتدهور الطلب الكلي، وتوقعات السوق بطول وحدة الأزمة،

وأخيراً أزمات البنوك ونقص السيولة والزيادة الكبيرة في الديون المشكوك في تحصيلها. كما انتهت الدراسة إلى عدم وجود معنوية إحصائية للعلاقة بين تدهور الناتج المحلي وأزمات الصرف الأجنبي في مصر، إلا انه وفي الوقت ذاته تحققت الدراسة من وجود معنوية إحصائية كبيرة وعلاقة سببية بين متغير معدل الصرف الحقيقي الفعا٠٠٠٠٠٠٠ل والناتج المحلي.

مقدمة:

من الموضوعات البحثية التي زاد الاهتمام بها عقب الأزمة المالية في جنوب شرق أسيا في ١٩٩٧ التساؤل حول أثر الأزمات المالية وأزمات العملة على النمو الاقتصادي؟ وهل أزمات العملة وحدها تؤدي إلى تدهور معدلات النمو؟ أم ينبغي أن ترتبط أزمات العملة بالأزمات المالية حتى تظهر التداعيات السلبية لأزمات العملة على النمو الاقتصادي؟ وإذا كانت الآثار السلبية لأزمات العملة على النمو الاقتصادي مؤكدة، فما هي قنوات انتقال الأثر من تدهور قيمة العملة إلى النمو الاقتصادي؟

لقد مر الاقتصاد المصري بأزمات عملة عديدة، وهو ما يصعب تحليلها جميعاً في هذا البحث، إلا ان الملاحظ هو تدهور معدلات نمو الناتج عقب كل أزمة. وتقتصر هذه الورقة في تحليلها على أزمة العملة التي ظهرت بوادرها عقب أحداث الأقصر ١٩٩٧م، وأخذت إبعادها الحقيقية في الظهور إبان أحداث ١١ سبتمبر ٢٠٠٠م، وما تلاها من تداعيات كالحرب على العراق. هل أدت أزمة العملة تلك إلى آثاراً سلبية على النمو الاقتصادي، وما هي آلية انتقال الأثر من أزمة العملة إلى النمو الاقتصادي في مصر، وما هي العلاقة بين تطورات سعر الصرف ونمو الناتج المحلي في مصر؟

وتهدف الورقة إلى تحليل آثار أزمة العملة في مصر على الناتج المحلي الإجمالي، وذلك على النحو التالي: خصص الجزء الأول للإطار النظري، بينما يستعرض الجزء الثاني بعض المؤشرات الاقتصادية للظاهرة محل الدراسة، أما الجزء الثالث فقد خصص للنموذج المقترح والقياس، ويتناول الجزء الرابع من الورقة نتائج القياس.

١-الإطار النظري للعلاقة بين أزمات العملة والناتج المحلي:

تتفق دراسات السياسة الاقتصادية وسياسات سعر الصرف على وجود أثار توسعية لتخفيض قيمة العملة على الناتج المحلي، وذلك من خلال تحويل الإنفاق إلى السلع المحلية بدلا من السلع المستوردة التي ترتفع أسعارها عقب التخفيض (أثر الإحلال Substitution effect). كما تشير تلك الدراسات إلى وجود آثار انكماشية لتخفيض قيمة العملة من خلال ارتفاع معدل التضخم، من ناحية أثر التخفيض على الدخل والثروة، ومن ناحية الأثر التوزيعي للتخفيض، بما يعنيه من تحول القوة الشرائية من أصحاب الدخول الثابتة والتعاقدية إلى أيدي قطاع الأعمال وأصحاب الدخول المرنة، وهي فئة تتميز بميول حدية ضعيفة للاستهلاك لذا فمن المتوقع أن يكون أثر الدخل Income effect سالباً. والأثر الصافي هو محصلة الفرق بين الأثرين معاً، إلا أن الأثر الموجب غالباً ما يفوق الأثر السالب في الأجل الطويل [١].

على النقيض من ذلك، عندما انهارت أسعار عملات الدول التي ضربتها الأزمة المالية سواء في المكسيك في ديسمبر ١٩٩٤م أو في جنوب شرق آسيا في يوليو ١٩٩٧م، انخفض معدل النمو بالمكسيك بنسبة ٢,٦٪ خلال عامي ١٩٩٤ و١٩٩٥م، وانخفض معدل النمو بنسبة٩,٦٪ في كوريا الجنوبية وبنسبة ٧,١١٪ في تايلاند، وفي نفس الاتجاه في باقي الدول الأسيوية الأخرى التي عانت من نفس الأزمة[٢].

إن الأثر الانكماشي الحاد الذي صاحب أزمات العملة والأزمات المالية في المكسيك ١٩٩٤م، وجنوب شرق آسيا ١٩٩٧م، قد شجع على المزيد من البحث في التزامن بين الانخفاض الكبير في قيمة العملة والأزمات المالية من ناحية، والتدهور في الناتج المحلي من ناحية أخرى.

تتفق الدراسات على التلازم بين أزمات العملة والأزمات المالية للحد الذي يطلق

---

١ كما تشرحها ظاهرة المنحنى (J) Pilbeam, K., (1992), Ch. 3.

٢ Calvo, G., et al., (2006)

عليها الأزمات التوأم Twin Crises[٣]. وتبدأ آلية انتقال الأثر من انعكاس تدفقات رؤوس الأموال- أي التدفقات للخارج- وهو ما يعني عجزاً في حساب رأس المال، والذي بدوره يتعادل مع فائض الميزان التجاري والتغير في الاحتياطيات. وعليه فإن تتبع أثر الأزمة يبدأ من التدهور في الاحتياطيات وحالة الميزان التجاري، مروراً بالطلب على السلع والخدمات القابلة وغير القابلة للاتجار، فالأسعار النسبية للسلع والخدمات، والطلب على النقود وتغير معدلات الفائدة، وانتهاء بمعدل الصرف الحقيقي الفعال.

إن تدهور أسعار الأصول عامة والسلع والخدمات الغير قابلة للاتجار خاصة يزيد من احتمالات عدم قدرة المشروعات على سداد مديونيتها للقطاع المصرفي، أضف إلى ذلك القيود على منح قروض وتسهيلات جديدة لتلك المشروعات أو لغيرها خلال الأزمة. إن إفلاس أو تعثر المشروعات التي تعمل في قطاع السلع والخدمات غير القابلة للاتجار سوف ينتقل إلى القطاع المصرفي مسبباً أزمات مصرفية، فإذا اتسع نطاق الأخيرة فسوف يتسارع التدهور في الناتج[٤].

وغالبا ما تلجأ الدول التي تصيبها أزمة العملة إلى رفع أسعار الفائدة بهدف التقليل من هروب رؤوس الأموال. إلا أن رفع أسعار الفائدة يعطي إشارات واضحة عن عزم صانعوا السياسة النقدية الحفاظ على الاحتياطيات من الصرف الأجنبي، ورفضهم كذلك تعويض نقص السيولة من خلال زيادة الاحتياطيات بالقطاع المصرفي. إن عدم الرغبة في خسارة الاحتياطيات النقدية قد تدفع البنك المركزي لتخفيض قيمة العملة (أو التعويم)، أو إذا رغبت السلطات النقدية في تعويض نقص السيولة، فان زيادة المعروض النقدي سوف تضغط نحو مزيد من الانخفاض في قيمة العملة. وقد يزيد من سوء الموقف بالنسبة لقطاع إنتاج السلع والخدمات غير القابلة للاتجار أن يكون قسماً كبيراً من مديونيات هذا القطاع بالعملات الأجنبية، في الوقت الذي لا يستطيع تدبير كميات كافية من تلك العملات لسداد ديونه[٥]. والدليل على ذلك ما حاولته

---

٣ غالبا ما يستخدم مصطلحي الأزمات المالية وأزمات البنوك كمرادفات رغم اختلافهما في النطاق.

٤ Aghion, P., et al.,(2001)

٥ Frankel, J., (2005)

الدول الآسيوية التي أصابتها الأزمة المالية في ١٩٩٧م من زيادة أسعار الفائدة قصيرة الأجل. ففي تايلاند ارتفعت أسعار الفائدة قصيرة الأجل إلى ٢٥٪ و ارتفعت إلى ٣٥٪ في كوريا، وكنتيجة لذلك تحركت أسعار الفائدة الحقيقية من بين ٧-٨٪ في المتوسط إلى ما بين ٢٠-٢٥٪. وقد أدى هذا التزامن بين تدهور قيمة العملة وارتفاع معدلات الفائدة إلى ارتفاع قيمة الديون الخارجية بالعملة المحلية لمستويات عالية وهو ما أصطلح على تسميته «Balance Sheet effect»[٦].

إن موقف البنك المركزي خلال تلك الأزمة يشابه تماما موقف البنوك التجارية أثناء الأزمات المالية. إن تدهور الاحتياطيات الخارجية يعني أن خصوم البنك المركزي (العملة المحلية في التداول) قد باتت تفوق أصوله (الاحتياطيات). ولذلك سوف تدفع عمليات المضاربة التي تنشط في هذه الأجواء بقيمة العملة المحلية لأدني مستوياتها، كما أن الطلب على الأصول الأجنبية سوف يرتفع، مقابل عرض متزايد من الأصول بالعملة المحلية (إحلال العملة). ويصب هذا كله في تدهور الطلب المحلي وتفاقم الركود. إن محاولة تخطي الأزمة من خلال الحصول على قروض بالعملات الأجنبية هو أحد وسائل التعامل مع الأزمة، ولكن هذه الوسيلة مقيدة بمستوي الدين الجاري وبدرجة المصداقية التي تتمتع بها السياسات النقدية بوجه عام وسياسة سعر الصرف بوجه خاص[٧].

ومع تداعيات الأزمة المالية في جنوب شرق آسيا ظهر مصطلح جديد هو «التوقف المفاجئ sudden stop" للتعبير عن تلازم ظاهرتين معاً، الأولى انعكاس تدفقات رؤوس الأموال، والثانية التخفيض الكبير في قيمة العملة. وطبقا لكالفو Calvo وآخرين فإن انعكاس تدفقات رؤوس الأموال هو الانخفاض السنوي في فائض حساب رأس المال، أو هو الانحراف في التدفقات بمقدار وحدتين معياريتين[٨]. ومن المقاييس البسيطة

٦ Calvo, G., et al., (2003)

٧ Shankar, R., (2007)

٨ Calvo, G., et al., (2003)

لانعكاس حسابي ميزان المدفوعات (الميزان الجاري وميزان رأس المال) نسبة رصيدهما إلى الناتج المحلي، فإذا زاد الانخفاض في فائض حساب رأس المال عن ٥٪ من الناتج المحلي الإجمالي، وتبع ذلك انعكاس حساب رأس المال، أو تواكب مع أزمة عملة فان أزمة العملة في هذه الحالة توصف بأنها أزمة توقف مفاجئ sudden stop crisis[٩] .

وكما يلاحظ فإن ظاهرتي انعكاس تدفقات رؤوس الأموال وتدهور قيمة العملة تغذي كل منهما الأخرى، وهما معاً يدفعان الناتج المحلي إلى مستويات دنيا. فانعكاس تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية غالباً ما يؤدي إلى انحراف معدل الصرف عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل، وهذا الأخير يمثل المظهر الحقيقي لأزمة العملة. إن تدهور قيمة العملة وحده قد يؤدي لتداعيات سلبية عديدة على ميزان رأس المال، أي أنه قد يكون من أهم أسباب التوقف المفاجئ لتدفقات رؤوس الأموال.

ومن القنوات الهامة لأثر أزمة العملة على الناتج أثر التدهور الشديد في قيمة العملة على أسعار مدخلات الإنتاج المستوردة؛ حيث يؤدي تدهور سعر صرف العملة الوطنية إلى ارتفاع كبير في قيمة الواردات من المواد الأولية والسلع الوسيطة، وبخاصة في حالة الدول النامية، مما يؤدي بدوره لتدهور الناتج. والقناة الأخرى لانخفاض الناتج تأتي من ناحية أثر تخفيض قيمة العملة على عوائد الاستثمار. حيث يؤدي الانخفاض المتوقع في عوائد الاستثمار إلى هروب رؤوس الأموال، وهو ما يعني مزيداً من التدهور في قيمة العملة ومزيداً من التدهور في الناتج. ويلعب "عامل التوقعات" دوراً سلبيا من خلال قناتين: الأولى أثر التدهور الشديد في قيمة العملة على إنتاجية عناصر الإنتاج المحلية[١٠]، والثانية أثر التدهور الشديد في قيمة العملة على تحويلات الأرباح للاستثمارات الأجنبية. إن التوقعات وحدها كفيلة بخفض الاستثمارات وزيادة هروب رؤوس الأموال، أو بإحلال العملة على أقل تقدير[١١].

ويؤدي التدهور الكبير في قيمة العملة خلال الأزمة إلى ارتفاع الأسعار. وهذا

---

٩ Edwards, S., (2004a,b), Guidotti, P., et al., (2004)

١٠ قيمة الإنتاج المحلي مقوم بالعملة الأجنبية.

١١ Frankel, J., (2005)

الأخير يدفع بالناتج نحو التدهور، وذلك بسبب الأثر السلبي لارتفاع الأسعار على الدخل والثروة، والذي يؤدي انخفاضهما بشكل حاد إلى انخفاض الطلب الكلي. ويصب انخفاض الطلب الكلي من ناحية أخرى في زيادة المخزون في المدى القصير وتدهور الناتج وزيادة البطالة وانخفاض الدخول وتدهور أرباح المشروعات، فتقل قدرتها على خدمة ديونها لينتقل الأثر إلى البنوك. ومؤدى ذلك أن أزمات البنوك وأزمة نقص السيولة والزيادة الكبيرة في الديون المشكوك فيها، وإفلاس أو تعثر البنوك (وبالتالي نقص الائتمان المحلي) هي جميعها نتيجة لأزمة العملة، وهي كذلك من أهم قنوات انتقال الأثر من أزمة العملة إلى الناتج المحلي[١٢].

إلا أن العلاقة ذات اتجاهين كما أوضحت دراسة أغيون Aghion وآخرين، فإذا كانت الأسعار الاسمية غير مرنة sticky فإن تدهور العملة يزيد من التزامات خدمة الدين المعقود بالعملة الأجنبية (التكلفة بالعملة المحلية) وهو ما يؤدي إلى تدهور أرباح الشركات، فتقل قدرة الشركات على التمويل فيقل الاستثمار والناتج وهو ما يقلل الطلب على العملة المحلية ويؤدي لمزيد من الضغوط للتخفيض[١٣].

وتكاد تتفق الدراسات التطبيقية على أن أزمات العملة لا ينتج عنها آثاراً سلبية على النمو الاقتصادي إلا إذا ارتبطت هذه الأزمات مع هروب رؤوس الأموال وأزمات بميزان المدفوعات وأزمات مالية، وهو ما يتضح من العرض التالي.

فقد استنتجت دراسة جوبتا Gupta وآخرين التطبيقية لحوالي ١٩٥ أزمة عملة في الدول النامية بين عامي ١٩٧٠-٢٠٠٠م، أنه فيما نسبته ٦٠٪ من الحالات كانت أزمات العملة ذات آثار انكماشية على الناتج، بينما كانت ذات آثار توسعية على الناتج في باقي الحالات. كما وجدت الدراسة أن الدول التي كانت تعاني من قيود على حساب رأس المال، أو تلك التي كانت تتمتع بحرية في الميزان التجاري من أقل الدول تأثراً بأزمات

---

١٢ Lahiri, A., Végh, C.,(2007)

١٣ Aghion, P., et al.,(2001),

الصرف[١٤]. وقد يعود ذلك لما لحرية الميزان التجاري من آثار ايجابية على التخصص في سلع الميزة النسبية، كما ان تقييد ميزان رأس المال يقلل من حركات رؤوس أموال المضاربة، التي تؤدي لآثار سلبية عديدة على الأداء الاقتصادي.

وفي دراستين لهاتشنسون ونوي(Hutchinson, and Noy) ناقشت الأولى العلاقة بين أزمة العملة وأزمات ميزان المدفوعات[١٥]، وناقشت الثانية العلاقة بين أزمة العملة والأزمات المالية[١٦]، توصل المؤلفان إلى استنتاج مؤداه أن أزمة العملة وحدها ليست مسئولة عن التدهور في الناتج. فباستخدام تحليل البيانات العينة الثابتة(panel data analysis) لأربعة وعشرين من الاقتصادات الناشئة خلال الفترة من ١٩٧٥-١٩٩٧م، انتهت الدراسة إلى أن أزمات العملة وأزمات ميزان المدفوعات تؤدي لتدهور الناتج بنسب تتراوح بين ٥-٨٪، كما وجد أن معظم الاقتصادات تتعافى من الأزمة خلال ثلاث سنوات في المتوسط.

أما دراسات ادواردز Edwards فقد استنتجت وجود أثر معنوي سالب لأزمة العملة على الناتج. وذلك بسبب أثر انعكاس تدفقات رؤوس الأموال على نمو الناتج المحلي. وقد لوحظ هذا التدهور في الدول الأسيوية، ولم يلاحظ تدهور مماثل في الناتج في دول أوروبا الشرقية ودول المحيط الهادي والدول الأفريقية، رغم أنها شهدت نفس ظاهرة انعكاس حساب رأس المال، وهو ما دعي ادواردز لاستنتاج أن الانخفاض في الناتج أثناء الأزمات يكون من نصيب الدول ذات الدخل المرتفع، أما الدول ذات الدخل المنخفض فقلما تشهد انخفاضاً مماثلاً[١٧].

---

١٤ (2007) Gupta, P.,

١٥ (2002) Hutchinson, M., and Noy, I.,

١٦ في الورقة الثانية (Hutchinson, M., and Noy, I., (2005 تكرر القياس لنفس العينة ونفس الفترة الزمنية الخاصة بالعلاقة بين أزمات العملة وأزمات البنوك من ناحية والناتج من ناحية أخرى، توصل المؤلفان لنتائج مشابهة تماماً، حيث كانت نسبة الانخفاض في الناتج بين ٨-١٠٪ خلال الفترة من سنتين إلى أربع سنوات عقب الأزمة.

Hutchinson, M., and Noy, I., (2005)

١٧ (Edwards, S., (2004a,b ويفسر الباحث ذلك من خلال ضعف مرونات الطلب السعرية لصادرات تلك الدول، وضعف مرونة الطلب الدخلية للواردات..

أما شاري Chari وآخرون، فقد توصلت دراستهم إلى وجود علاقة معنوية موجبة بين التوقف المفاجئ والناتج المحلي. وفي رأيهم أن الانخفاض الملاحظ في الناتج أثناء الأزمة هو نتيجة لزيادة الأثر السلبي للمشكلات المالية financial frictions عن الأثر الموجب للتوقف المفاجئ [١٨].

كما انتهت دراسة كامن وروجرز Kamin and Rogers عن الاقتصاد المكسيكي إلى تأييد الأثر السلبي للتخفيض الكبير في قيمة العملة والذي بلغ ٥٠٪ إبان الأزمة المالية وأثرها على الناتج في المكسيك[١٩].

وفي دراسة مسحية للبنك الدولي على الشركات الكبرى بالدول الأسيوية التي أصابتها الأزمة المالية عام١٩٩٧م، وجد أن ارتفاع تكلفة الواردات من أقوى أسباب تدهور الإنتاجية وبدرجة أكبر من أي عامل أخر، كانخفاض الطلب الكلي أو تكلفة القروض أو عبء المديونية أو انخفاض ائتمان الموردين أو انخفاض الائتمان الممول لرأس المال العامل[٢٠].

وقد قدم مورينو ,Moreno، نموذجاً قياسيا للعلاقة بين سعر الصرف وتقلبات الناتج المحلي، وبتطبيق النموذج على بيانات العينة الثابتة من ست من الدول الأسيوية التي أصابتها الأزمة في يوليو ١٩٩٧م، استنتجت الدراسة وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي خلال الفترة من ١٩٧٥م إلي ١٩٩٦م. ونظراً للتدهور الكبير عقب الأزمة الأخيرة، فقد استنتجت الدراسة وجود تلازم بين تدهور سعر الصرف الكبير وأزمات البنوك. كما حدد رامون قناة انتقال الأثر من سعر الصرف إلى الناتج من خلال التدهور الكبير في واردات السلع الرأسمالية بسبب التوقف المفاجئ[٢١].

في المقابل اعتمدت دراسة ديكلي Dekle هي الأخرى على بيانات الشركات في تايلاند

---

١٨ Chari, K., et al., (2005),

١٩ (2000)Kamin, S., and Rogers, J.,

٢٠ Dwor-Frecaut, D., et al, (2000 20)

٢١ Moreno, R., (1999)

لتحليل أثر القيود المالية والقيود على الائتمان أثناء الأزمات المالية على الناتج. وقد وجدت الورقة أنه يمكن تفسير ما نسبته ٧ , ١٪ من الانخفاض في الناتج -الذي كانت نسبة انخفاضه ٧ , ٣٪ في ١٩٩٨م- بالقيود المالية. كما استنتجت أن التوسع في الاستثمار بالدين وارتفاع التكاليف الثابتة من أهم العوامل وراء تدهور الناتج أثناء الأزمة[٢٢].

كذلك الحال في دراسة دويدو Duedu وآخرين والتي انتهت إلى ضعف العلاقة بين التوقف المفاجئ وتدهور الناتج سواء في الدول الصناعية أو الدول النامية. ومن الملاحظ أن الدراسة وجدت علاقة معنوية فقط عند تضمين بيانات الدول الأسيوية التي أصابتها الأزمة المالية، في حين تختفي العلاقة بعد حذف بيانات هذه الدول[٢٣].

وقد قدمت إحدى الدراسات مقاربة جيدة لأثر التخفيض في قيمة العملة على القطاع المالي واثر ضريبة التضخم -التي تمثل محور سياسات الكبح المالي financial repression - على الناتج. فكما ان ضريبة التضخم تؤدي لتدهور الناتج المحلي من خلال أثرها السلبي على المؤسسات المالية، فإن تدهور سعر الصرف يؤدي لتدهور الناتج المحلي من خلال تدهور عمليات الوساطة للمؤسسات المالية[٢٤].

ويتفق مع الدراسة السابقة بدرجة كبيرة دراسة ديزياتات Disyatat عن أثر التخفيض في قيمة العملة على الناتج من خلال أثر التخفيض على كفاءة النظام المالي، حيث انتهت إلى أن تخفيض قيمة العملة بنسبة كبيرة يؤدي لإضعاف النظام المالي[٢٥].

ومن الدراسات التي خرجت عن السياق العام لدراسة العلاقة بين أزمة العملة وتدهور الناتج تلك التي خلطت بين العوامل الاقتصادية والمؤسسية؛ دراسة شيمبالي وبرور Shimpalee and Breuer التي تناولت تحليل العوامل المؤسسية التي تزيد من تدهور الناتج خلال أزمات العملة. ومن بين العوامل المؤسسية الأكثر أهمية؛ الفساد، ونظام تثبيت سعر الصرف (من خلال ربط العملات)، وعدم استقرار الحكومة، وضعف

---

٢٢ (2005) Dekle, R.,

٢٣ Durdu, C., and Mendoza, E., (2005)

٢٤ Calvo, G., Izquierdo, A., and Talvi, E., (2006)

٢٥ Disyatat, P., (2004),

النظام القانوني للدولة بالمعنى الواسع[٢٦].

٢-التطورات الاقتصادية المرتبطة بأزمة العملة والناتج المحلي:

تمتع الجنيه المصري باستقرار ملحوظ خلال الفترة من أكتوبر ١٩٩١م وهو تاريخ بدء برنامج التحرير المالي، وحتى يوليو ٢٠٠١م. فعلى الرغم من تعديل سعر الصرف في أواخر ١٩٩٤م من ٣,٢٤ جنيه للدولار الأمريكي إلى ٣,٣٩ جنيه للدولار، إلا أنه استمر حول هذا المعدل حتى يونيو ٢٠٠٠م حين وصل إلي ٣,٤١ جنيه للدولار. وفي يوليو ٢٠٠١م خفض الجنيه إلي ٣,٨٦ جنيه للدولار الأمريكي، ثم في الشهر التالي (أغسطس) إلي ٤,١٥ جنيه للدولار. وفي منتصف يناير ٢٠٠٢م تم تخفيض الجنيه الي٤,٥١ جنيه للدولار. وبدأت السوق السوداء في الظهور لتصل بسعر الدولار إلي حوالي الخمس جنيهات. ومع مطلع عام ٢٠٠٣م أعلن عن تعويم الجنيه المصري، والتخلي عن نظام ربط العملات الذي كان معمولا به من أكتوبر ١٩٩١م, وبمجرد الإعلان انخفضت قيمة الجنيه بنسبة ١٦٪ ليصل إلي ٥,٤٠ جنيه للدولار[٢٧]. وهذا يعني أن الجنيه المصري فقد حوالي ٧١٪ من قيمته خلال الأزمة، وهو معدل أعلى بشكل ملحوظ من معدلات التخفيض التي توصف «بأزمة عملة».

ونتيجة للصعوبات والضغوط التي عانى منها الجنيه المصري فقد صدر القرار رقم ٥٠٦ في مارس ٢٠٠٣م ليعيد الرقابة مرة أخرى لسوق الصرف الأجنبي[٢٨]؛ إلا أن حكم القضاء الإداري، وإلغاء القرار السابق الذي تلاه في ١٣ ديسمبر ٢٠٠٤م، قد أعاد الثقة مرة أخري لسوق الصرف الأجنبي. ولعل ذلك قد ساعد على ارتفاع قيمة الجنية المصري مرة أخرى بدءاً من يناير ٢٠٠٥م.

وبالنسبة للقطاع المصرفي، قدرت الودائع البنكية بحوالي ١٢٠,١٧٥ مليون جنيه في ١٩٩٥م، بعد أن كانت ١٥,٩٧٨ مليون جنيه في١٩٨٥ م، وتشير بعض التقديرات

---

٢٦ Shimpalee, P., and Breuer, J., (2006)

٢٧ Corporate Finance (2002)

٢٨ تضمن القرار المذكور النص على تحويل ٧٥٪ من متحصلات الصرف الأجنبي للجنيه المصري من خلال الجهاز المصرفي.

إلى تلقي الاقتصاد المصري حوالي ٦٠ بليون دولار من التدفقات للداخل خلال التسعينات.[٢٩] وهو ما ساعد على بناء الاحتياطيات من العملات الأجنبية من حوالي (١,٣٥٣) مليون دولار في ١٩٩٠م إلى ما يفوق العشرين مليار دولار قبل الأزمة مباشرة[٣٠]. وخلال الأزمة وقبلها مباشرة استنزفت احتياطيات الصرف الأجنبي، فهبطت من حوالي ٢٢ مليار دولار في ١٩٩٨م إلي ١٤ مليار دولار في فبراير ٢٠٠١م، مما يعني أن الاقتصاد المصري قد تعرض لأزمة توقف مفاجئ بسبب ترابط أزمة العملة مع انعكاس تدفقات رؤوس الأموال.

وفي محاولة لتقليل التدفقات للخارج رفع البنك المركزي أسعار الفائدة علي أذون الخزانة لثلاث وستة أشهر لحوالى ١٢٪ بعد أن كانت في حدود ٨,٦٪ قبل الأزمة[٣١]، كما قدم أدوات نقدية جديدة مثل عمليات إعادة الشراء وعمليات إعادة الشراء العكسي وإيداعات الليلة الواحدة. وارتفعت تبعاً لذلك أسعار الفائدة في القطاع المصرفي إلى ١٢٪، إلا أنها لم تتخطى معدلات التضخم في تلك الفترة من ناحية، ولم تصل لمعدلاتها في الدول التي عانت من أزمات عملة من ناحية أخرى.

لقد عانى القطاع المصرفي بشكل كبير بسبب المشكلات التي بدأت في الظهور أواخر التسعينات للحد الذي زادت معه الديون المشكوك فيها من ٦,١٣٪ من إجمالي الديون في عام ٢٠٠٠م إلي ٢,٢٠٪ في ٢٠٠٣م، ثم إلى ٢,٢٤٪ في ٢٠٠٤م[٣٢]. لكن الأبعاد الحقيقية للازمة لم تتضح إلا بعد فترة مما دعى لإصدار قانون جديد لإعادة هيكلة القطاع المصرفي والإسراع بخصخصة القطاع.

وعلى الرغم من محاولات خفض معدلات التضخم والسيطرة عليها، إلا ان عوامل عديدة كانت وراء الارتفاع الكبير في الأسعار خلال العامين التاليين. لقد اقتربت معدلات للتضخم في مصر منذ نهاية ٢٠٠٣م من معدلات التضخم العالية

---

٢٩ IMF, IFS اعداد متفرقة.

٣٠ راجع الأشكال البيانية بالجزء التالي.

٣١ The Economist, (2004a)

٣٢ World Bank, (2006)

التي اعتادتها مصر في الثمانينات، ويبدو أن اثر تخفيض الجنيه كان كبيراً على معدلات التضخم[٣٣].

فقد ارتفعت أسعار الأغذية والمشروبات والسجائر بنسبة تفوق ٨٪ وهذه السلع وحدها تمثل ٥٠٪ من سلة حساب الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في مصر. وارتفع الرقم القياسي لأسعار الجملة بنسبة ٣,٣٢٪ بسبب الزيادة في أسعار المنتجات الزراعية. وارتفعت أسعار الأغذية بنسبة ٨,٢٠٪، وهما معا يشكلان ٥٦٪ من سلة السلع للرقم القياسي لأسعار الجملة. وقد فشلت محاولات خفضهما في نهاية عام ٢٠٠٤م، ولذلك عادت الأسعار للصعود لاحقاً. كما ارتفعت أسعار المجموعات السلعية جميعها، فارتفعت أسعار المنسوجات بنسبة ١٨٪، وأسعار الجلود والأحذية بنسبة ٢,١٠٪، وأسعار الأخشاب ومنتجاتها بنسبة ٩,٤٢٪، وأسعار الكيماويات بنسبة ١,١٠٪، وأسعار معدات النقل بنسبة ٤,٤٥٪، ونتيجة لذلك ارتفع الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بحوالي ٥,٢١٪ خلال الأشهر الأربع الأول من ٢٠٠٤م مقارنةً بنسبة ارتفاع ٣,١٦٪ في الربع الأخير من ٢٠٠٣م[٣٤].

وقد ساعد التدهور الكبير في قيمة الجنيه على تحسن حالة الميزان التجاري، فمن فائض لم يتجاوز٦,٢ بليون دولار للثلاث أرباع الأولي للعام المالي ٢٠٠٣/ ٢٠٠٤م، إلى حوالي ٥,٣ بليون دولار لنفس الفترة من العام المالي ٢٠٠٤/ ٢٠٠٥م. كما زادت الصادرات السلعية بنسبة ٣٢٪، وزادت إيرادات النفط بنسبة ٣١٪، بينما لم تزد الواردات السلعية إلا بنسبة ٢٧٪. وارتفعت تحويلات العاملين بالخارج بنسبة ٣٧٪، وارتفعت عوائد السياحة بنسبة ٢,١٩٪ تقريبا. والمحصلة النهائية هي تحسن حالة ميزان المدفوعات؛ فمن عجز مقداره ٥٣٥ مليون دولار خلال الثلاث أرباع الأولي للعام المالي ٢٠٠٣/ ٢٠٠٤م، إلى فائض بحوالي ٣,٣ بليون دولار خلال نفس الفترة من العام المالي٢٠٠٤/ ٢٠٠٥م[٣٥].

---

٣٣ على سبيل المثال تخفيض دعم الطاقة والإجراءات التي اتخذت لمكافحة أنفلونزا الطيور.

٣٤ The Economist, (2004b)

٣٥ البنك المركزي المصري، النشرة الاقتصادية.

ويلاحظ تحسن الجنيه المصري منذ أوائل ٢٠٠٥م، وذلك بسبب عودة الثقة في الأداء الاقتصادي مع تغيير مجلس الوزراء، وإقرار نظام التجارة في العملات بين البنوك في ديسمبر ٢٠٠٤م، فقد تغير سعر صرف الدولار في يناير ٢٠٠٥م من ٢٣ , ٦ جنيه لكل دولار إلى ١٥[٣٦] , ٦، وواصل التحسن ليصل إلي ٤٥ , ٥ جنيه للدولار نهاية ٢٠٠٧م.

ومن الجدير بالذكر ان الاقتصاد المصري مر بفترات تدهور عديدة في سعر الصرف، يمكن أن توصف بأنها أزمة عملة، وهو ما يصعب تحليل ملابساته في هذا السياق، لكن يمكن تتبع أثاره على الناتج المحلي من خلال الدراسة القياسية في الجزء التالي. وعموماً لوحظ تدهور معدلات نمو الناتج عقب كل تخفيض، فمن معدل للنمو يقارب ٦٪ في ١٩٧٨م إلى حوالي ١٪ مع تخفيض عام ١٩٧٩م، ومن معدل للنمو يقارب ٦٪ في ١٩٨٤م إلى حوالي ٢٪ مع تخفيض عام ١٩٨٥م، ومن معدل للنمو يقارب ٤٪ في ١٩٩١م إلى حوالي ٢٪ في ١٩٩٢م، و أخيرا من معدل للنمو يقارب ٥٪ في ١٩٩٩م إلى حوالي ٣٪ في عام ٢٠٠٠ و٢٠٠١ و ٢٠٠٢م (انظر الشكل البياني لمعدل نمو الناتج بالجزء التالي).

٣-القياس:

٣ , ١ منهجية القياس والنموذج والبيانات

تتكون منهجية تحديد العلاقة بين أزمة العملة والناتج المحلي من خطوتين: الأولي تحليل انحدار الناتج المحلي على محدداته الأساسية. والخطوة الثانية هي اختبار السببية للعلاقة بين تغير سعر الصرف من ناحية والناتج المحلي من ناحية أخرى.

الخطوة الأولى يعتمد القياس على نموذج مختصر reduced form مشتق عن نموذج IS-LM-BP(انظر الاشتقاق الرياضي بالملحق)، وهو كما يلي:

$$Y = \varphi_0 + \varphi_1 G + \varphi_2 \frac{M}{P} - \varphi_3 S \frac{P}{P^w} - \varphi_4 CAP - \varphi_5 r^*$$

---

٣٦ مع ملاحظة انه خلال عام ٢٠٠٤م عادت السوق السوداء للدولار لتسجل سعراً قياسياً مقداره ٢٠ , ٧ جنيه للدولار (The Economist, ٢٠٠٤c)

حيث Y الناتج المحلي، وG الإنفاق الحكومي، M/P الرصيد النقدي الحقيقي، و $S(P/P^w)$ معدل الصرف الحقيقي، CAP رصيد ميزان رأس المال، وr^* معدل الفائدة العالمي.

ويختبر النموذج السابق بالإضافة للعلاقة بين الناتج وسعر الصرف باقي محددات الناتج كمتغير السياسة المالية ومتغير السياسة النقدية ومتغير ميزان المدفوعات والصدمات الخارجية متمثلة في معدل الفائدة العالمي. والإشارة السالبة للمعلمة φ_3تعني ان ارتفاع معدل الصرف الحقيقي (تدهور قيمة العملة بالإضافة لارتفاع الأسعار المحلية عن مثيلتها العالمية) تؤدي لتدهور الناتج المحلي، كما أن الإشارة السالبة φ_4 تعني تزامن فائض حساب رأس المال مع عجز حساب التجارة وارتفاع معدل الفائدة، وكلاهما يؤديان إلى تدهور الناتج. وأخيراً فإن الإشارة السالبة لمعدل الفائدة العالمي تعني ان ارتفاع معدل الفائدة العالمي يؤدي لتدهور الناتج من ناحيتين: الأولى هروب رؤوس الأموال والثانية أثر هذا الارتفاع على معدلات الفائدة المحلية.

وفي الخطوة الأولى أيضا يتم التعويض عن متغير سعر الصرف بمتغير صوري بحيث تأخذ سنوات الأزمة القيمة (١) بينما تأخذ باقي السنوات القيمة (صفر). وسنوات أزمات العملة هي ١٩٧٩، ١٩٨٥، ١٩٨٩، ٢٠٠١، ٢٠٠٣ اعتماداً على بيانات صندوق النقد الدولي (الإحصاءات المالية الدولية IFS). والمعيار في اختيار السنوات هو طريقة "فرانكل" Frankel التي تحدد أزمة العملة في انخفاض بنسبة تزيد عن ٢٥٪ على مدار السنة، وأن يكون قد مضي ثلاث سنوات على أخر أزمة[٣٧]. وعلى الرغم من تحقق المعيار السابق في سنة ١٩٩١ أيضا، إلا أنه قد تم استبعادها كأزمة، نظراً لأن تحرير سعر الصرف في تلك السنة كان جزءاً من برنامج التحرير المالي.

أما في الخطوة الثانية: فقد تم تطبيق اختبار السببية الذي قدمه جرانجر Granger وطوره سمز Sims[٣٨]. أن الفكرة الأساسية وراء اختبار السببية لجرانجر هي أن السبب

٣٧. Frankel, J., (2005).

٣٨. Sims, C., (1972), Granger, C., (1969) حيث ان نماذج متجه الانحدار الذاتي VARالتي قدمها سمز قد ساعدت على انتشار ثم تطوير اختبار السببية المذكور.

لابد أن يتقدم النتيجة، فإذا كانت (y) هي السبب "الإحصائي" في حدوث (x) فلابد أن تكون (y) قد حدثت قبل (x) زمنياً. وإذا كان الأمر كذلك فيمكن الاعتماد على قيم (y) الحالية في التنبؤ بقيم (x)المستقبلية. والسببية الإحصائية لا تعني السببية الواقعية، فالأمر في هذه الحالة يعود إلى النظرية الاقتصادية أو إلى أي من طرق تحري العلاقة الحقيقية. وعليه فالطريقة تسمح فقط بالتحري الإحصائي للعلاقة بين المتغيرات. والمعادلات التالية تمثل نموذج انحدار ذاتي مقيد(RVAR) Restricted Vector Autoregressive حيث ان المتغير التابع في أي معادلة هو احد المتغيرات المستقلة في باقي المعادلات وفترات الإبطاء الخاصة به وبالمتغيرات المستقلة الأخرى:

$$x_t = a_{10} + a_{11}t + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i,\ 11}\, x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i,\ 12}\, y_{,t-i} + u_{1t}$$

$$y_t = a_{20} + a_{21}t + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i,\ 21}\, x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i,\ 22}\, y_{,t-i} + u_{2t}$$

حيث u_{it} تمثل خطأ النموذج الذي ينبغي طبقاً لاختبار السببية لجرانجر أن يكون عشوائياً.

$\Phi i,_{12}$ تساوي الصفر، إذا كانت قيم (x) لا تسبب (y) ويفترض النموذج السابق أن أي أن فرض العدم:

$$HG : \Phi_{12} = 0 \qquad \Phi_{12} = (\Phi_{1,12}, \Phi_{2,12}) :$$

وتشمل الخطوة الثانية أيضا على اختبار السببية المشروط، وفيه يتم إضافة باقي المتغيرات الواردة في النموذج بالخطوة الأولى. ويمكن النظر إلى المتغيرات الأخرى في اختبار السببية الجديد كمتغيرات مراقبة Control Variables للتأكد من صحة العلاقة بين سعر الصرف والناتج المحلي بشرط وجود المتغيرات الأخرى. وعليه تصبح معادلات قياس السببية كما يلي:

$$x_t = a_{10} + a_{11}t + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i,\ 11}\, x_{t-i} + {}_{12}\, y_{,t-i} + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i,\ 13} \Psi_{,t-i} + u_{1t}$$

$$y_t = a_{20} + a_{21}t + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i,\ 21}\, x_{t-i} + {}_{22}\, y_{,t-i} + \sum_{i=1}^{p} \Phi_{i,\ 13} \Psi_{,t-i} + u_{2t}$$

حيث Ψ موجه المتغيرات الأخرى (متغيرات المراقبة).

وتغطي بيانات المتغيرات للاقتصاد المصري الفترة من ١٩٧٩ إلى ٢٠٠٤م، وقد جمعت بيانات المتغيرات السابقة من مؤشرات التنمية العالمية الصادرة عن البنك الدولي[٣٩]، والإحصاءات المالية الدولية الصادرة عن صندوق النقد الدولي[٤٠]. أما بيانات معدل الصرف الحقيقي الفعال فقد تم الحصول عليها من وحدة الاستخبارات التابعة لمجلة الاقتصادي[٤١].

وقبل التعرض لنتائج القياس من المفيد تكوين تصور عن طبيعة بيانات متغيرات النموذج محل القياس، وسوف يعتمد في ذلك على تمثيل البيانات بيانياً بشكلها الخام، وكذلك المرشحة باستخدام مرشح هيدروك- برسكوت[٤٢]؛ وفيما يلي استعراض متغيرات النموذج والرموز المستخدمة[٤٣]:

---

٣٩ World Bank,(2006),

٤٠ IMF(2005),

٤١ The Economist Intelligence Unit (EIU)

٤٢ مرشح هودرك وبرسكوت يقوم علي حساب السلسلة (s) من السلسلة (y) بحيث يكون تباين السلسة الزمنية (s) أقل ما يمكن حول الفرق الثاني second difference لها. انظر manual EVIEWS.

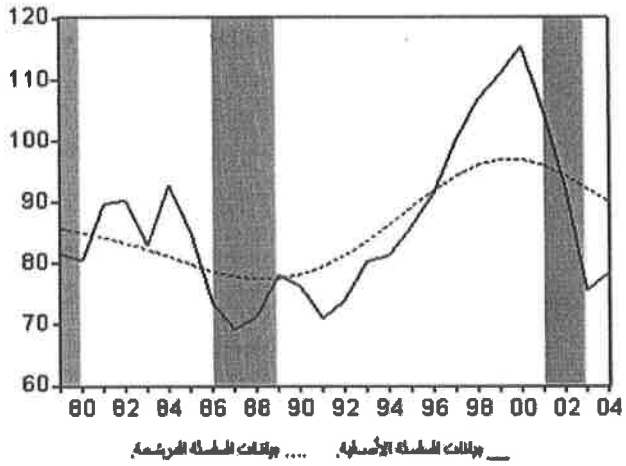
٤٣ لقد تم رسم المتغيرات السابقة للتعرف علي طبيعة السلاسل الزمنية المزمع التعامل معها قياسياً، وهي إحدى طرق اختبار مكونات النموذج نظراً لما تقدمه من معلومات عن مكونة الاتجاه والثوابت والارتباط بين المتغيرات، كما أنها تساعد في فهم المشاكل التي تظهر أثناء القياس والتعامل معها. انظر: Hendry, D., (1995, Ch. 16)

الجدول (١): متغيرات النموذج والرموز المستخدمة

م	المتغير	الرمز
١	متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي	HPRGDP
٢	معدل الصرف الحقيقي الفعال	HRER
٣	المتغير الصوري لأزمة العملة	DMNR
٤	الإنفاق الحكومي الاستهلاكي كنسبة من الناتج	HGCONS
٥	عرض النقود كنسبة من الناتج	HMONY
٦	تدفقات رؤوس الأموال كنسبة من الناتج	HCAP
٧	(معدل الفائدة العالمي (في الولايات المتحدة الأمريكية	HUSAR
-	بادئة تعني مرشح هيدروك- برسكوت	H

ويوضح الشكل التالي وجود تقلبات كبيرة في معدل الصرف الحقيقي الفعال عن الاتجاه العام Trend المتمثل في سلسلة معدل الصرف الحقيقي الفعال المرشحة كما يلاحظ من المساحات المظللة (وهي فترات تدهور سعر الصرف) أن الانحراف الكبير لمنحنى معدل الصرف الحقيقي الفعال أدنى من الاتجاه العام طويل الأجل.

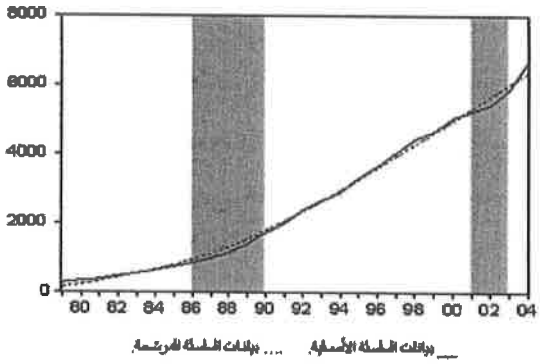
شكل (١) معدل الصرف الحقيقي الفعال



ويتماشى هذا التدهور في معدل الصرف الحقيقي الفعال خلال السنوات (١٩٧٩،

١٩٨٥-١٩٨٩، ٢٠٠١م) مع انحراف مماثل لمتوسط نصيب الفرد من الناتج عن الاتجاه العام طويل الأجل خلال السنوات (١٩٨٦-١٩٩٠، و٢٠٠١-٢٠٠٣م) كما يتضح من الشكل التالي.

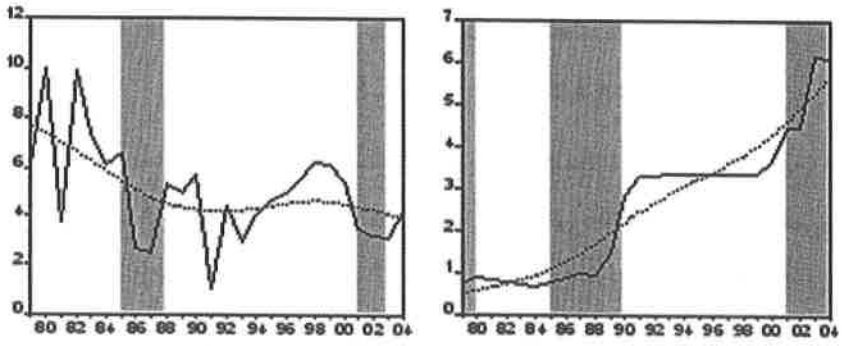
شكل (٢) متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي



وكما يلاحظ في جميع هذه الأشكال البيانية السابقة والتالية وبغرض سهولة المتابعة تم تظليل السنوات المرتبطة بتدهور معدل الصرف الحقيقي الفعال وانحراف متوسط نصيب الفرد من الناتج عن الاتجاه العام.

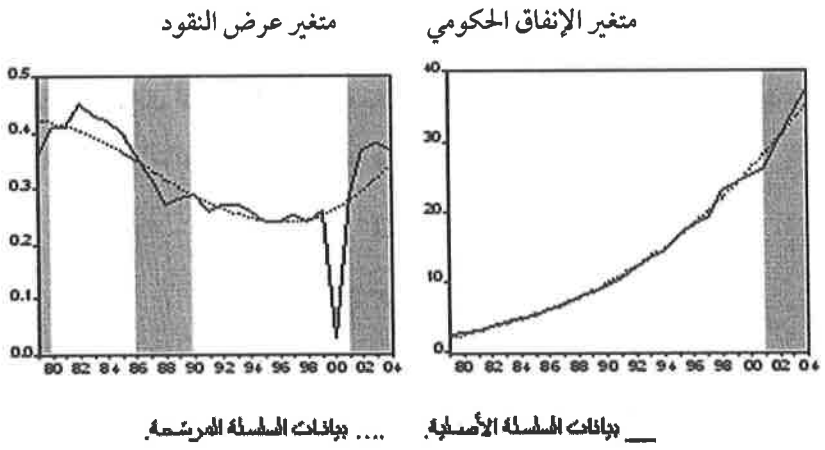
شكل (٣)

سعر الصرف الاسمي معدل نمو الناتج



كما يلاحظ بالشكل (٣) أن الانحراف لأسفل عن الاتجاه العام (السلسلة المرشحة) لا يشمل فقط متوسط نصيب الفرد من الناتج ومعدل الصرف الحقيقي الفعال، بل يمتد أيضا إلى معدل نمو الناتج. أما متغيري عرض النقود والإنفاق الحكومي الاستهلاكي؛ فكما يلاحظ بالشكل (٤) أنهما خارج الاتجاه العام بعض الشيء. فعرض النقود قد انخفض عن الاتجاه العام خلال أزمتي العملة ١٩٧٩، و١٩٨٥م، بينما نجده يرتفع عن الاتجاه العام خلال الأزمة الاخيرة ٢٠٠١م. أما الإنفاق الحكومي الاستهلاكي فتتفق قيمته السنوية مع الاتجاه العام، وتسجل بعض الانحراف الموجب خلال الأزمة الأخيرة، وهو ما يصعب تفسيره من خلال المعلومات المتاحة للباحث، ولكن يمكن افتراض تدخل الحكومة بزيادة الإنفاق لرفع الطلب الكلي.

شكل (٤)

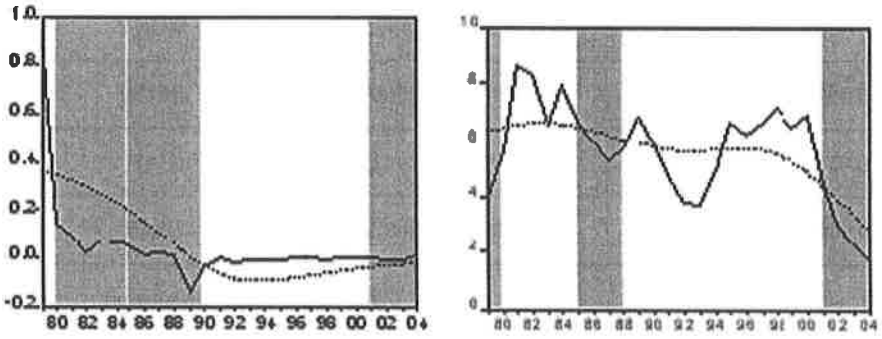


ويلاحظ بالشكل (٥) تناقض سلوك متغير معدل الفائدة العالمي مع المتوقع، حيث ينحرف هبوطاً عن الاتجاه العام خلال الفترات التي عاني خلالها الاقتصاد المصري من أزمات عملة. وهناك عدة تفسيرات لذلك لعل من أوضحها ضعف الاندماج المالي للاقتصاد المصري عالمياً، إلا ان هذا الرأي لا يمكن التحقق منه إلا بعد إجراء تحليل انحدار النموذج. أخيرا يشير سلوك متغير حركات رؤوس الأموال إلى تدهور حاد في

تدفقات رؤوس الأموال خلال الأزمة الأخيرة مقارنة بفترة التسعينات التي شهدت انحرافاً موجباً عن الاتجاه العام طويل الأجل.

شكل (٥)

متغير سعر الفائدة العالمي متغير حركات رؤوس الأموال



ـــ بيانات السلسلة الأصلية. .... بيانات السلسلة المرشحة.

٢,٣ نتائج القياس

١,٢,٣ تحليل الانحدار للنموذج:

يوضح الفحص البصري للأشكال البيانية السابقة المشكلات التي تعاني منها السلاسل الزمنية الأصلية للمتغيرات، وبالتالي صعوبة الاعتماد علي طرق تحليل الانحدار التقليدية. ومع ذلك فقد تم إجراء انحدار أولي للمتغيرات ببيانات السلاسل الأصلية، فجاءت نتيجتها كما هو موضح بالجدول (٢). وتشير النتائج إلى عدم معنوية أحد المتغيرات الهامة وهو متغير عرض النقود، كما أن النتائج تعاني من زيادة كبيرة في الخطأ المعياري وحد الخطأ، وتدهور في معامل دربن واطسون. وعند أضافت متغير أزمة العملة الصوري إلى المعادلة لم تختلف النتائج عن سابقتها، إلا أنها لم تمنح أي معنوية تذكر لمتغير أزمة العملة.

جدول رقم (٢): نتائج تحليل الانحدار لبيانات المتغيرات في مستوياتها

المتغيرات	المعاملات	الخطأ المعياري	اختبار t	احتمال الخطأ (٢)
C	-55.64811	1381.823	-0.040272	0.9683
RER	113.9442	13.20164	8.631060	0.0000
MONY	2190.510	2822.966	0.775960	0.4469
GCON	-25059.67	12548.57	-1.997014	0.0596
CAP	-2942.882	1053.259	-2.794074	0.0112
USAR	-808.1272	101.6208	-7.952382	0.0000
R-squared	0.90			
Adjusted R-squared	0.88	F-stat		37.324
S.E. of regression	699.040	p–value		0.000
Sum squared resid	9773154.	Durbin-Watson stat		1.18

ولعل هذا ما دفع لاستخدام البيانات المرشحة للمتغيرات، فقد تم اختبار عدة نماذج للوصول لأفضلها، ويوضح الجدول (٣) نتائج تحليل الانحدار للنموذج الأساسي قبل إضافة المتغير الصوري لأزمة الصرف في مصر. وبرغم تمتع جميع المتغيرات بمعنوية إحصائية مناسبة، إلا ان متغيراً واحداً قد خالف التوقع النظري من ناحية الإشارة، وهذا المتغير هو عرض النقود. فقد حصل على إشارة سالبة، وهو ما يمكن ربطه بدرجة كبيرة بالشكل البياني لعرض النقود الذي سبق مناقشته.

جدول رقم (٣): نتائج تحليل الانحدار لبيانات المتغيرات المرشحة

المتغيرات	المعاملات	الخطأ المعياري	اختبار t	احتمال الخطأ (٢)
C	223.158	45.870	4.865	0.000
HRER	10.145	0.644	15.76	0.000
HRER(-1)	-9.414	0.386	-24.395	0.000
HPRGDP(-1)	0.875	0.030	29.611	0.000
HGCON	134.990	12.938	10.434	0.000
HGCON (-1)	-114.571	9.5185	-12.037	0.000
HMONY	-330.379	33.257	-9.934	0.000
HCAP	-143.981	23.310	-6.177	0.000
HUSAR	-13.646	1.757	-7.769	0.000
R-squared	0.998			
Adjusted R-squared	0.997	F-stat		1.34E+08
S.E. of regression	0.295	p–value		0.000
Sum squared resid	1.393	Durbin-Watson stat		1.745

كما يلاحظ الارتفاع الكبير في قيمة R^2، وهو ما قد يشير لوجود مشكلة الانحدار الزائف، إلا إذا ثبت سكون البواقي في النموذج، والمعنوية الإحصائية للمتغيرات المستقلة (t) والمعنوية العالية للنموذج ككل (F-stat.). ولا يجب الاعتماد على قيمة معامل دربن واطسون نظراً لوجود فترات الإبطاء ولذا تم حساب نسبة LM للتحقق من عدم ارتباط البواقي وقد كانت احتمالات الخطأ من النوع الثاني فيها جميعا (سواء للمتغيرات

أو للبواقي) مرتفعة نسبياً، وهو ما يعني قبول فرض العدم أي عدم وجود ارتباط متسلسل[٤٤].

٣, ٢, ٢ تحليل الانحدار باستخدام المتغير الصوري لأزمة العملة:

بالنظر إلى النتائج الواردة بالجدول (٤) يلاحظ عدم وجود معنوية إحصائية للمتغير الصوري لأزمة العملة DMNR عند إضافته إلى معادلة القياس. كما أنه في الوقت ذاته قد أدى لإضعاف المعنوية الإحصائية لعدد من المتغيرات المستقلة بالنموذج مثل متغير عرض النقود ومتغير حركات رؤوس الأموال. أضف إلى ذلك اختلاف إشارة متغير معدل الصرف الحقيقي الفعال وإشارة متغير سعر الفائدة العالمي عما كانت عليه قبل إضافة المتغير الصوري، وهو ما قد يشير إلى أن أزمات العملة ليس لها تأثير ملحوظ على الناتج المحلي. فعلى الرغم من المعنوية الإحصائية الكبيرة لمعدل الصرف الحقيقي كأحد أهم المتغيرات المفسرة لمعادلة الناتج المحلي إلا ان متغير الأزمة لم يبد معنوية إحصائية تذكر.

ومن الجدير بالذكر التنويه مرة أخرى لما أشارت إليه الدراسات السابقة عن الترابط بين أزمة العملة وتدفقات رؤوس الأموال فكل منهما تغذي الأخرى، وكذلك الحال بالنسبة للارتباط بين أزمات العملة وعرض النقود[٤٥].

---

٤٤ الخطأ من النوع الثاني هو قبول فرض العدم، بينما ينبغي رفضه. والاحتمالات للمتغيرات هي 0.631 و 0.645.٤٨٨ , ٠ و 0.486و0.317 و0.951 و 0.919و 0.426وللبواقي.0.366

٤٥ وبخاصة الجزء الذي تولده المؤسسات المالية Endogenous money. انظر مرة أخرى لدراسات Frankel, J., (2005) و Calvo, G., et al., (2003) و Edwards, S., (2004a,b), Guidotti, P., et al., (2004) بالحواشي السفلية أرقام ٥ و٧ و٨ و٩ .

جدول رقم (٤): نتائج تحليل الانحدار بعد إضافة المتغير الصوري لأزمة العملة

المتغيرات	المعاملات	الخطأ المعياري	اختبار t	احتمال الخطأ (٢)
C	164.085	68.92629	2.380585	0.033
HRER	-2.936	0.721953	-4.066976	0.001
DMNR	0.030	0.147639	0.206420	0.840
HPRGDP(-1)	2.035	0.065279	31.17747	0.000
HPRGDP(-2)	-1.028	0.029756	-34.55810	0.000
HGCON	59.702	14.31527	4.170534	0.001
HGCON(-1)	-62.230	6.980339	-8.915035	0.000
HMONY	-69.816	47.91440	-1.457097	0.169
HCAP	-103.330	45.99052	-2.246779	0.043
HCAP(-1)	185.871	75.44044	2.463812	0.029
HUSAR	8.099	2.340168	3.461022	0.004
R-squared	0.998			
Adjusted R-squared	0.997	F-stat		2.02E+08
S.E. of regression	0.208	p–value		0.000
Sum squared resid	0.561	Durbin-Watson stat		2.455

ويلاحظ الدور المهم لمرشح البيانات في الزيادة الكبيرة لمعامل التحديد R^2، إلا أنه ومن المفيد في هذا الصدد الاهتمام بالتعرف على درجة الارتباط بين المتغيرات للسلاسل المرشحة، فإن لم يكن الارتباط كبيراً لا ينبغي القلق من ارتفاع معامل التحديد، وبخاصة أن معامل التحديد لانحدار السلاسل الأصلية للبيانات بالجدول (٢) قد كان مرتفعاً هو الأخر.

الجدول (٥): معاملات الارتباط بين سلاسل بيانات المتغيرات المرشحة

HUSAR	HCAP	HMONY	HGCONS	HRER	
-0.586636	-0.386440	-0.431120	0.783223	1.000000	HRER
-0.932973	-0.692871	-0.584215	1.000000		HGCONS
0.378325	0.961509	1.000000			HMONY
0.564669	1.000000				HCAP
1.000000					HUSAR

تتضح من بيانات الجدول وجود ارتباط كبير بين متغير عرض النقود ومتغير تدفقات رؤوس الأموال، وبين متغير معدل الفائدة العالمي ومتغير الإنفاق الحكومي، وهو ما يمكن الاعتماد عليه في تفسر الزيادة في معامل التحديد بين انحدار السلاسل الأصلية وانحدار السلاسل المرشحة.

٣,٢,٣ اختبار السببية:

اعتماداً على معيار اكيكي Akaike Information Criterion (AIC) ، تم اختيار فترة الإبطاء الثانية نظراً لارتباطها بأقل قيمة للمقياس المذكور. ويلاحظ في المنهجية المتبعة عدم إجراء اختبار سكون للمتغيرات رغم كونه من الشروط الأساسية لصحة اختبار السببية لجرانجر. والسبب في ذلك هو الاعتماد على سلاسل المتغيرات المرشحة باستخدام مرشح هيدروك- برسكوت ومن المعلوم أن معادلة حساب هذا المرشح تعتمد على الحصول على أقل تباين للسلسلة المرشحة حول الفرق الثاني لها، حيث جاءت النتائج كما في الجدول (٦) أدناه.

جدول رقم (٦): نتائج تحليل التكامل المشترك

Series: HPRGDP HRER				
Lags interval: 2 to 2				
Hypothesized No. of CE(s)	1 Percent Critical Value	5 Percent Critical Value	Likelihood Ratio	Eigenvalue
None **	20.04	15.41	122.5491	0.995137
At most 1	6.65	3.76	0.046619	0.002025
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				

ويتضح من الجدول وجود تكامل مشترك لمعادلة واحدة فقط في معادلات الانحدار الذاتي لاختبار السببية. فكما تشير نتائج اختبار السببية إلى علاقة في اتجاه واحد فقط ومن سعر الصرف إلى الناتج المحلي. وفيما يلي يعرض الجدول (٧) قيمة F المحسوبة واحتمال تحقق الخطأ من النوع الثاني للتثبت من معنوية F المحسوبة للعلاقة بين سعر الصرف والناتج المحلي:

الجدول (٧): نتائج تحليل معنوية العلاقة السببية بين سعر الصرف والناتج المحلي

الفرض (اتجاه العلاقة)	اختبار F	الاستنتاج
تغير سعر الصرف لا يسبب تغير الناتج المحلي	المحسوبة 10.5064	$HG: \Phi_{12} \neq 0$
	0.000 p–value	
تغير الناتج المحلي لا يسبب تغير سعر الصرف	المحسوبة 0.68625	$HG: \Phi_{12} = 0$
	0.516 p–value	

* مستوى معنوية ٥٪

وبما ان السببية بين سعر الصرف والناتج قد تأكدت، فمن الممكن الاعتماد على نتائج تحليل الانحدار التي سبق إجراؤها في الخطوة الأولى. بل أن تحليل الانحدار الثنائي للمتغيرين قد

أعطى النتائج التالية:

HPRGDP = -17399.23+ 232.3314**HRER**

t:(5.5237) (6.3715)

Prob.:(0.0000) (0.0000)

R-squared: 0.628463

Adjusted -R squared: 0.612982

F-stat.: 40.59654

p–valu: 0.000001

٣, ٢, ٤ اختبار السببية المشروط:

هل تتغير العلاقة السببية بين سعر الصرف والناتج المحلي إذا ما أضيفت لاختبار السببية المتغيرات الأخرى الواردة في معادلة التقدير بالخطوة الأولى.

على الرغم من وجود خمس متغيرات في هذا الاختبار، أي أن هناك ٢٠ معادلة (علاقة) بالاختبار المذكور، إلا أن التكامل المشترك لم يتحقق سوي في خمس معادلات فقط من معادلات الانحدار الذاتي العشرين لاختبار السببية. والعلاقات الخمس هي بين الناتج من ناحية وكل من معدل الصرف الحقيقي الفعال والإنفاق الحكومي وعرض النقود من ناحية أخرى. وباقي العلاقات بين معدل الصرف الحقيقي الفعال والإنفاق الحكومي، وبين الإنفاق الحكومي وعرض النقود. أما عن قيمتي F المحسوبة واحتمال تحقق خطأ النوع الثاني للعلاقة بين سعر الصرف والناتج المحلي فقد ظلا كما هما تماماً كما كانا عليه في اختبار السببية غير المشروط بالجدول (٧).

٤. نتائج الدراسة

على الرغم من شيوع الآثار السلبية لأزمات العملة على الناتج المحلي، سواء عقب الأزمة المالية في جنوب شرق آسيا في يوليو ١٩٩٧م، والمكسيك في ديسمبر ١٩٩٤م، ومصر في منتصف٢٠٠١م، إلا أن الدراسات التي تمت عن الظاهرة قد اختلفت حول معنوية دور سعر الصرف في تدهور الناتج المحلي لهذه الدول. وقد حاولت الدراسة تحرى القنوات التي ينتقل من خلالها الأثر السلبي لسعر الصرف على الناتج المحلي في مصر، والتي من بينها ارتفاع أسعار مدخلات الإنتاج المستوردة، وتراجع تدفقات الاستثمار الأجنبي، وهروب رؤوس الأموال وإحلال العملة، وارتفاع الأسعار وتدهور الطلب الكلي، وتوقعات السوق بطول وحدة الأزمة، وأخيراً أزمات البنوك ونقص السيولة والزيادة الكبيرة في الديون المشكوك في تحصيلها.

وفي حدود البيانات المتاحة عن الاقتصاد المصري حاولت هذه الورقة استعراض المتغيرات الاقتصادية ذات الصلة واختبار العلاقة بين أزمة العملة من ناحية والناتج المحلي من ناحية أخرى، ويمكن تلخيص نتائج الدراسة فيما يلي:

أولا: لم تتوصل نتائج القياس إلى وجود معنوية إحصائية للعلاقة بين الناتج المحلي وأزمات الصرف الأجنبي في مصر.

ثانياً: وجود معنوية إحصائية كبيرة وعلاقة سببية بين متغير معدل الصرف الحقيقي الفعال (وحتى سعر الصرف الاسمي) والناتج المحلي، فغالباً ما يتزامن تغير معدل الصرف الحقيقي الفعال مع تغيرات مماثلة في الناتج المحلي.

ويمكن تفسير هاتين النتيجتين (عدم وجود معنوية إحصائية لمتغير أزمة العملة، في الوقت الذي يتمتع فيه متغير معدل الصرف الحقيقي الفعال بمعنوية إحصائية وعلاقة سببية مع الناتج المحلي) من خلال ظاهرة المنحنى (*J*)، حيث يلاحظ وجود فترة زمنية بين التخفيض في قيمة العملة وظهور الآثار الايجابية لذلك على الميزان التجاري، وبالتبعية على الناتج المحلي. وخلال فترة التعديل قد تتخذ سياسات اقتصادية عديدة للتخفيف من الآثار السلبية للتخفيض وبخاصة من ناحية الانكماش المحتمل والناتج

عن الضغوط التضخمية لارتفاع سعر الصرف.

ثالثاً: تشمل المعنوية الإحصائية والسببية العلاقة بين الناتج المحلي من ناحية ومتغيري السياسة المالية والنقدية من ناحية أخرى، وهو ما يرجح فاعلية السياسات المالية والنقدية في التأثير على الناتج المحلي.

رابعاً: وجود ارتباط متعدد بين أزمة الصرف من ناحية وعرض النقود وحركات رؤوس الأموال من ناحية أخرى، وهو ما يرجح تأثير الأزمة على المتغيرات تلك دون اثر مباشر على الناتج المحلي.

قائمة المراجع:

Aghion, P., Bacchetta, P., and Banerjee, A.,(2001), «Currency Crises And Monetary Policy In An Economy With Credit Constraints», *European Economic Review*, Amsterdam, Jun, Vol. 45, Iss. 7, p. 1121-1150.

Aghion, P., Bacchetta, P., and Banerjee, A.,(2001), «Currency Crises and Monetary Policy in an Economy with Credit Constraints», *European Economic Review*, Amsterdam, Jun, Vol. 45, Iss. 7, p. 1121-1150.

Calvo, G., Izquierdo, A., and Talvi, E., (2003) , «Sudden Stops, the Real Exchange Rate, and Fiscal Sustainability: Argentina>s Lessons», *NBER Working Papers,* No.9828, Cambridge, Mass.

Calvo, G., Izquierdo, A., and Talvi, E., (2006) , «Phoenix Miracles in Emerging markets: Recovering Without Credit from Systematic Financial Crises», *NBER Working Papers*, No.12101, Cambridge, Mass.

Calvo, G. and Mishkin, F. (2003), «The Mirage of Exchange Rate Regimes For Emerging Market Economies», *NBER Working Paper*, No. 9808, Cambridge, Mass.

Chari, K., Kehoe, P., and McGrattan, E., (2005), «Sudden Stops and Output Drops», NBER Working Paper, No. 11133, Cambridge, Mass.

Cooper, R., (1971), «Currency Devaluation in Developing Countries,» Essays in International Finance, No. 86, Princeton, New Jersey: Princeton University.

Corporate Finance, (2002), Feb. Iss. 207, London, UK,

Dekle, R., Karnchanasai, C., Hoontrakul, P., (2005), «The Thai Currency Crisis: Financing Constraints, High Fixed Costs, and Corporate Governance», Asian *Economic Papers, Cambridge*, Spring/ Summer, Vol. 4, Iss. 2, p. 60-90

Disyatat, P., (2004), «Currency Crises and the Real Economy: The Role of Banks», *European Economic Review*, Amsterdam, Feb., Vol. 48, Iss. 1, p. 75-90.

Durdu, C., and Mendoza, E., (2005), « Are Asset Prices Guarantees Useful for Preventing Sudden Stops? Quantitative Investigation of Globalisation Hazard-Moral Hazard Tradeoff», *NBER Working Paper*, No., 11178.

Dwor-Frecaut, D., Colaco, F., and Hallward-Driemeier, M., (2000), «The Asian Corporate Recovery: Findings from Firm-Level Surveys in Five Countries», World Bank. Washington D.c.

Edwards, S., (2004a),»Financial Openness, Sudden Stops, and Current-Account Reversals», The American Economic Review, May, Vol.94, No.2, p. 59

Edwards, S., (2004b),»Thirty Years of Current Account Imbalances, Current Account Reversals and Sudden Stops», *NBER Working Paper* No. 10276.

Frankel, J., (2005), «Mundell-Fleming Lecture: Contractionary Currency Crashes in Developing Countries», IMF Staff Papers, Vol.52, Iss. 2; Washington, pp. 149- 184

Granger, C., (1969), "Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", Econometrica, Vol. 37, pp. 245-270.

Guidotti, P., Sturzenegger, F., and Villar, A., (2004), «On the Consequences of Sudden Stops», *IMF Working Paper*, WP/03/230.

Gupta, P., Mishra, D., Sahay, R.,(2007), «Behaviour of Output During Currency Crises», Journal of International Economics, Amsterdam, Jul., Vol. 72, Iss. 2, p. 428

Hendry, D., (1995), Dynamic Econometrics, Oxford University Press.

Hutchinson, M., and Noy, I., (2002), « Output Costs Of Currency And Balance Of Payments Crises In Emerging Markets>, Comparative Economic Studies, Vol. 44, No.2; ABI/INFORM Global pg. 27

Hutchinson, M., and Noy, I., (2005), «How Bad Are Twins? Output Costs of Currency and Banking Crises», *Journal of Money, Credit, and Banking. Columbus, Aug., Vol. 37*, Iss. 4, p. 725-752 .

Kamin, S., and Rogers, J.,(2000), «Output and Real Exchange Rate in Developing Countries: An Application to Mexico», Journal of Development Economics, Vol. 61, No.

Lahiri, A., Végh, C.,(2007), «Output Costs, Currency Crises and Interest Rate Defence of a Peg « *The Economic Journal, London, Jan.*, Vol. 117, Iss. 516, p. 216.

Lizondo, S., and Montiel, P., (1989), «Contractionary Devaluation in

Developing Countries», IMF Staff Papers, March, Vol. 36, Washington, Moreno, R., (1999),»Depreciation and recessions in East Asia», Economic

Review - Federal Reserve Bank of San Francisco ;No. 3; ABI/INFORM Global, pg. 27

Roberet, H., and Taylor, J.,(1996), "Macroeconomics", Fifth Edition, W.W. Norton &company, New York, USA,

Shankar, R., (2007), «Balance Sheet Effects, Growth, and Crises», *Review of International Economics*, Oxford, Sep., Vol. 15, Iss. 4, p. 720-734

Shimpalee, P., and Breuer, J., (2006), «Currency Crises and Institutions», *Journal of International Money and Finance*, Kidlington, Feb., Vol. 25, Iss. 1, p. 125-145

Sims , C.,(1972), "Macroeconomics and Reality," Econometrica, Vol. 48, p. 1-48.

The Economist, (2004a),»Egypt Economy: Currency Holds its Own»,

Country Report, *EIU Views Wire. New York*: Aug 27. Economist, (2004b),»Egypt Economy: Rebasing the Inflation Index», Country Report, EIU Views Wire. New York: Aug 27.

The Economist, (2004c), «Egypt Economy: Strengthening Pound», Country Report, EIU Views Wire. New York: Dec 29.

Pilbeam, K., (1992), International Finance, THE MACMILLAN PRESS LTD, London., Chapter 3.

World Bank, (2006), World Development Indicators, CD ROM.

IMF(2005), International Financial Statistics, CD ROM

موقع البنك المركزي المصري، النشرة الاقتصادية. http://www.cbe.org.eg

ملحق:

الاشتقاق الرياضي للنموذج[٤٦]:

اشتقاق منحني IS:

- معادلة الدخل المحلي: $Y = C + I + G + X$ .....(١)

حيث X هي صافي الصادرات، وباقي الرموز كالمعتاد.

- دالة الاستهلاك:

$$C = \alpha + b\,(1-t)\,Y \quad .....(٢)$$

- دالة الاستثمار:

$$I = e - dr \quad .....(٣)$$

- دالة صافي الصادرات:

$$X = g - mY - nS(P/P^w) \quad .....(٤)$$

حيث S هي معدل الصرف الاسمي، P المستوي العام للأسعار، P^w الأسعار العالمية. بالتعويض عن C , I , X في (١)

$$Y = \alpha + b\,(1-t)\,Y + e - dr + G + g - mY - nS(P/P^w)$$

$$Y - b\,(1-t)\,Y + mY = \alpha + e + g + G - d\,r - nS(P/P^w)$$

$$[1 - b\,(1-t) + m]\,Y = \alpha + e + g + G - d\,r - nS(P/P^w)$$

$$Y = 1/[1 - b\,(1-t) + m]\;[\alpha + e + g + G - d\,r - nS(P/P^w)]$$

حيث $1/[1 - b\,(1-t) + m]$ هي صيغة المضاعف المعتادة، وبترتيب المعادلة السابقة،

$$dr = \alpha + e + g - [1 - b\,(1-t) + m]\,Y + G - nS(P/P^w)$$

$$r = \frac{\alpha + e + g}{d} - \frac{1 - b(1-t) + m}{d}Y + \frac{1}{d}G - \frac{n}{d}S\frac{P}{P^w} \quad .....(٥)$$

بإعادة تسمية المعلمات نستنتج الصيغة المختصرة لمنحنى IS كما يلي:

---

٤٦ المعادلات من (١) إلى (٨) من كتاب Robert, H., and Taylor, J.,(1996), Ch.3-6.، أما باقي معادلات النموذج فقد تم اشتقاقها بمعرفة الباحث.

$$r = \delta_0 - \delta_1 Y + \delta_2 G - \delta_3 S\frac{P}{P^w} \quad \text{.....(٦)}$$

وبنفس الطريقة يمكن اشتقاق منحنى LM، فالرصيد النقدي الحقيقي يمكن التعبير عنه كما يلي: $M/P = k\,Y - hr$ .....(٧)

حيث k هي نسبة تفضيل السيولة وh هي حساسية الطلب على النقود لتغيرات معدل الفائدة. بترتيب المعادلة السابقة:

$$r = \frac{k}{h}Y - \frac{1}{h}\frac{M}{P}$$

وبإعادة تسمية المعلمات كما سبق في معادلة (٦) نستنتج الصيغة المختصرة لمنحنى LMكما يلي:

$$r = \gamma_0 Y - \gamma_1 \frac{M}{P} \quad \text{.....(٨)}$$

أما منحنى BPالممثل لميزان المدفوعات فإن أي نقطة عليه يتساوي عندها صافي الصادراتX مع رصيد ميزان رأس المال ولكن بإشارة عكسية. وحيث ان ميزان رأس المال دالة في معدل الصرف الحقيقي وفروق معدلات الفائدة (المحلية ناقص العالمية) فإن:

$$CAP = q\,S\,P/P^w + n\,(r - r^*) \quad \text{.....(٩)}$$

حيث r^* هي معدل الفائدة العالمي. بترتيب المعادلة (٩):

$$r = \frac{1}{n}CAP - \frac{q}{n}S\frac{P}{P^w} + r^*$$

$$r = \phi_0 CAP - \phi_1 S\frac{P}{P^w} + r^* \quad \text{.....(١٠)}$$

بحل المعادلات (٦) و (٨) و(١٠) معا:

$$\delta_0 - \delta_1 Y + \delta_2 G - \delta_3 S\frac{P}{P^w} = \gamma_0 Y - \gamma_1 \frac{M}{P} = \phi_0 CAP - \phi_1 S\frac{P}{P^W} + r^*$$

$$\gamma_0 Y + \delta_1 Y = \delta_0 + \delta_2 G - \delta_3 S\frac{P}{P^w} + \gamma_1 \frac{M}{P} - \phi_0 CAP + \phi_1 S\frac{P}{P^W} - r^*$$

$$(\gamma_0 + \delta_1)Y = \delta_0 + \delta_2 G + \gamma_1 \frac{M}{P} - (\delta_3 - \phi_1)S\frac{P}{P^w} - \phi_0 CAP - r^*$$

$$Y = \frac{\delta_0}{\gamma_0 + \delta_1} + \frac{\delta_2}{\gamma_0 + \delta_1} G + \frac{\gamma_1}{\gamma_0 + \delta_1}\frac{M}{P} - \frac{\delta_3 - \phi_1}{\gamma_0 + \delta_1} S\frac{P}{P^w} - \frac{\phi_0}{\gamma_0 + \delta_1} CAP - \frac{1}{\gamma_0 + \delta_1} r^*$$

وبإعادة تسمية المعلمات كما سبق نستنتج الصيغة المختصرة التالية:

$$Y = \varphi_0 + \varphi_1 G + \varphi_2 \frac{M}{P} - \varphi_3 S\frac{P}{P^w} - \varphi_4 CAP - \varphi_5 r^* \quad \text{.....(١١)}$$

ويمكن تفسر الإشارة السالبة لمعامل رصيد حساب رأس المال في المعادلة (١١) من خلال تزامن فائض هذا الحساب مع عجز الميزان التجاري وارتفاع في معدل الفائدة، وكلاهما يؤديان إلى تدهور الناتج. ويلاحظ أن إشارة معدل الصرف الحقيقي الفعال قد تكون موجبة أو سالبة طبقاً لطريقة حساب هذا المعدل. فإذا ضرب مقلوب نسبة الأسعار المحلية إلي الأسعار العالمية في سعر الصرف بالمفهوم الأول فان الإشارة تصبح موجبة.

Test the Contractionary Effect of the Currency Crisis in Egypt (2001) on National Output

Ayman Mohammed E. Hendy

Assistant Professor, Economics Department

College of Business Administration,

King Saud University, Riyadh, Saudi Arabia

ABSTRACT

The objective of the paper is to investigate the effects of a large devaluation of domestic currency, on the national output of Egypt during the currency crises episode, to test whether the currency depreciations have expansionary or contractionary effects on national output. This paper also aims to investigate the channels of spill-over effects, from the currency crises to national output. Egypt frequently experiences currency crises, and it is difficult to investigate them all. This paper rather concentrates on the last currency crisis incident-on July 2001.

The econometric analysis of this paper includes two tests; first, a regression analysis of Egyptian national output determinants, including the impact of exchange rate, and dummy variables of the currency crises. Second, a causality test of the relationship between exchange rates and national output.

The paper observed several channels of spill-over effects from the currency crises, to national output, such as the increase of the prices of imported inputs, the deterioration of foreign investment returns, capital flight, currency substitutions, market expectations, banking crises, and the liquidity crunch. The paper concluded that there is no significant relationship between the deterioration of national output, and the currency crises in Egypt. In addition, the paper concluded that there is a strong statistical significance of the relationship between national output, and real effective exchange rate movements.

Branches' Technical Efficiency of an Islamic Bank in Riyadh

Raja M. Albqami

Assistant Professor

Economics Institute of Diplomatic Studies

Abstract. This paper utilises the non-parametric frontier approach Data Envelopment Analysis Approach (DEA), to analyse the technical efficiency of an Islamic bank in Riyadh by using total expenses and number of employees in each branch as an input, and total revenue and daily average work as output. The study evaluates 67 branches of the bank thats located in Riyadh. More than 50% of the branches, less than 80% efficient, which imply the possibility of cost reduction. Fifty Six branch out of 67 less than 100%. If the 56 less efficient branches increased their productivity to the level achieve by the 11 best-practice branches, the total savings the bank can achieved in the expenses is about SR50 million per year, and labor can be reduced by about 116 employees.

I. Introduction

In competitive industries, the institutions that survive are usually those that are among the most efficient and effective in their operations. Given that, a certain bank having multi-branches in different locations in Saudi Arabia, can achieve highest levels of performance in its respective branches through continuous improvements and learning which will in turn help the bank to compete in its financial market. Similar functions pursued by branch networks do not simply imply similar performance since there are many operational aspects (e.g. technology use, space or human resource investment) which lead to variations in their performances. Therefore, a measure of branch

performance or Technical Efficiency (TE) is often useful for policy purposes, where the concept of economic efficiency provides a theoretical basis for such a measure. If it were determined that relatively high production costs are due to inefficiencies, then a policy of improving efficiency could be implemented.

There are different ways to measure the TE of a branch. However, one of the best methods is Development Envelopment Analysis (DEA), which can identify expense savings that are not identifiable with traditional financial and operating ratio analysis. To employ DEA, one needs to build a Linear Programming (LP) based technique that converts multiple inputs and multiple outputs into a scalar measure of relative productive efficiency. Measuring TE level of the branches assists in addressing the following questions "which branch is the most efficient one?" And "what are the potential improvements for the inefficient branches?". In addition, decomposing TE into pure TE and scale efficiency allows an insight into the sources of inefficiencies. It, also, helps determine whether a bank has been operating at optimal returns to scale, increasing returns to scale, or decreasing returns to scale.

This study evaluates an Islamic bank, which it is denoted as bank (A) for the purpose of this study, (located in Riyadh, where it seeks to answer the question of whether its respective branches, are technically efficient or not, and to measure the level of TE by means of the DEA. The purpose of these comparisons is to determine and rank the best performers along with guidelines for improving the rest, which would enable the decision makers in the specified bank to identify the best practice among the bank' branches, and to provide them with the guidelines needed to improve inefficient branches).

The plan for the study is as follow. In section II, the literature review on the subject matter. The model is discussed in section III. Then the analysis is provided in section IV.

II. Literature Review

There is a growing body of literature that has demonstrated the efficiency of branch level influence firm performance and profits, as measured by financial measures and customer satisfaction. There are several ways to

measure efficiency; however, the DEA method has become one of the most popular tools for productivity analysis and has achieved wide recognition as an indispensable tool in the world of financial analysis. DEA was introduced first by [5] as a new method for measuring the efficiency of decision making units (DMUs) [15]. DEA is the right method to conduct productivity analysis when there are multiple inputs and outputs measured in different units and there is no desire to translate each unit of measurement to a common scale [9]. For service organizations, DEA is a powerful new tool and in particular the DEA has been widely used and several applications abound in the banking sector. In several instances where DEA has been employed, financial service organizations freed up more than 20 percent of its annual operating costs which help to identify inefficient branches in the organizations and the change they need to undertake to reach the levels of efficient branches (see [2], [7], [16]). Comparing productivity of banks in the USA, [3] evaluated the productive efficiency and performance of U.S. commercial banks using constrained multiplier, input-oriented, DEA. One of their important findings is that a close relationship exists between efficiency and soundness as determined by bank examiner ratings. [10] examined the effect of a group of branch-based customer service delivery processes on a retail bank's financial performance, as measured by return on assets (ROA). They analyzed eleven of the most common customer-service delivery processes within a branch in 121 retail banks in the year 1994. Their study demonstrates that both the aggregate performance as well as the variation of performance across these eleven processes was closely associated with firm financial performance. In addition, authors applying DEA method to banking generally find average inefficiency ranging anywhere from less than 10% to over 50% of costs [4]. Hence, reducing costs will raise profit and competitiveness of such a bank. One bank with 33-branch in the USA has been able to identify over $6 million of annual expenses by employing DEA, that cannot be captured with traditional financial and operating ratio analysis in its branch system [16]. The authors conclude that this bank is able to improve its branch productivity and profits while maintaining service quality. [13] studied the commercial network of a large Canadian bank performance using DEA

where they found that some branches are clearly inefficient. Accordingly, the Bank's management accepted the authors' findings and made some crucial changes based on that. Moreover, the authors stated that "the bank involved us in a series of targeted on-site audits in braches I selected based on the analysis, in order to start identifying performance drivers and to plan an implementation phase based on our results." (p.15).

III. Model:

Bank efficiency, and the question of how to measure it, is an important subject. The measurement of efficiency has been a popular field of research since Farrell published a seminal paper in 1957[8]. Farrell developed the concept of Technical Efficiency (TE) based on the relationships between inputs and outputs [14]. TE is a measure of producing a given set of output with a minimum set of inputs; in other words, TE refers to the physical relationship between inputs used in the production process.

In general, the aims of measuring DMU level efficiency is to estimate the frontier that envelops all the input/output data, with those observations lying on the frontier being described as technically efficient, while observations lying below the frontier are considered technically inefficient [9].

[12] has defined TE as: "a producer is technically efficient if any output requires a reduction in at least one other output or an increase in at least one input, and if a reduction in any input requires an increase in at least one other input or a reduction in at least one output. Thus a technically inefficient producer could produce the same outputs with less of at least one input, or could use the same inputs to produce more of at least one output." (p.60).

The DEA method uses input and output data for a group of DMU to construct a piece-wise linear surface over the data points. It defines the frontier with input levels held constant for each DMU; output-oriented. Using Linear Programming (LP) to estimate the DEA frontier where observed input and output quantities form a production possibility space, which determine TE of individual DMU [9].

This study takes the multi-branched A Bank as case study where there

are K inputs, M outputs and N DMUs (branches). For the italics DMU, it has x_i and y_i vectors thus resulting in a K×N input matrix X, and an M×N output matrix Y, for the entire set of data. Efficiency is defined as the ratio of the weighted sum of output over the weighted sum of inputs; i.e. $\frac{\sum_{m=1}^{M} u_m y_m}{\sum_{k=1}^{K} v_k x_k}$

where u_i is an M×1 vector of output weights and v_i is K×1vector of input weights [6]. A mathematical programming model to determine the optimal weights is :

$$Max_{\mu,v}(\mu' y_i)$$

s.t.:

$$v'x_k=1$$

$$\mu'y_i - v'x_k \leq 0,$$

$$k=1,2,\ldots,K$$

$$\mu, v \geq 0$$

Alternatively, the DEA problem can be expressed using the dual form of the model.

$$\begin{aligned} &Min_{\theta,\lambda}\ \theta^{VRS} \\ &\text{s.t.}\quad Y\lambda - y \geq 0 \\ &\quad \theta x_i - X\lambda \geq 0 \qquad i = 1,2,\ldots,N \\ &\quad N'\lambda = 1 \\ &\quad \lambda \geq 0 \end{aligned}$$

Where θ_i is a scalar measures the TE of the ith branch and λ is an N ×1 vector of constants attached to each of the efficient branches. The value of θ is the efficiency score for the ith branch. This estimate will satisfy the

restriction $\theta \leq 1$ To derive a TE score for all branches in the data set, the LP problem must be solved N times, once for each branch in the sample. The inclusion of the convexity constraint means that the data are enveloped more closely than with the Constant Returns to Scale (CRS) model. This means that the TE scores derived under a Variable returns to Scale (VRS) are greater than or equal to those obtained under the CRS counterpart. The constraint, $N'\lambda = 1$, ensures that a DMU is only compared to other DMUs of a similar size.

IV. Data and Variables

To determine the efficiency of A's branches in Riyadh, one need to get inputs' and outputs' data for each branch in the city of Riyadh. Data about branches' inputs/outputs have been obtained from the headquarter of the bank. Before submitting the request form to collect data needed for the study, the manager of branch network department had been interviewed, who facilitated the interview with some of branch managers in Riyadh. The study found out that there are some major differences among the branches in Riyadh, where there are special ranking given to each branch. In addition, some branches are allowed to offer services which are not available in other branches. Since the objective is to measure the efficiency of each branch and to specify the reduction in each input required to enhance efficiency, detailed data are needed on inputs/outputs including services provided in each branches, type of labor, branch's rank, rental cost of the branch building or the opportunity cost of that if the building is owned by the bank, plus other detailed miscellaneous expenses…etc... These detailed data were not provided; instead aggregated data were supplied by the Branch Network department at A bank. The data that have been supplied include the following: Inputs consist of (rent for branches that are not owned by A Bank, Expenses, number of employees, and employee's salaries), while output include (total Revenue, number of customers, Current accounts, and daily average number of work). These data cover Riyadh City and some of the small villages around Riyadh; forming a total of 94 branches. However, the focus of the study remains on Riyadh; therefore branches which

are not located in Riyadh were subsequently discarded.

After evaluating the input and output data to decide on those that should be kept in the study to measure branch efficiency, as far as input data are concerned, Rent cannot be used as an input variable because there are about 40 branches owned by the bank and no rent has been specified. The opportunity cost surrogate can be used in a future study. Therefore, total expenses and number of employees in each branch have been used as input variables. As far as the output data is concerned, total revenue and daily average work in each branch are good representative of the required output variable. These outputs can reflect the resources such a branch needs to generate its total revenue and to run the daily work required by its customers. Hence, in the final analysis the total number of branches that has been included in this study was 67 branch.

V. Analysis and Results

a. Efficiency:

The mathematical model, the formulation of which was presented in section III, formed the basis for the simulation analysis which has been conducted in this study. Results of this simulation analysis are presented in this section where the levels of branches' efficiency in the scale of (0-100%) are calculated, with a 100% representing an efficient branch; while a less than 100% means that the branch is less productive. In those instances, indications are that the inputs can be reduced for inefficient branches without any affect on the output. In order to get the efficiency scale of each branch, the LP problem, which was described in section II, needs to be run one time for each branch. Table (1) presents the solution to the LP problem which maximizes the efficiency rating of the corresponding branches subject to the constraints. Out of the 67 branches in Riyadh, eleven have a maximum efficiency rating of 100%, which means that those branches are performing very well. The rest are inefficient and have a potential to reduce inputs. For example, the rating of branch 1, indicates that the branch is 61% as efficient as its reference set. Hence, it could reduce the resources at its disposal by approximately 39% without reducing its outputs. All the branches that were proven inefficient, i.e.

with an efficiency rating of less than 100%, are in fact using more resources than they need, which imply the possibility to reduce their inputs without incurring any effect on their outputs. Hence, the cost of operating branches 1 to 55 can be reduced without any adverse effect on their outputs.

Table (1): Branches' Efficiency

Branch No.	Efficiency	Branch No.	Efficiency	Branch No.	Efficiency
1	61%	23	78%	46	86%
2	64%	24	78%	47	88%
3	64%	25	78%	48	89%
4	66%	26	78%	49	91%
5	66%	27	79%	50	91%
6	66%	28	79%	51	91%
7	67%	29	80%	52	92%
8	67%	30	80%	53	95%
9	67%	31	80%	54	96%
10	68%	32	81%	55	96%
11	69%	33	81%	56	99%
12	71%	34	81%	57	100%
13	71%	35	81%	58	100%
14	72%	36	81%	59	100%
15	72%	37	82%	60	100%

Branch No.	Efficiency	Branch No.	Efficiency	Branch No.	Efficiency
16	74%	38	82%	61	100%
17	74%	39	82%	62	100%
18	74%	40	83%	63	100%
19	74%	41	83%	64	100%
20	75%	42	84%	65	100%
21	75%	43	85%	66	100%
22	77%	44	85%	67	100%
		45	86%		

Source: Output of the model run

b. Potential Saving in Resources

Since the efficiency rating gives just the proportion of total resources that can be saved in each inefficient branch, while not being able to identify which inputs should be reduced and by how much, then more information is needed to specify which input has been wasted and by how much. The model is capable of yielding these pieces of information. Table (2) presents the possible reduction in every input used in an inefficient branch. In the table, the first two columns represent the actual data for expenses and labor, which have been obtained from the bank. The third column contains the particular expenses that should be allocated to each inefficient branch to increase its' efficiency, while labor in the fourth column. Columns 5 and 6 illustrate the total savings that can be achieved by reducing the amount of resources available to the inefficient branch. The percentages of reduction of each branch's inputs are demonstrated in columns 7 and 8. For instance, the expenses of Branch#12 are SR583,813 monthly, and there are 12 employees in the branch. From the model result, the

branch inputs can be reduced to SR 414507.23 and 9 employees for expenses and labor respectively. Total saving that can be gained from efficiency gains through reduction in this branch amount to SR 169305.77 and 3 employees in expenses and labor respectively. In other words, the expenses of branch #12 can be reduced by a considerable percentage of 29%. Also, the general cost of labor input can be reduced in the branch by 25%.

From the bank's data, the total expenses of the 67 branches and the total number of employees is SR 264,025,781.52 per year and 628 employee respectively. From the analysis, the expenses to operate the 67 branches, if they are efficient, should not exceed SR 214,458,257.7804, and the total of labor in these branches 512 employee. Therefore, if the 56 less efficient branches increased their productivity to the level achieve by the 11 best-practice branches, the total savings the bank can achieve in the expenses is about SR50 million per year, and labor can be reduced by about 116 employees.

However, for best interpretations of the model results, it is important to combine the information contained in table (1) and (2) with whatever other information is available about the branches. «A valuable contribution of the DEA occurs when its results contradict management>s accepted knowledge about the branches, thus promoting an in-depth investigation. Such an investigation may bring into light information about the operation of the branches, which up to that moment had been ignored. So, DEA can be seen as part of a continuous process of information generation and understanding» ([16]; p. 593)

Thus, the results given in this study require more investigation about each branch to identify why their inputs are higher than the best-practice branches before taking any action. Also, one needs to be sure that the best-practice branches do not have special services that tend to boost their outputs. In addition, one needs to make sure that the sources of each branch profit remain similar.

Table (2): Excess inputs according to the Model (Monthly data)

	Actual Input Usage		Potential Inputs		Saving		% Decrease	
Branch Name	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees
12	583813	12	414,507.23	9	169,305.77	3	29%	25%
39	516696	9	423,690.72	7	93,005.28	2	18%	22%
6	281497	12	185,788.02	7	95,708.98	5	34%	42%
51	106836	6	97,468.30	5	9,367.70	1	9%	17%
5	240715	10	158,939.40	7	81,775.60	3	34%	30%
46	181851	7	156399.7	6	25,451.30	1	14%	14%
23	431725	10	336400	8	95,325.00	2	22%	20%
44	172323	8	146357.6	7	25,965.40	1	15%	13%
16	187513	9	137860.4	7	49,652.60	2	26%	22%
14	202929	7	146475.8	5	56,453.20	2	28%	29%
20	170966	9	127559.8	7	43,406.20	2	25%	22%
27	175965	7	137252.7	6	38,712.30	1	22%	14%
24	198454	9	154770.9	7	43,683.10	2	22%	22%
34	155674	7	126437.9	6	29,236.10	1	19%	14%
28	257723	9	203709.7	7	54,013.30	2	21%	22%
49	223226	9	202242.7	8	20,983.30	1	9%	11%
29	190488	7	152381.9	6	38,106.10	1	20%	14%
17	238620	8	175724	6	62,896.00	2	26%	25%

Table (2).

	Actual Input Usage		Potential Inputs		Saving		% Decrease	
Branch Name	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees
58	542864	11	542864	11	0.00	0	0%	0%
3	397811	10	254611.3	6	143,199.70	4	36%	40%
57	297839	8	296686.2	8	1,152.80	0	0%	0%
59	174877	5	174877	5	0.00	0	0%	0%
60	118908	5	118908	5	0.00	0	0%	0%
9	454089	10	304239.63	7	149,849.37	3	33%	30%
38	467511	9	383359.02	7	84,151.98	2	18%	22%
4	566949	12	374186.34	8	192,762.66	4	34%	33%
61	120835	5	120835	5	0.00	0	0%	0%
10	499623	10	339743.64	7	159,879.36	3	32%	30%
19	386104	11	287219.6	8	98,884.40	3	26%	27%
62	247633	5	247633	5	0.00	0	0%	0%
63	73667	6	73667	6	0.00	0	0%	0%
35	226115	8	183812.5	7	42,302.50	1	19%	13%
36	919187	14	744541.47	11	174,645.53	3	19%	21%

Table (2).

Branch Name	Actual Input Usage		Potential Inputs		Saving		% Decrease	
	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees
50	540783	13	491032.2	12	49,750.80	1	9%	8%
33	631832	13	512657.5	11	119,174.50	2	19%	15%
25	339139	9	264428.9	7	74,710.10	2	22%	22%
7	279354	9	186960.5	6	92,393.50	3	33%	33%
43	714609	13	607417.65	11	107,191.35	2	15%	15%
8	425129	13	284474.4	9	140,654.60	4	33%	31%
54	293467	10	280171.2	10	13,295.80	0	5%	0%
64	163453	7	163453	7	0.00	0	0%	0%
48	383150	12	341899	11	41,251.00	1	11%	8%
65	339309	10	339309	10	0.00	0	0%	0%
45	468884	12	401210.9	10	67,673.10	2	14%	17%
56	174916	8	173321.8	8	1,594.20	0	1%	0%
13	449876	12	320690.6	9	129,185.40	3	29%	25%
37	219924	7	179341.9	6	40,582.10	1	18%	14%
42	528758	11	444935.7	9	83,822.30	2	16%	18%
31	187069	9	149847.5	7	37,221.50	2	20%	22%

Table (2).

Branch Name	Actual Input Usage		Potential Inputs		Saving		% Decrease	
	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees
21	376414	15	281330	11	95,084.00	4	25%	27%
32	295936	10	239681.1	8	56,254.90	2	19%	20%
47	197109	9	173177.4	8	23,931.60	1	12%	11%
66	667288	12	667288	12	0.00	0	0%	0%
53	299840	9	286159.1	9	13,680.90	0	5%	0%
41	276105	10	229223.8	8	46,881.20	2	17%	20%
2	385805	10	245714.5	6	140,090.50	4	36%	40%
67	379362	8	379362	8	0.00	0	0%	0%
30	441026	10	352606.9	8	88,419.10	2	20%	20%
11	202458	8	140411.3	6	62,046.70	2	31%	25%
55	309377	10	295,377.00	10	14,000.00	0	5%	0%
40	292055	9	241,643.70	7	50,411.30	2	17%	22%
1	380764	13	231,568.60	8	149,195.40	5	39%	38%
52	162557	7	149,836.30	6	12,720.70	1	8%	14%

Table (2).

	Actual Input Usage		Potential Inputs		Saving		% Decrease	
Branch Name	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees	Expenses	Employees
26	170211	8	133,080.20	6	37,130.80	2	22%	25%
15	285796	10	206,808.30	7	78,987.70	3	28%	30%
18	522062.75	9	386326.435	7	135,736.32	2	26%	22%
22	207304.71	9	159624.6267	7	47,680.08	2	23%	22%
Total	**22,002,148.46**	**628**	**17,871,521.48**	**512**	**4130626.978**	**116**		

Conclusion

The study measures the efficiency of Islamic bank in Saudi Arabia. This study evaluates an Islamic bank, which it is called bank (A) for the purpose of this study, (located in Riyadh, where it seeks to answer the question of whether its respective branches, are technically efficient or not, and to measure the level of TE by means of the DEA. The purpose of these comparisons is to determine and rank the best performers along with guidelines for improving the rest, which would enable the decision makers in the specified bank to identify the best practice among the bank' branches, and to provide them with the guidelines needed to improve inefficient branches). More than 50% of the branches less than 80% efficient, which imply the possibility of reduction of the cost. The efficiency of 56 branch out of 67 less than 100%. If the 56 less efficient branches increased their productivity to the level achieve by the 11 best-practice branches, the total savings the bank can achieve in the expenses is about SR53 million per year, and labor can be reduced by about 122 employees.

References

[1] Alrowis, K. and Raja Albqami (2003). "Technical Efficiency of Dairy Production in Saudi Arabia."Alexandaria Science Exchange. Vol.24 No.2

[2]Bank Technology Report. (1992), "Analysis technique addresses branch productivity," Vol. 21, No. 12 (May).

[3]Barr, Richard et al. (1999), "Evaluating the Productive Efficiency and Performance of U.S. Commercial Banks", Federal Reserve Bank of Dallas. Dallas, USA.

[4]Berger,A and David B. Humphrey. (1993) "Bank Scale Economies, Mergers, Concentration, and Efficiency: The U.S. Experience" THE WHARTON FINANCIAL INSTITUTIONS CENTER, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA, USA.

[5]Charnes, A., W.W. Cooper, and E. Rhodes. (1978), " Measuring the efficiency of decision making units." European Journal of Operations Research. 2: 429-44.

[6]Coelli, T.J. D.S. Prasada Rao, and G. E., Battese.(1998) An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. London. UK: Kluwer Academic Publishers.

[7]Iida, Jeanne. (1991), "US Bancorp seeks savings via branch-analysis system," America Banker, October 8, Vol. 156, No. 195.

[8] Farrell, M. J.)1957(, "The Measurement of Productive Efficiency." J. Roy. Statist. Soc., Series A (General). 120 : 253 – 81.

[9] Fraser, I., and D. Cordina. (1999) "An Application of Data Envelopment Analysis to Irrigated Dairy Farms in Northern Victoria, Australia." Agr. Systems 59: 267-82.

[10] Frei, F. X. Kalakota, K., and Marx L. (1997), "Process Variation as a Determinant of Service Quality and Bank Performance: Evidence from the Retail Banking Study," Working Paper, Operations Management Group, Simon School of Business, University of Rochester, Rochester, NY.

[11]Frei, France and Patrick Harker. (1998), «Projections Onto Efficient Frontiers: Theoretical and Computational Extensions to D.E.A.», the Wharton Financial Institute Center, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA, USA.

[12]Koopmans, T.C. (1951) "An analysis of production as an efficient combination of activities." In T.C. Koopmans, (Ed.) Activity Analysis of Production and Allocation. Cowles Commission for Research in Economics, Monograph No. 13 Wiley, New York.

[13]Paradi, J. and Claire Chatterjee-Shaffnit. (2003), «Commercial Branch Performance Evaluation and Results Communication in Canadian Bank-a DEA Application», European Journal of Operational Research XXX (2003) XXX-XXX.

[14]Parikh, A., F. Ali, and M. K. Shah. (1995) "Measurement of Economic Efficiency in Pakistani Agriculture." Amer. J. Agr. Econ.77: 675 – 85.

[15]Seiford, L. (1993), «A bibliography of Data Envelopment Analysis (1978-1993)», Technical Report, Department of Industrial Engineering, University of Massachusetts, Amherst, MA.

[16]Sherman, D., and G. Ladino. (1995), "Managing Bank Productivity Using Data Envelopment Analysis (DEA)", Interfaces, 25: 60-73.

[17] Vassilogou M., Giokas D (1990) "A Study Of The Relative Efficiency Of Bank Branches: An Application Of Data Envelopment Analysis." The Journal of the Operational Research Society Vol. 41 Issue 7, str. 591–597.

الكفاءة التقنية لفروع بنك اسلامي في مدينة الرياض

د.رجا مناحي المرزوقي البقمي

معهد الدراسات الدبلوماسية

الرياض-المملكة العربية السعودية

ملخص

تستخدم الورقة تحليل مغلفات البيانات لتحليل الكفاءة التقنية لبنك اسلامي في الرياض. وقد تم استخدام مجموع النفقات وعدد الموظفين في كل فرع كمدخلات انتاج ، أما المخرجات فقد تم استخدام إجمالي الإيرادات ومتوسط الانتاج اليومي لدراسة ٦٧ فرعا للبنك. وقد اظهرت النتائج ان أكثر من ٥٠ ٪ من الفروع اقل من ٨٠٪ من الكفاءة ، والتي تنطوي على إمكانية تحقيق نفس النتائج بتكاليف اقل. واجمالا فان ٥٦ من أصل ٦٧ فرعا لم يحقق الكفاءة الكاملة. ومن الممكن للبنك ان يخفض تكاليفة اذا تم رفع كفاءة الفروع الاقل كفاءة لتحقق مستوى كفاءة الكاملة ويحقق وفر في الانفاق قد يصل الى ٥٠ مليون ريال وتخفيض العمالة بنحو ١١٦ موظف.

Application of Truncated Poisson Count Data Model: Determinants of Fresh Fish Consumption in Riyadh City, Saudi Arabia

Mahmoud M. Alderiny

Agricultural Economics

King Saud University, Riyadh, Saudi Arabia

Abstract: A zero-truncated Poisson regression model was applied to analyze the relation between the dependent variable: monthly frequency of fish consumption by households in Riyadh city, Saudi Arabia and a set of explanatory variables including individual's share in household's monthly expenditure on fish, years of education head of family, age head of family,, residence location, nationality, and head of family, attitude toward fish. Maximum likelihood method was used to estimate the parameters of the model. Statistical inference was carried out on a random sample of 100 families selected from Riyadh city, Saudi Arabia. The results showed that: education years, family residence location, nationality, and attitude toward fish are all significant predictors of household's fish consumption frequency. Moreover, the estimated model has a good overall fit, which makes it useful in production and marketing of fresh fish.

Key words: Consumption demand, Truncated Poisson Count Data Model (TPCD), Maximum likelihood, Hessian matrix H, Non linear system equation.

I. Introduction

Over the past several years there has been a rise in consumer demand for fresh fish in Riyadh city, Saudi Arabia. This may, in part, be a consequence of

consumers' perception that fresh fish tastes good and contributes to good health. It may also be associated with increases in variety choices among meat groups. However, our understanding remains limited of how this trend in fish consumption and the change in consumer preferences combine to determine consumer demand for fresh fish.

From 1970's, some imaginative approaches to the analysis of consumer demand have produced new insights. These approaches have extended the neo-classical model of consumer choice to explore buyers attitudes towards consumption, to estimate the willingness to pay for different quality dimensions and, even more fundamentally, to uncover the process of preference formation.

Remarkably, minimum attention has been paid to understanding the relationship between the consumption of fish and variation in lifestyle. Presumably, understanding how lifestyle factors influence consumption behavior and demand is important for business in targeting specific demographic groups. Such understanding is also important in providing insight into what motivates consumer choice in general.

This paper uses the Truncated Poisson Count Data Model (TPCD) to analyze the determinants of fresh fish consumption demand in Riyadh city, Saudi Arabia. It is our contention that the frequency of fish consumption is strongly influenced by lifestyle indicators, socio-demographic profile and the consumer's experience and beliefs regarding available fish varieties in the market. The suggested (TPCD) model describes the relation between the number of times a family consumes fish per month as a dependent variable and a set of quantitative and qualitative explanatory variables such as, individual's share of household's monthly expenditure on fish, years of education of family leader, age of family leader, residence location, nationality, and whether the family leader likes to eat fish or not.

II. Properties of Fish Consumption in KSA

At 2005, the Kingdom of Saudi Arabia produced 74752 metric ton , imported 141 MT, and exported 14129 MT, this means, Kingdom consumed 60764 MT this year. While, in 2006, the King produced 81058 MT, imported 156 MT, and exported 14476 MT, that is mean, the Kingdom consumed 66738 MT. Then the total quantitative of consumption increased in 2006 compared with 2005 by 9.8% increase (Fisheries statistics of Saudi Arabia, 2006).

Al-Sultan and Khalifa (2005) presented a study including estimation of targeted production and consumption of fish in Saudi Arabia, and they show that the average retail price of fish, red meat and rice are the most important factors determining the individual consumption of fish. Moreover, fish still luxury especially in the regions far from the cost. Also, there is a difference between targeted and actual consumption level due to the actual level attainad about 89.92% of targeted level during 1980-2000.

III. Methods and The Empirical model

The Poisson regression (PR) model has been widely used to study and analyze count data; it was used to assess the effect of a group of explanatory variables on a discrete dependent variable which follows Poisson distribution (PD). On the other hand, a family of Truncated Poisson regression (TPR) models has appeared in recent literature. A member of this family that is applicable to discrete random variables, is the truncated-at-zero Poisson distribution, $prob(\mathrm{Y} = y \mid y > 0)$.

This distribution is typically used in models of recreational demand where observations of zero uses are discarded (Shaw,1988). Van der Heijden, Cruyff, and Van Houwelingen (2003) used the model for estimating the size of a criminal population from police records. They show that the truncated

Poisson regression model can be used to obtain point and interval estimates of the size of two categories of offender populations. The dependent capture–recapture variables are constructed from Dutch police records and are counts of individual arrests for both violations. The population size estimates were derived assuming that each count is a realization of a Poisson distribution, and the Poisson parameters are related to covariates through the truncated Poisson regression model.

Gurmu and Trivedi (1996) developed a modeling approach for a count data set for a recreational boating trip that shows a frequency of zero counts significantly higher than that expected for Poisson-distributed data. They considered several parametric and semiparametric mixed and modified Poisson models as alternatives to the Poisson regression. The analysis suggested that the negative binomial hurdles model, which allows for overdispersion and also accommodates the presence of excess zeros, is the most satisfactory of all those considered.

The study of Shonkwiler and Shaw (1996) focused on non participation in recreation demand modeling and the use of modified count-data models. They clarified the meaning of the single-hurdle Poisson (SHP) model and derived the double-hurdle Poisson (DHP) model. This study contrasted DHP with the SHP and showed that the DHP is consistent with Johnson and Kotz's zero-modified Poisson model.

Suppose Y_i is count dependent variable that follows a Poisson distribution (PD), which is related to a vector $\mathbf{x}_i = (1, x_{i1}, x_{i2}, \ldots, x_{i,p-1})'$, where $x_{i1}, x_{i2}, \ldots, x_{i,p-1}$ are $p-1$ explanatory variables. The Poisson regression (PR) model is given as:

$$P(\mathrm{Y}_i = y_i) = \frac{\mu_i^{y_i} \exp(-\mu_i)}{y_i!}, \qquad (1)$$

for $y_i = 0,1,2,\ldots$, where $\mathbf{x}_i$ is a $p \times 1$ dimensional vector, $\mu_i > 0$ is the conditional mean of y_i given observation on $\mathbf{x}_i$ mostly used in the

exponential form: , it is given as

$$E(y_i \mid \mathbf{x}_i) = \mu_i = \exp(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}) \tag{2}$$

where is a p-dimensional vector of regression parameters.

In the case that y_i can not be equal zero, truncated Poisson regression (TPR) can be applied, and the truncated Poisson distribution (TPD) is the conditional probability, $p(Y_i = y_i \mid y_i > 0)$, defined by:

$$P(\mathrm{Y}_i = y_i \mid y_i > 0) = \frac{\mu_i^{y_i} \exp(-\mu_i)}{y_i!(1-\exp(-\mu_i)}, \qquad \mu_i = EXP\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j x_j\right) \tag{3}$$

and the conditional mean and variance of y_i, given $\mathbf{x}_i$ is denoted by

$$E(y_i \mid \mathbf{x}_i) = \tilde{\mu}_i = \frac{\exp(-\mu_i)}{1-\exp(-\mu_i)}, \quad Var(y_i \mid \mathbf{x}_i) = \tilde{\mu}_i(1 - \tilde{\mu}_i \exp(-\mu_i)) \tag{4}$$

Truncated regression model (3) contains p parameters given by $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_{p-1})'$, which can be estimated using maximum likelihood method.

Parameters Estimation

To estimate the parameters vector, ,we will apply maximum likelihood technique. The log-likelihood function for (TPR) model (3) is given as

$$\begin{aligned} L &= \sum_{i=1}^{n} \ln\left(p(Y = y_i, \mu_i)\right) \\ &= \sum_{i=1}^{n} \{y_i \ln(\mu_i) - \mu_i - \ln(y_i!) - \ln(1-\exp(-\mu_i)\} \end{aligned} \tag{5}$$

The maximum likelihood estimate of is obtained by maximizing

the log-likelihood function given in (5). The first order condition, $(\partial LL/\partial \boldsymbol{\beta}') = 0$', is given by:

$$f(\boldsymbol{\beta}) = \left(\frac{\partial LL}{\partial \boldsymbol{\beta}}\right) = \left(\sum_{i=1}^{n} \{(y_i - \tilde{\mu}_i)\mathbf{x}_i\}\right) = 0 \qquad (6)$$

which is a system of p equations. This is non linear in and does not have an analytical solution. The Statistical Analysis Soft $\boldsymbol{\beta}$are (SAS, 2000) can be used to carry out the method of Newton-Raphson iteration method for solving the non linear system in equation (6). The estimated values in the s[th] iteration are given by:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(s)} = \hat{\boldsymbol{\beta}}^{(s-1)} - \left[\mathbf{H}^{-1} f(\boldsymbol{\beta})\right]_{\boldsymbol{\beta}'=\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}'\right)^{(s-1)}} \qquad (7)$$

where $\mathbf{H}$ is the Hessian $(p \times p)$ symmetric matrix given by

$$\mathbf{H} = \left(\partial^2 LL/\partial \boldsymbol{\beta}\partial \boldsymbol{\beta}'\right) = \frac{\partial^2 LL}{\partial \boldsymbol{\beta}\partial \boldsymbol{\beta}'} = -\sum_{i=1}^{n} [\tilde{\mu}_i(1 - \tilde{\mu}_i \exp(-\mu_i))\mathbf{x}_i\mathbf{x}'], \qquad (8)$$

The initial estimate of $\boldsymbol{\beta}_{(0)} = (\beta_{0(0)}, \beta_{1(0)}, \ldots, \beta_{p-1(0)})'$ can be taken as the vector $(\bar{y}, 0, \ldots, 0)'$, where $\bar{y}$ is the overall average count. The iteration can continue until the difference between successive parameter vectors, $\boldsymbol{\beta}'$ is small enough to assume convergence (Greene, 2003, p.169).

The maximum likelihood estimate of $\boldsymbol{\beta}$ obtained from (7) is consistent with the asymptotic normality result $\sqrt{n}[(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}] \sim N_p\left(0 \ , \ n(-E(\mathbf{H}))^{-1}\right)'$, (Bickel and Doksum, 2001 p.333).

To conduct tests of significance for coefficients, the variance-covariance matrix can be obtained by evaluating the inverse of the negative Hessian, $(-E(\mathbf{H}))^{-1} = (-\mathbf{H})^{-1}$, at the maximum likelihood

estimates $\hat{\boldsymbol{\beta}}$', the inverse of the negative Hessian obtained in the last iteration $\left(-\mathbf{H} \mid \boldsymbol{\beta} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_{mle}\right)^{-1}$ provides an estimator of the asymptotic covariance matrix for parameters estimates. We can test the hypothesis:

$$H_0 : \beta_j = 0 \quad \text{Against} \quad H_1 : \beta_j \neq 0 \tag{9}$$

and the test statistics is given by

$$Z = \hat{\beta}_{j\,mle} \Big/ S\hat{\beta}_{j\,mle} \tag{10}$$

where $\hat{\beta}_{j\,mle}$ is the maximum likelihood estimate of β_j, and $S\hat{\beta}_{j\,mle}$ are the maximum likelihood standard errors. Under the null hypothesis, $H_0 : \beta_j = 0$, the test statistics in (10) follows an asymptotic standard normal distribution. Rejection of H_0 means that the variable x_j is an important explanatory variable which affect the dependent variable.

For testing the overall significance of the (TPR) model, we can apply the likelihood ratio for testing the hypothesis

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_{p-1} = 0 \tag{11}$$

and the likelihood ratio test has the intuitive form:

$$LR = 2(\hat{LL}_U - \hat{LL}_R) \tag{12}$$

where $\hat{LL}_U$, $\hat{LL}_R$ are the computed log-likelihood functions for the unrestricted and restricted models respectively. The test statistic, LR, in (12) follows a χ^2 distribution with $p-1$ degrees of freedom.

The (TPR) model produces no natural counterpart to R^2 in linear

regression models, because the conditional mean, $\tilde{\mu}_i' \hat{\mu}_i = \exp(\mathbf{x}_i'\hat{\boldsymbol{\beta}}_{mle})$, is nonlinear and, also, because the regression model contains error term. Many alternative measures have been suggested (Greene,2003,pp 741-742). A measure based on the standardized residuals is:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}\left[(y_i - \hat{\tilde{\mu}}_i)/\sqrt{\hat{\tilde{\mu}}_i\left(1-\hat{\tilde{\mu}}_i \exp(-\hat{\mu}_i)\right)}\right]^2}{\sum_{i=1}^{n}\left[(y_i - \bar{y})/S_y\right]^2} \qquad (13)$$

where $\bar{y}$ and S_y are sample mean and standard deviation respectively, and $\hat{\tilde{\mu}}_i = \hat{\mu}_i/(1-\exp(-\hat{\mu}_i))$ is the maximum likelihood estimates of the conditional mean $\tilde{\mu}_i$, $\tilde{\mu}_i' \hat{\mu}_i = \exp(\mathbf{x}_i'\hat{\boldsymbol{\beta}}_{mle})$. The R^2 indicator in (13) has the virtue that it compares the fit of the model with that provided by a model with only a constant term.

The Empirical Model:

The model to be estimated in the present study relates the dependent variable number of monthly fish consumption (y) to the set of explanatory variables: individual's share in household's monthly expenditure on fish by RS $(x_1 : x_1 = Monthly\ expenditure\ on\ fish/family\ sise)$ computed as number of education years of family head (x_2), age of family head (x_3), residence location denoted buy dummy variable $(x_4 = 1$ if residence location in Riyadh City, $x_4 = 0$ if residence location out Riyadh City), nationality of family denoted buy dummy variable $(x_5 = 1$ if the nationality of family is Saudi, $x_5 = 0$ if the nationality of family is not Saudi) , and the case of family head about eating fish denoted buy dummy variable $(x_6 = 1$ if family head likes eating fish, $x_6 = 0$ if family head dislike eating fish).

The suggested (TPR) model is given by

$$P(Y_i = y_i \mid y_i > 0) = \frac{\mu_i^{y_i} \exp(-\mu_i)}{y_i!(1-\exp(-\mu_i))}, \quad i = 1,2,...,100,$$
$$\mu_i = Exp\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^{6} \beta_j x_j\right) \tag{14}$$

and contains seven unknown coefficients, which are the elements of the vector, .

A rando$\boldsymbol{\beta}$ $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, ..., \beta_6)'$ lected from Riyadh city, Saudi Arabia, and a questionnaire was designed to collect data on dependent and explanatory variables under study. Briefly, during direct interview, family leader was asked about number of times that family consume fish throughout the month, number of education years, age, residence location, nationality, and preference of eating fish.

4. Results and discussion

Table (1) shows the means and standard deviations of the quantitative variables: monthly frequency of fish consumption (y), individual's share in household's monthly expenditure on fish (x_1), number of education years (x_2), and age (x_3).

Table (1): mean and standard deviation for quantitative variables

x_3	x_2	x_1	y	measures
37.69	14.01	48.86	2.29	Mean
8.29	3.62	7.17	1.085	Std. Deviation

Table (2) displays the coefficients of simple linear correlation between (y) and each of the quantitative explanatory variables (x_1, x_2, x_3). We note that the correlation between the monthly frequency of fish consumption

(y) and each of individual's share in household's monthly expenditure on fish (x_1), number of education years of family head (x_2), and age of family head (x_3) is positive and significant at 5% significant level.

Table (2): Correlation coefficients between (y) and each of (x_1, x_2, x_3)

x_3	x_2	x_1		Dependent variable
0.193	0.336	0.255	Pearson Correlation	y
0.0272	0.0003	0.0052	P_value (one tail)	

Table (3) shows the joint and marginal distribution for observations on dependent variable (y) and qualitative explanatory variables, residence location $(x_4 = 0,1)$, nationality $(x_5 = 0,1)$, and attitude toward eating fish $(x_6 = 0,1)$. We show that the number of times can family consume fish per month,(y) great than zero, and the frequency distribution in sample is skewed to the right (large values of y). The estimated proportion of families that can consume fish in Riyadh City great than the estimated proportion of families that can consume fish out Riyadh City. The estimated proportion of Saudi families that can consume fish great than the estimated proportion of foreign families that can consume fish. The estimated proportion head of family that like eating fish great than the estimated proportion of family head that dislike eating fish.

Table (3): The joint and marginal distributions for of values for observations on dependent and qualitative explanatory variables.

Total	5	4	3	2	1	Number of times can family consume fish through month (y)	
100	3	11	26	32	28	Frequencies	
						Qualitative Variables	
48	1	2	11	17	17	Outside Riyadh City (x4=0)	Inhabit location
52	2	9	15	15	11	in Riyadh City (x4=1)	
22	0	2	0	11	9	Non- Saudi (x5=0)	Nationality
78	3	9	26	21	19	Saudi (x5=1)	
22	0	1	1	7	13	Dislike (x6=0)	Attitude toward fish
78	3	10	25	25	15	like (x6=1)	

Because the values of the discrete dependent variable great than zero, $(y > 0)$, then truncated Poisson regression (TPR) model in (14) was applied, and the maximum likelihood method (ML) used in estimating the

coefficients of the suggested model. Likelihood coefficients estimates $\hat{\beta}_{mle}$, standard errors $S\hat{\beta}_{mle}$, computed Z , p values, and test statistics of likelihood ratio are reported in table (4).

Table (4): Maximum Likelihood Estimates of TRP model.

variables		$\hat{\beta}_{mle}$	$S\hat{\beta}_{mle}$	Z	p_value
constant		-1.4521	0.5120	-2.8361	0.005
Month exp_ x_1		0.0015	0.0015	0.9945	0.320
Education years _ x_2		0.0680	0.0302	2.2544	0.024
age_ x_3		-0.0033	0.0134	-0.2466	0.805
Location _ x_4		0.3724	0.1672	2.2268	0.026
Nationality_ x_5		0.4142	0.2434	1.7016	0.089
Eating fish_ x_6		0.7348	0.2964	2.4794	0.013
L_R	L_U	df	$R\ (\chi^2)$	p_value	R2
-144.799	-129.659	6	30.28	0.000	0.484

Table (4) shows that, at 5% significant level, the variables: education years (x_2), has significant positive effect on the number of times a household consuming fish per month. The residence location denoted by (x_4) has negative significant effect, and the average of times a household consuming fish per month in Riyadh City is greater than the average of household consuming fish outside Riyadh City. Also, household's head attitude toward fish consumption denoted by (x_6) is significant predictor of the number of times a household consuming fish per month, and its positive effect means that the average of number of times a household consuming fish per month with family heads like eating fish greater than the average of household consuming fish with family heads dislike eating fish.

The effect of nationality denoted by (x_5) is significant at 10% , and its positive effect means that the average of number of times a household consuming fish per month with Saudi families is greater than the average of number of times a household consuming fish by foreign families.

While age (x_3), and household's monthly expenditure on fish denoted by (x_1) are insignificant.

By comparing computed chi-squared, $(\chi^2 = 30.28)$,with critical value at six degrees of freedom, and 0.05 significant level, $(\chi^2_{(6,0.05)} = 12.592)$. We accept the hypothesis that model (14) is a good fit of the relation between dependent and independent variables.

The estimate of probability that ith family will consume fish throughout the month given $(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6)$ denoted by

$$\hat{P}(Y_i = y_i \mid y_i > 0) = \frac{\hat{\mu}_i^{y_i} \exp(-\hat{\mu}_i)}{y_i!(1-\exp(-\hat{\mu}_i))}, \quad i = 1,2,...,100,$$
$$\hat{\mu}_i = Exp(-1.45 + 0.002x_1 + 0.068x_2 - 0.003x_3 + 0.372x_4 + 0.414x_5 + 0.735x_6) \tag{15}$$

then the probability distribution of dependent variable y is computed at the average values of quantitative explanatory variables by using equation (15) and presented in table (5). We note that the conditional mean of number of times a household consuming fish per month, when means of quantitative explanatory variables: individual's share in household's monthly expenditure on fish, number of education years of family leader, and age of family head are, 48.86, 14.01, and 37.69 respectively, increases with respect to Saudi families in Riyadh City and like eating fish.

Table(5): probability distribution of dependent variable y at the average values of quantitative explanatory variables.

Dummy variables denoted explanatory qualitative variables			$\hat{\mu}_i$	Conditional mean	Number of times can family consume fish through month (y)				
x4	x5	x6		$\tilde{\mu}_i = \frac{\hat{\mu}_i}{1-\exp(-\mu_i)}$	1	2	3	4	5
0	0	0	0.60	1.33	0.73	0.22	0.04	0.01	0.00
0	0	1	1.25	1.75	0.50	0.31	0.13	0.04	0.01
0	1	0	0.91	1.52	0.61	0.28	0.08	0.02	0.00
0	1	1	1.89	2.23	0.34	0.32	0.20	0.09	0.04
1	0	0	0.87	1.50	0.63	0.27	0.08	0.02	0.00
1	0	1	1.81	2.17	0.35	0.32	0.19	0.09	0.03
1	1	0	1.31	1.80	0.48	0.32	0.14	0.05	0.01
1	1	1	2.74	2.93	0.19	0.26	0.24	0.16	0.09

V. Conclusion and implications

The main objective of this paper is to analyzing the relation between the number of times that family can be consume fish during month as a dependent variable and a group of explanatory variables such as, share of the member in family from monthly expenditure on fish, number of education years and age for family head, age of family leader, the location in which family inhabit, nationality of family, and about attitude head of family toward eating fish.

The Poisson regression (PR) model was used to analyze count data, to describe the relation between a dependent variable which has Poisson distribution and a group of explanatory variables.

In cases where the dependent variable cannot take zero values, we may apply the zero-truncated Poisson distribution defined by a probability function conditional on $y > 0$.

Maximum likelihood method is applied to estimate the parameters of the suggested model, using data of a random sample of family head selected from Riyadh city only, Saudi Arabia.

The results show that, the share of family member in monthly

expenditure on fish (x_1) and education years (x_2) have a positive effect on the mean of number of times that a family consumes fish in month, but the effect of education years (x_2) is significant at 5% while that of expenditure share is not. The effete of age variable x_3, is negative and insignificant. The coefficient of residence location x_4 is positive and significant, and shows that: the residents of Riyadh city are more likely to consume fish more frequently than families outside Riyadh city. The coefficient of nationality (x_5) indicates that Saudi families consume fish more frequently than their non-Saudi counterparts. Results also indicate that families whose household leader has a positive attitude toward fish are likely to consume fish more frequently than others.

These results could be useful for production and marketing purposes.

References:

[1] Bickel, P. J., & Doksum, K. A. (2001), Mathematical statistics: Basic ideas and selected topics. New Jersey: prentice Hall.

[2] Cameron, C., and Trivedi, P. (1998), Regression Analysis of Count Data. New York: Cambridge University Press.

[3] Cmeron, C., and Windmeijer, F. (1993), "R-Squared Measures for Count Data Regression Models With Application to Health Care Utilization ." Working Paper No. 93-24, Department of Economics, University of California, Davis.

[4] Greene, William H. (2003), Econometrics Analysis, 5edtion . New Jersey,07458, Prentice Hall, Pearson Education International.

[5]Grogger, J.T., and Carson, R. (1991), "Models For Truncated Counts," Journal of Applied Econometrics, 6, 225-238.

[6] Gurmu, S. (1991), "Testes for Detecting Overdispersion in Positive Poisson Regression Model," Journal of Business and Economic Statistics, 9, 215-222.

[7] Gurmu, S. and Trivedi , P. K. (1996), Excess Zeros in Count Models for Recreational Trips, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 14, No. 4 (Oct., 1996), pp. 469-477.

[8] KSA. Ministry of Agricultural, Marine Fisheries Department(2006), Fisheries Statistics of Saudi Arabia.

[9] Lee, L. (1986), "Specification Tests for Poisson Regression Models ." International Economic Review, 27, 689-706.

[10] Al-Sultan, Mahdi and Khalifa, Adel.(2005), Estimation of Targeted Production and Consumption of Fish in Saudi Arabia, j. King Saud Univ., Vol.4, , Agricultural Sciences (2), Riyadh (H.2005).

[11]Shaw, D. (1988), "On-Site Samples " Regression Problems of Nonnegative Integers, Truncation, and Endogenous Stratification." Journal of econometrics, 37, 211-223.

[12] Shonkwiler J. S. and Shaw W. Douglass. (1996), Hurdle Count-Data Models in Recreation Demand Analysis, Journal of Agricultural and Resource Economics, 21(2):210-219.

[13] Van der Heijden, P. G. M., Cruyff., and Van Houwelingen, H. C. (2003), "Estimating the Size of Criminal Population From Police Records Using the Truncated Regression Model," Statistical Neerlandica, 57, 289-304.

استخدام النموذج البواسوني المبتور في معالجة البيانات المنقطعة: محددات استهلاك الأسماك الطازجة في مدينة الرياض، المملكة العربية السعودية

محمود محمد محمود الدريني
أستاذ الإحصاء التطبيقي المشارك
جامعة الملك سعود / كلية علوم الأغذية والزراعة
قسم الاقتصاد الزراعي

ملخص: تم استخدام نموذج الانحدار البواسوني المبتور لتحليل ودراسة العلاقة بين عدد مرات استهلاك الأسرة للأسماك الطازجة خلال الشهر في مدينة الرياض كمتغير تابع، ومجموعة من المتغيرات المفسرة وهي: متوسط نصيب الفرد من الإنفاق على الأسماك خلال الشهر، وسنوات تعليم رب الأسرة، وعمره، ومكان إقامته، وجنسيته، ومدى رغبته في أكل الأسماك. تم استخدام طريقة الإمكان الأعظم في تقدير معالم النموذج بالتطبيق على عينة حجمها ١٠٠ أسرة، اختيرت من أرباب الأسر في مدينة الرياض، وأظهرت نتائج التحليل أن كل من سنوات التعليم، والإقامة، والجنسية، ورغبة رب الأسرة تجاه أكل الأسماك ذو أثر معنوي على عدد مرات تناول الأسرة للأسماك خلال الشهر. كما تم الاستدلال على مناسبة النموذج المقترح في التنبؤ.

المدخل النقدي لميزان المدفوعات في حالة اقتصاد صغير مفتوح ونظام سعر صرف مربوط: دراسة تطبيقيه على المملكة العربية السعودية

ملخص رسالة قدمت لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد من جامعة الملك سعود

مشاعل فهد ناصر الخريجي

المقدمة:

بعد انهيار نظام قاعدة الذهب في عام (١٩٣١ م)، ظهرت ثلاث مدارس تختلف في نظرتها للاختلالات التي تحدث في ميزان المدفوعات، وبالتالي تختلف في طريقة معالجتها لذلك الاختلال. فالنظرية الأولى، وهي نظرية المرونات (Elasticities)، تنظر إلى اختلال ميزان المدفوعات على أنه مشكله متعلقة بالأسعار في التجارة العالمية، أو فقدان المنافسة في الأسواق الدولية، وهي تركز الضوء على الحساب الجاري لميزان المدفوعات. فمن أجل تحسين ميزان المدفوعات، لابد من تحسين الحساب الجاري وذلك قد يكون من خلال تخفيض قيمة العملة لتشجيع الصادرات وتقليل الواردات، ولكن هذا التخفيض لن يحسن ميزان المدفوعات إلا في حال تحقق ما يسمى بشرط (Marshall-Lerner)وهو أن يكون مجموع القيمة المطلقة للمرونة السعرية للصادرات والواردات أكبر من الواحد الصحيح. أما النظرية الثانية، فهي تنظر إلى اختلال ميزان المدفوعات كمشكلة تتعلق بفرط الإنفاق نسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، ولهذا تعرف بنظرية الاستيعاب (Absorption Approach)، إذ تتلخص الفكرة الرئيسة لهذه النظرية في أنها تدمج ميزان المدفوعات مع نموذج التوازن الكلي للاقتصاد، ومن ثم فإن تخلف الإنتاج الكلي عن الإنفاق الكلي يعمل على زيادة الواردات، وبالتالي اختلال توازن ميزان

المدفوعات. ويجب ملاحظة أن كلا النظريتين تركزان على الجوانب الحقيقية للاقتصاد و تهمل الجوانب النقدية .(Tsanacas.et.al.،2000) وأما النظرية الثالثة: وهي المدخل النقدي لميزان المدفوعات (The Monetary Approach to the Balance of Payments) فتنظر إلى عجز أو فائض ميزان المدفوعات على أنه ناتج عن اختلال التوازن النقدي الداخلي بين الكمية المعروضة والمطلوبة من النقود (Thirlwall، 2003).

وفي المملكة العربية السعودية، ومنذ بداية فترة الطفرة النفطية في بداية السبعينيات الميلادية، سجلت الكمية المعروضة من النقود زيادة ملحوظة واستمرت في التزايد من خلال ثلاث طرق: الأول، طريق غير مباشر، من خلال السياسة المالية التوسعية المتمثلة في زيادة الإنفاق الحكومي، إذ أن امتلاك الحكومة للقطاع النفطي جعلها تلعب دوراً أساسياً في النشاط الاقتصادي من خلال الإنفاق الحكومي الذي يمول بشكل أساس عن طريق تحويل ما تحصل عليه الحكومة من إيرادات إلى نقد محلي، و من ثم تحدث عملية خلق النقود، مما يجعل السياسة المالية التوسعية تؤدي إلى زيادة عرض النقود (البازعي، ١٩٩٧م). فالإيرادات النفطية تتجمع لدى مؤسسة النقد العربي السعودي (ساما)، و هي السلطة النقدية في المملكة العربية السعودية، وعندما تقوم الحكومة بالإنفاق فإنها تصدر شيكاً على حسابها في (ساما) ويقوم البنك المركزي بتحويل هذا الشيك إلى جانب الخصوم بتسجيله في مطلوبات البنوك التجارية لدى المؤسسة، هذا التحويل يمكن هذه البنوك من إيجاد الائتمان كما يعني زيادة القاعدة النقدية ومن ثم عرض النقود بفعل المضاعف النقدي. وحتى في فترات تراجع الإيرادات الحكومية وعجز الميزانية الحكومية الذي بدأ عام (١٩٨٣م) ظل الإنفاق الحكومي متزايداً نتيجة لتمويله عن طريق طرح سندات التنمية الحكومية (الجراح، ٢٠٠٠م). الطريق الثاني لزيادة عرض النقود، يتم بشكل مباشر من خلال السياسة النقدية التوسعية، فقد دأبت الحكومة السعودية منذ خطة التنمية الثانية (١٩٧٥م-١٩٨٠م) على دعم وتشجيع دور القطاع الخاص في الاقتصاد وتذليل العقبات التي تواجهه للحصول على التمويل اللازم. أما الطريق الثالث، فهو من خلال الانفتاح الاقتصادي المتمثل بحرية انتقال

الأموال مع تبني نظام سعر صرف مرتبط بالدولار. فالانفتاح التجاري سواء من حيث الصادرات والواردات أو من حيث حركة عناصر الإنتاج، أسهم في رفع نسبة تدفق رأس المال من وإلى المملكة.

وتعاني المملكة العربية السعودية، موضوع الدراسة، من اختلال في ميزان المدفوعات، الذي قد يعتقد للوهلة الأولى أنه بسبب تذبذب عائدات البترول، ولكن في الوقت ذاته هناك ارتفاع مستمر في عرض النقود يقابله زيادة في تدفق رؤوس الأموال للخارج. مما أدى إلى أن يتحدد عرض النقود بعيداً عن سيطرة السلطة النقدية (ساما).

هذه الملاحظة لسلوك ميزان المدفوعات وعرض النقود خلال الفترة الماضية في المملكة، تشجع على دراسة مدى إمكانية تطبيق النظرية النقدية لميزان المدفوعات على المملكة العربية السعودية.

وتهدف هذه الدراسة إلى اختبار النموذج الأساس للنظرية النقدية لميزان المدفوعات على بيانات المملكة العربية السعودية للفترة (١٩٧٠م-٢٠٠٨م)، بهدف تحديد ما إذا كان للسياسة النقدية تأثير على ميزان المدفوعات، بحيث يمكن الاعتماد عليها لتصحيح الاختلال في ميزان المدفوعات.

وقد تم تقسيم الدراسة إلى سبعة فصول، كالآتي: تناول الفصل الأول المقدمة وتحديد مشكلة الدراسة وهدفها وإطارها، والفصل الثاني، تناول الإطار النظري ونموذج الدراسة، والثالث، يستعرض الدراسات السابقة، وقدم الفصل الرابع، تحليلاً للسياسة النقدية وميزان المدفوعات في المملكة العربية السعودية، أما الفصل الخامس، فوضح النموذج الأساسي للطريقة النقدية لميزان المدفوعات، و الفصل السادس فاستعرض نتائج الدراسة، والفصل السابع والأخير، قدم خلاصة الدراسة وأهم ما توصلت له من توصيات.

واتبعت الدراسة، كما هو الحال في مثل هذا النوع من الدراسات، منهجين: يتضمن المنهج الأول تحليلاً وصفياً لتأثير السياسة النقدية على ميزان المدفوعات، تضمن التأصيل النظري للنظرية النقدية لميزان المدفوعات ووصف لوضع ميزان المدفوعات

والسياسة النقدية في المملكة العربية السعودية. أما المنهج الثاني فيتمثل في استخدام النموذج القياسي لاختبار أثر السياسة النقدية على ميزان المدفوعات في المملكة العربية السعودية باستخدام طريقة التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، خلال الفترة من عام (١٩٧٠م حتى عام ٢٠٠٨م) بالاعتماد على البيانات والإحصاءات المنشورة في إصدارات التقارير السنوية لمؤسسة النقد العربي السعودي، إحصاءات المالية الدولية التي يصدرها صندوق النقد الدولي (International Financial Statistics) (IMF).

النظرية النقدية لميزان المدفوعات:

تعرف النظرية النقدية ميزان المدفوعات بأنه: التغير في الاحتياطيات الأجنبية، حيث تأخذ ميزان المدفوعات ككل (الحساب الجاري وحساب رأس المال) وتكون علاقة بينه وبين العرض النقدي في الدولة، بحيث إن العجز أو الفائض في ميزان المدفوعات يحدث نتيجة اختلال في عرض وطلب النقود(Fleermuys، ٢٠٠٥). فالفائض في ميزان المدفوعات يحدث عندما يكون الطلب على النقود أكبر من الكمية المعروضة، في حين يحدث العجز عندما يفوق عرض النقود الطلب عليها، إذ سيحاول المواطنون عندئذٍ التخلص من النقد الفائض بالقيام بعمليات شراء السلع والخدمات أو الاستثمار في الخارج (Haward،٢٠٠٢). وهذا يعني أن الاختلال النقدي سيؤدي إلى اختلال في سوق السلع مروراً باختلال في ميزان المدفوعات. وتفترض عدة افتراضات أهمها: أن يكون الاقتصاد في حالة التوظيف الكامل، وسواد قانون السعر الواحد في الأسواق الدولية(تعادل القوه الشرائية)، وأن الطلب والعرض على النقود يحدد وضع

$$\left(\frac{R}{B}\right) R^{\cdot} = \beta_1 P^{\cdot} + \beta_2 y^{\cdot} - \beta_3 \pi^{e\cdot} - \beta_4 NEE^{\cdot} - \beta_5 m^{\cdot}$$

$$-\beta_6 \left(\frac{DC}{B}\right) DC^{\cdot} \qquad (5)$$

يعتمد النموذج النقدي لميزان المدفوعات بشكل عام على العلاقات التالية :

$$Ms = (R + D) \qquad (1)$$

$$Md = F(Y، P، I) \quad (2)$$

$$M^* = Ms = Md \quad (3)$$

حيث إن:

Ms = عرض النقود؛ R = الاحتياطيات الأجنبية؛D = الائتمان المحلي؛MD = الطلب على النقود؛ Y = الدخل الحقيقي؛P = مستوى الأسعار؛I = سعر الفائدة؛ M* = توازن المخزون النقدي.

وتفترض النظرية النقدية أن الطلب على النقود يرتبط بعلاقة إيجابية مع الدخل، وعلاقة سلبية مع مستوى الأسعار وسعر الفائدة.

وعند دمج الدوال (١) و (٢) و(٣) وإعادة ترتيب المتغيرات نتوصل إلى الشكل التالي لدالة تدفق الاحتياطي:

$$\Delta R = \Delta[F(Y،P،I)] - \Delta D \quad (4)$$

وتعد الدالة (٤) المعادلة الأساس للنظرية النقدية لميزان المدفوعات، وتوضح أن ميزان المدفوعات يتمثل في الفرق بين نمو الطلب على النقود والائتمان المحلي. فعندما يبقى الطلب على النقود ثابتاً، فإن الزيادة في الائتمان المحلي تؤدي إلى تغير معاكس في الاحتياطيات الأجنبية، حيث تقترح النظرية النقدية أن يكون مساوياً له في المقدار ومعاكساً له في الاتجاه، ويقيس هذا التغير معامل التغير في الائتمان المحلي ويسمى معامل التعديل ويفترض أن يساوي (-١). وبإجراء بعض العمليات الحسابية على المعادلة رقم (٤) نتوصل إلى المعادلة التالية:

ويمكن تقسيم الدراسات التطبيقية للنظرية النقدية لميزان المدفوعات إلى جزأين رئيسين، حيث يركز الجزء الأول على الأجل الطويل، ويقوم على أساس تقدير دالة تدفق الاحتياطيات الأجنبية التي تم تطويرها من قبل (Johanson،1972)، والتي توضح أن العجز أو الفائض في ميزان المدفوعات ما هو إلا مقدار التغير في الاحتياطيات الأجنبية التي ترتبط طردياً بالدخل والأسعار وسعر الفائدة، وعكسياً بالائتمان المحلي، وتفترض أنه عندما يبقى الطلب على النقود ثابتاً، فإن الزيادة في الائتمان المحلي تؤدي

إلى تغير معاكس في الاحتياطيات الأجنبية وهذا التغيير يكون مساوياً للتغير في الائتمان، ويقيسه معامل التعديل أو ما يسمى بمعامل التعقيم، أي درجة تعقيم السلطة النقدية لأثر التغير في الاحتياطيات الأجنبية باتباع سياسات مالية توسعية تؤدي إلى زيادة في الائتمان المحلي، وهو معامل الائتمان المحلي وتقترح النظرة أنه يساوي (-١). وتعتمد غالبية الدراسات التطبيقية للنظرية النقدية لميزان المدفوعات على هذا المنهج، كما أن بعض الدراسات تستخدم دالة تدفق رأس المال بدلاً من تدفق الاحتياطيات الأجنبية.

أما الجزء الثاني فيركز على الأجل القصير، ويهتم بدراسة الآلية التي التي يتم بها تصحيح ميزان المدفوعات وتقوم على أساس النموذج النظري الذي صاغه (Paris،1961)، وهو نموذج تدفق مستمر يسمح بالتحديد الدقيق للعلاقة بين المخزون والتدفق للمتغير. ويتكون هذا النموذج من ست معادلات لست متغيرات هي: مستوى السيولة، وهي دالة في الدخل، وميزان المدفوعات، والإنفاق المحلي، الذي يساوي الدخل مضافاً إليه السيولة الزائدة، والواردات، والصادرات، والدخل المحلي. و في هذا النظام يتم تصحيح ميزان المدفوعات من خلال خفض المعروض من النقود في دالة الإنفاق المحلي فيحدث انخفاض في الدخل ثم في الواردات، حيث تستمر هذه العملية حتى يتم التخلص من العجز في ميزان المدفوعات.

وفي هذه الدراسة تم استخدام طريقة الأجل الطويل وذلك من خلال تقدير المعادلة رقم (٥). وقد تم أولاً إجراء اختبارات جذر الوحدة (ديكي - فوللر المركب) (واختبار فيليبس- بيرون) لاختبار سكون السلاسل الزمنية، وقد وجدت الدراسة إن جميع السلاسل الزمنية ساكنة في فروقها الأولى وغير ساكنة في المستوى، مما سمح بإجراء اختبار (جوهانسون) للتكامل المشترك حيث تبين وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة واتضح من نتائج التقدير أن معامل الائتمان المحلي قريب جداً من الواحد، وذو إشارة سالبة، وهذا ما يتفق مع جوهر النظرية النقدية لميزان المدفوعات، كما أنه لوحظ وجود علاقة طردية بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والاحتياطيات الأجنبية حيث إن الزيادة في الدخل الحقيقي تؤدي إلى ارتفاع الطلب على النقود والذي يتم

إرضاؤه بتدفق النقد الأجنبي للداخل، ومن جهة أخرى فإن زيادة الدخل الحقيقي تعني زيادة الإنتاج ومن ثم زيادة الصادرات التي تؤدي إلى تحسين ميزان المدفوعات، وتتوقع الدراسة وجود علاقة عكسية بين التضخم المتوقع وبين الاحتياطيات الأجنبية حيث تمثل تكلفة الحصول على النقود، في حين وجدت الدراسة أن العلاقة طردية وقد يكون هذا ناتجاً عن رد فعل الأفراد تجاه التضخم المتوقع؛ فتوقع الأفراد لارتفاع الأسعار يغير من طريقة استخدامهم للنقود حيث يتوجهون لشراء المقتنيات الثمينة كالعقارات والمجوهرات والأسهم؛ للمحافظة على قيمة النقود المتوقع انخفاضها كنتيجة لارتفاع الأسعار، أو للمضاربة بهذه السلع للاستفادة من فرق الأسعار مما يؤدي إلى زيادة الطلب على النقود في الفترة الحالية بمكونيها المحلي و الأجنبي و بالتالي تدفق الاحتياطيات الأجنبية للداخل لمواجهة هذه الزيادة، وبالرغم من ذلك نلاحظ أن متغير التضخم المتوقع ذو معنوية منخفضة. كما وجدت الدراسة أن معامل المضاعف النقدي معنوي ويوضح أن الارتفاع في المضاعف النقدي يعني زيادة خلق النقود وبالتالي زيادة العرض النقدي ومن ثم تدفق الاحتياطيات الأجنبية للخارج. وتتوقع النظرية أن الزيادة في المستوى العام للأسعار تؤدي إلى تدفق الاحتياطيات الأجنبية للداخل بسبب أثر الأسعار على الطلب على النقود، في حين وجدت الدراسة أن زيادة الأسعار تؤدي إلى تدفق الاحتياطيات الأجنبية للخارج وهذا بسبب ارتفاع الأسعار المحلية نسبة إلى الأسعار يعمل على زيادة الواردات من العالم الخارجي وخسارة الاحتياطيات الأجنبية. أما بالنسبة لسعر الصرف الاسمي الفعال فقد جاءت علاقته سلبية بالاحتياطيات الأجنبية حيث إن انخفاض قيمة العملة يجعل المستثمرين يتحولون لشراء العملات الأجنبية وبالتالي يقل شراء العملة المحلية ويقل تدفق النقد الأجنبي للداخل. وبذلك يمكن القول إن العوامل النقدية تؤثر على التغير في الاحتياطيات الأجنبية في الأجل الطويل.

في حين دلت نتائج تحليل العلاقة الحركية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة باستخدام تجزئة تباين خطأ التنبؤ أن المؤثر الأكبر هو تأثير التقلب في الاحتياطيات

الأجنبية نفسها، ويليها بعد ذلك التقلب في الناتج المحلي الإجمالي. أما باستخدام دوال نبضات الاستجابة فقد وجد أن التقلب في المستوى العام للأسعار له تأثير سلبي مستقر على التغير في الاحتياطيات الأجنبية.

وبناءً على ما توصلت إليه الدراسة من نتائج تم اقتراح عدد من التوصيات منها:

١- ترشيد سياسة الائتمان المحلي بحيث يتم التوسع في الائتمان المحلي بناء على نسبة محددة تتناقص تدريجياً مع توسع الطاقة الإنتاجية . حيث يتم توجيه الائتمان المحلي للمشروعات الإستراتيجية التي تزيد من الطاقة الإنتاجية للاقتصاد السعودي، بغرض تقليل الواردات وزيادة الصادرات غير النفطية ومع تزايد الطاقة الإنتاجية يتم تخفيض الائتمان الممنوح للقطاع الخاص.

٢- تطوير الأسواق المالية لإيجاد نظام تمويلي يعزز تدفق النقود من الخارج لتمويل المشاريع المحلية.

٣- ترشيد سياسات الإنفاق في فترات فوائض الميزانية تحسباً لحدوث العجز في فترات لاحقة حتى لا تضطر الحكومة للاقتراض محلياً أو خارجياً مما يؤدي إلى الاختلال في ميزان المدفوعات وتحمل المجتمع لتكاليف الاقتراض، فالاقتراض المحلي يضيع فرصة استخدام مدخرات المجتمع لزيادة الاستثمار والطاقة الإنتاجية، والاقتراض الخارجي يؤدي إلى تدفق الاحتياطيات الأجنبية للخارج في شكل سداد للقرض والعوائد على هذه القروض بكمية أكبر من الاحتياطيات التي تدفقت للداخل في شكل قروض.

٤- على صعيد البحث العلمي فإنه يوصى بتطبيق نموذج النظرية النقدية لميزان المدفوعات للأجل القصير لتوضيح الآلية التي يمكن بها تصحيح الخلل، ولمعرفة المتغيرات المؤثرة على الميزان في الأجل القصير.

تقارب وتباعد الدخول بين دول مجلس التعاون الخليجي

ملخص رسالة قدمت لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد من جامعة الملك سعود

أمل عبد العزيز أبوملحة

١٤٣٠/ ٢٠٠٩

مقدمة:

تعد محاولة فهم مصادر اختلاف معدلات النمو بين البلدان (أو المناطق) من المواضيع التي شغلت العديد من الاقتصاديين منذ ظهور أبحاث Solow(1956) في النمو، كما حظي موضوع التقارب الاقتصادي Convergence Economic بالعديد من الاهتمام من قبل الباحثين لا سيما بعد ظهور نظريات النمو الداخلي الحديثةEndogenous Growth Theory (Lucas،1988 ;Romer،1990). وكثرت الأبحاث التي تجري انحدارات مقطعية عن دول العالم حفزها توفر مصادر البيانات مثل جداول البيانات في كل من Summers and Heston(1988) و King and Levine(1992). و كان الهدف من هذه الدراسات تحديد ما إذا كانت الدول (أو المناطق) تظهر تقاربا في معدلات نموها (أو دخلها) بمعنى هل تنمو تلك الدول الفقيرة فعلاً بمعدلات أسرع من الدول الغنية وبالتالي تصل للتقارب بينها على المدى البعيد؟

تستهدف الدراسة التحقق من فرضية التقارب في الدخول بين دول مجلس التعاون الخليجي الست منذ تأسيس المجلس وحتى نهاية فترة الدراسة (١٩٨١-٢٠٠٥م)، واستهدفت أيضاً تحديد اتجاه الفجوة في الدخول الفردية بين الدول الأعضاء خلال

الفترة نفسها. إن دراسة التقارب توضح إلى أي مدى حقق مجلس التعاون أحد أهم أهدافه، وهل أدى التكتل إلى التقارب أو إلى التشتت بين الدول الأعضاء.

مشكلة الدراسة:

تقتضي فرضية التقارب أن الدول الأقل دخلاً تنمو بمعدل أكبر من الدول الأعلى دخلاً وبالتالي سوف تقترب الأولى في مستويات دخلها من الثانية مع مرور الوقت أي تتقلص فجوة الدخل بين المجموعتين.

يتوقع لدول مجلس التعاون الخليجي أن تحقق تقارباً في مستويات دخولها ومعدلات نموها بعد ٢٥ عاماً من إنشاء المجلس. لذا تتمثل مشكلة الدراسة في تحديد ما إذا كان هناك تقارباً بين معدلات النمو الاقتصادي لدول مجلس التعاون الخليجي نتيجة لخطط التكامل الاقتصادي المطبقة منذ تأسيسه وحتى نهاية فترة الدراسة (١٩٨١-٢٠٠٥)، وفيما إذا تقلصت الفجوة في الدخل الفردي بين الدول الأعضاء منذ إنشاء المجلس.

أهداف الدراسة وفرضياتها:

تتمثل أهداف الدراسة فيما يلي:

١- تحديد اتجاه تقارب أو تشتت الدخل بين دول المجلس عبر الزمن.

٢- الكشف عن مدى وجود تقارب مطلق Absolute Convergence بين دول المجلس.

٣- الكشف عن مدى وجود تقارب شرطي Conditional Convergence بين دول المجلس والتعرف على محدداته.

وعلى ضوء الأهداف تفترض الدراسة الفرضيات التالية:

١- تتجه مستويات الدخول من التشتت نحو التقارب بين دول المجلس.

٢- يرتبط الدخل المبدئي ومعدل نمو الدخل الفردي بعلاقة عكسية فيما يعرف بتقارب بيتا β المطلق لدول مجلس التعاون.

٣- يرتبط الدخل المبدئي ومعدل نمو الدخل الفردي بين دول المجلس بعلاقة عكسية وذلك بعد التحكم بمجموعة معينة من المتغيرات، وذلك يعرف بتقارب بيتا ß الشرطي.

٤- تتحدد سرعة التقارب بين معدلات النمو لدول المجلس بـمعدل يتراوح بين ١٪ و٣٪ سنوياً، كما تنبأت بذلك عدة دراسات مقطعية للتقارب بين الدول[1].

خطة الدراسة والمنهج المستخدم وأهم النتائج:

تتكون الرسالة من ست فصول، يتناول الفصل الأول منها المقدمة التي بينت أهمية دراسة التقارب بين الدول الأعضاء في مجلس التعاون الخليجي وتحديد أثر قيام هذا التكتل على التقارب أو التباعد في معدلات النمو الاقتصادي لها منذ إنشائه.

ويتناول الفصل الثاني استعراض الإطار النظري حيث تم إلقاء الضوء على مفهوم التقارب في نظرية النمو الاقتصادي، وإيضاح تفسيرات المدارس الفكرية لهذا المفهوم، كما تم توضيح الطرق المختلفة لقياس التقارب والمتمثلة في طرق كمية وأخرى قياسية تفرق بين نوعي التقارب المطلق والشرطي. وتم في نهاية الفصل استعراض لبعض الدراسات السابقة التي ناقشت موضوع التقارب والتي تم تصنيفها بحسب المنهج المتبع كما يلي:

١- دراسات اتبعت منهجاً غير محدد في تحليل البيانات المقطعية Informal cross-section approach.

٢- دراسات اتبعت منهجاً محدداً في تحليل البيانات المقطعية Formal cross-section approach.

٣- دراسات استخدمت المنهج التجميعي للبيانات Panel approach.

٤- دراسات استخدمت السلاسل الزمنية Time-series approach.

---

1) Durlauf et al(2004).

٥- دراسات اتبعت المنهج الكمي في تحليل تغير توزيع الدخل Distribution approach.

ثم يتناول الفصل الثالث دراسة وتحليل الهياكل الاقتصادية لدول مجلس التعاون الخليجي لمعرفة سماتها وخصائصها، حيث تم استعراض نبذة تاريخية عن تأسيس مجلس التعاون ودوافعه وأهدافه وسياساته وأهم الإنجازات التي تحققت منذ التأسيس، يليه إلقاء الضوء على الخصائص الديموغرافية والاقتصادية لهذه الدول.

ويوضح الفصل الرابع المنهج المتبع في الدراسة حيث تم في الجزء الأول من هذا الفصل شرح الطرق الكمية المتبعة حيث تم استخدام عدة أساليب لقياس تشتت مستويات الدخل وتقارب أو تباعد معدلات النمو الاقتصادي لدول المجلس، وهي مرتبة كما يلي: $Yg_{i,t} = \alpha + \beta \log(Y)_{i,1981} + u_{it}$

١- التقارب باستخدام مقاييس التشتت ويشمل:

- قياس تقارب سيجما σ.
- قياس التقارب باستخدام معامل الاختلاف Coefficient of Variance (CV).
- قياس التقارب باستخدام معامل جيني Gini Coefficient (G).

و قد تم حساب كل من المقاييس سنوياً لدول المجلس الست خلال الفترة من (١٩٨١- ٢٠٠٥م).

٢- التقارب باستخدام معامل كيندال للرتب Kendall>s index of rank concordance (تقارب جاما γ).

كما تم في الجزء الثاني من الفصل توضيح النماذج القياسية المستخدمة في قياس التقارب، والتي تم تقسيمها إلى:

$$Yg_{it} = \alpha + \beta \log(Y)_{i,1981} + \delta H_{i,t} + \lambda Fe_{i,t} + \mu Le_{i,t} + \eta N_{i,t} + \pi Inv_{i,t} + \varphi GC_{i,t} + \gamma Tra_{i,t} + \rho O_{i,t} + u_{it}$$

١- نموذج التقارب المطلق Absolute Convergence:

تم استخدام تحليل الانحدار المتعدد المدمج Panel Data Analysis بأخذ مقطع عرضي لمجموعة دول المجلس الست وسلسلة زمنية للفترة (١٩٨١-٢٠٠٥م) للمتغيرات المكونة للنموذج.

وتأخذ المعادلة الشكل التالي: $Yg_{i,t} = \alpha + \beta \log(Y)_{i,1981} + u_{it}$

حيث: Yg_{it}: معدل نمو الدخل الفردي الحقيقي لاقتصاد كل دولة i من دول المجلس الست خلال الفترة t.

$Y_{i,1981}$: الدخل الفردي الحقيقي المبدئي لاقتصاد الدولة i في السنة المبدئية ١٩٨١م.

t : الزمن، وتغطي الفترة الزمنية السنوات (١٩٨١- ٢٠٠٥م).

u_t: حد الخطأ بمتوسط صفر وتباين σ^2.

كما تم أيضاً تطبيق نموذج التقارب المطلق في حالة استبعاد تأثير النفط وذلك بأخذ الدخل الفردي الحقيقي غير النفطي، لتحديد مدى تأثير القطاع النفطي على التقارب بين دول المجلس، حيث تأخذ الدالة الشكل التالي:

$$Ygo_{i,t} = \alpha + \beta \log(Yo)_{i,1981} + u_{it}$$

حيث: $Ygo_{i,t}$: معدل نمو الدخل الفردي الحقيقي غير النفطي للدولة i خلال الفترة t، حيث i: تمثل دول مجلس التعاون الست.

$Yo_{i,1981}$: الدخل الفردي غير النفطي للعام١٩٨١ للدولة i.

٢- نموذج التقارب الشرطي Conditional Convergence:

تم في هذه الدراسة إجراء انحدار تجميعي للبيانات لاختبار وجود تقارب شرطي بين دول مجلس التعاون الخليجي، و أخذت الدالة الشكل التالي:

حيث: Yg_{it}: معدل نمو الدخل الفردي الحقيقي لاقتصاد كل دولة i من دول المجلس الست خلال الفترة t (١٩٨١-٢٠٠٥م)[٢].

$Yo_{i,1981}$: الدخل الفردي الحقيقي المبدئي لاقتصاد الدولةi في السنة المبدئية ١٩٨١. والإشارة السالبة لهذا المعامل تدل على هذه العلاقة العكسية ومن ثم تعني وجود التقارب[٣].

H: مؤشر لرأس المال البشري، ويساوي نسبة مجموع المدرجين في مراحل التعليم العام إلى إجمالي عدد السكان (مواطنين وأجانب).

Fe: مؤشر لرأس المال البشري، ويمثله معدلات الخصوبة للدولة.

Le: مؤشر لرأس المال البشري، ويمثله العمر المتوقع عند الولادة في تلك الدولة.

N: مؤشر لرأس المال البشري، ويتعلق بخصائص سوق العمل في دول المجلس (درجة اعتماد الاقتصاد المحلي على العمالة غير الوطنية). ويساوي نسبة السكان الأجانب من إجمالي السكان.

Inv: مؤشر لرأس المال المادي، ويساوي نسبة إجمالي الاستثمار الحقيقي إلى إجمالي الناتج المحلي الحقيقي.

GC: مؤشر لحجم القطاع الحكومي في الاقتصاد المحلي، ويساوي نسبة الاستهلاك الحكومي الحقيقي إلى إجمالي الناتج المحلي الحقيقي.

tra: مؤشر للانفتاح التجاري، ويتم حسابه بجمع صادرات الدولة مع وارداتها وقسمتها على إجمالي الناتج المحلي الحقيقي للدولة (Export+Import)/GDP. ويعبر هذا المتغير عن مدى انفتاح الدولة اقتصادياً على العالم الخارجي.

() تم حساب معدل النمو لكل دولة من دول مجلس التعاون على اعتبار العام ١٩٨١ سنة مبدئية. وذلك باستخدام المعادلة التالية:

$$Yg_{i,t} = \log(y_{i,t} - y_{i,t0})/T$$

انظر Sala-i-Martin (1996 a) and (1996 b)

3 Islam (2003).

O: مؤشر لدرجة اعتماد الاقتصاد المحلي على النفط، ويساوي نسبة الناتج من قطاع التعدين إلى إجمالي الناتج المحلي الحقيقي، ويعكس تماثل الهياكل الاقتصادية بين دول المجلس.

تغطي الدراسة الفترة الزمنية (١٩٨١-٢٠٠٥م) وهي تبدأ بتأسيس مجلس التعاون عام ١٩٨١ وحتى عام٢٠٠٥ . وتم تثبيت الأسعار الجارية للمتغيرات باعتبار عام ٢٠٠٠م سنة أساس. وتم الحصول على البيانات التي استخدمت لحساب جميع المتغيرات من النشرة الاقتصادية والنشرة الإحصائية الصادرة عن مركز المعلومات والإحصاء في الأمانة العامة لمجلس التعاون لدول الخليج العربية[٤]. أما بيانات العمر المتوقع عند الولادة ومعدلات الخصوبة فقد تم الحصول عليها من إصدارات البنك الدولي. و تم جمع البيانات عن عدد السكان الأجانب من الأجهزة الإحصائية لكل دولة من دول المجلس مباشرة.

ويعرض الفصل الخامس نتائج الدراسة والتي يمكن تلخيصها على ضوء الفرضيات كما يلي:

- تنص فرضية الدراسة الأولى على أن الدخل يتجه من التشتت نحو التقارب بين دول المجلس. وقد بينت النتائج التي تم التوصل إليها وجود تقارب سيجما ً بين دول المجلس، حيث انخفض الانحراف المعياري بين معدلات نمو الدخل الفردي وذلك باستخدام ثلاث مقاييس مختلفة للتشتت. وبالتالي يمكن استنتاج أن الدخل بين دول المجلس يتجه من التشتت نحو التقارب، لكن من ناحية أخرى أثبتت النتائج عدم وجود تقارب جاما γ بين هذه الدول باستخدام مقياس كيندال للرتب.
- تنص فرضية الدراسة الثانية أن الدخل المبدئي يرتبط عكسياً مع معدل نمو الدخل الفردي فيما يعرف بتقارب بيتا ß المطلق لدول مجلس التعاون. وقد بينت النتائج التي تم التوصل إليها وجود تقارب بيتا ß مطلق بين دول المجلس، حيث جاءت معلمة

---

(٤) باستثناء (إجمالي الناتج المحلي الكلي والنفطي للمملكة العربية السعودية) والذي تم الحصول عليه من تقرير مؤسسة النقد العربي السعودي.

التقارب سالبة الإشارة ومعنوية في الانحدار التجميعي للبيانات للوغاريتم الدخل الفردي المبدئي للعام ١٩٨١م على معدل نمو الدخل الفردي الحقيقي الكلي، مما يعني أن دول المجلس ذات الدخل الفردي المبدئي المنخفض في بداية الفترة تحقق معدلات نمو للدخل الفردي أعلى من تلك ذات الدخل الفردي المبدئي المرتفع وبالتالي تتقارب الدخول الفردية فيما بينها في الأجل الطويل. كما لم تتبدل هذه النتيجة عند استبعاد أثر النفط باستخدام الدخل الفردي الحقيقي غير النفطي وإن انخفضت سرعة التقارب بشكل بسيط.

• تنص فرضية الدراسة الثالثة أن الدخل المبدئي يرتبط عكسياً مع معدل نمو الدخل الفردي بين دول المجلس وذلك بعد التحكم بمجموعة معينة من المتغيرات، وذلك يعرف بتقارب بيتا β الشرطي. وقد أثبتت النتائج التي تم التوصل إليها وجود تقارب شرطي بين دول المجلس بعد التحكم في مجموعة من المتغيرات التي تعد مؤشراً للاختلافات في خصائص الحالة المستقرة لكل دولة، وذلك يعني أن كل من هذه الدول تتجه إلى مستوى دخل متقارب في الأجل الطويل، وينخفض معدل نموها في الطريق للوصول إلى هذا المستوى من الدخل.

كما بينت النتائج أيضاً وجود علاقة طردية بين معدل نمو الدخل الفردي وكل من التعليم، ونسبة الاستثمار من الدخل، ونسبة السكان الأجانب من إجمالي السكان. بينما كانت العلاقة سلبية بين معدل نمو الدخل الفردي وحجم التدخل الحكومي في الاقتصاد المحلي، ومعدلات الخصوبة، ودرجة الانفتاح التجاري، وجميع المعاملات السابقة كانت معنوية وبالإشارة المتوقعة. أما متغير العمر المتوقع عند الولادة فقد أظهرت النتائج وجود علاقة عكسية بينه وبين معدل نمو الدخل الفردي. ورغم معنوية معلمة هذا المتغير إلا أن العلاقة العكسية جاءت مخالفة لما هو متوقع.

• تنص فرضية الدراسة الرابعة أن سرعة التقارب بين معدلات النمو لدول المجلس تتراوح بين ١٪ و٣٪ سنوياً. وقد بينت النتائج التي تم التوصل إليها أن سرعة التقارب المطلق بلغت(٠,٦٨٪) في حال استخدام الدخل الفردي الحقيقي الكلي،

و(٥٣ , ٠٪) عند استخدام الدخل الفردي الحقيقي غير النفطي. إلا أن هذه السرعة ارتفعت عند التحكم بالمتغيرات الأخرى فيما يعرف بسرعة التقارب الشرطي حيث بلغت (٢ , ١٪)سنوياً، وهي تقع ضمن النسبة التي تنبأت بها الفرضية.

توصيات الدراسة :

على ضوء النتائج السابقة توصي الدراسة بما يلي:

• نظرا لانخفاض سرعة التقارب بين دول المجلس (٢ , ١)، على هذه الدول تحفيز الجهود المبذولة من أجل تحقيق التكامل الاقتصادي لاسيما وأن الإنجازات التي تم تحقيقها على أرض الواقع محدودة على الرغم من مضي أكثر من ٢٥ عاماً على إنشاء المجلس.

• أوضحت نتائج البحث أن المردود الاقتصادي لنواتج التعليم لا يزال أقل من المأمول على الرغم من تحقيق دول المجلس قفزات كمية في هذا المجال. لذا على دول المنطقة العمل على رفع جودة الخدمات التعليمية حتى تتوافق ومتطلبات سوق العمل.

• على دول المجلس وضع استراتيجيات مشتركة لحل مشاكل سوق العمل وضغوطات البطالة المتزايدة برفع نسبة مساهمة القوى العاملة المحلية من إجمالي القوة العاملة، ورفع المعايير التعليمية والفنية التي يتم بناء عليها الاستعانة بالعمالة الوافدة. إضافة إلى الاهتمام بإعداد الأطر المتوسطة والعمالة الفنية الماهرة وهو أمر هام لنجاح أية سياسة إحلال نظراً لتركيبة العمالة الوافدة مهنيا.

• نظرا لضعف تأثير الاستثمارات العامة على النمو في دول المجلس، لذا على هذه الدول تقليص استثمارات القطاع العام، وتشجيع المشاريع ذات الإنتاجية المرتفعة لرفع كفاءة رأس المال، والتنسيق عند إنشاء مشروعات جديدة لتحقيق التكامل بين هذه المشروعات الإنتاجية.

• على الدول الأعضاء أن تعمل على تفعيل القرارات والاتفاقيات المبرمة ووضع آليات خاصة من أجل التعجيل في تحقيقها، كما أن عليها السعي لتحقيق حد أدنى من التنسيق في المجالات الصناعية ومشاريع البنية التحتية.