مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

مؤشرات الإنذار المبكر للأزمات المصرفية مع التطبيق على بعض الدول العربية ذات الاقتصاديات المتنوعة.
علياء بسيوني

تقييم كفاءة المدارس الحكومية في دولة الكويت.
محمد العنزي
نديم بيرني
جي جونس
مروه المسلم

محددات التضخُم فى السودان 1970-2002.
كبَاشى سليمان

أثر دعم الأسعار والتحويلات النقدية على مكافحة الفقر في تونس.
كرستوف مولر

وقائع مؤتمر:

"استراتيجيات الشركات وسياسات الحكومات في مواجهة تحديات القرن الحادي والعشرين ".
وليد عبد مولاه

وقائع كتاب:

"تقرير الرصد العالمي للبنك الدولي لعام 2008: أهداف الألفية والأجندة البيئية لخدمة التنمية المستدامة والشاملة".
أحمد الكواز

(ISSN - 1561 - 0411)

المجلد الثاني عشر - العدد الثاني
يوليو 2010

الأهداف:

- الاهتمام بقضايا التنمية والسياسات الاقتصادية في الأقطار العربية في ضوء المتغيرات المحلية والاقليمية والدولية.
- زيادة مساحة الرؤية وتوسعة دائرة المعرفة لدى صانعي القرار والممارسين والباحثين في الأقطار العربية .
- خلق حوار علمي بناء بين الباحثين والمهتمين بالاقتصادات العربية وصانعي القرار بالمنطقة.

قواعد النشر:

1. ترسل ثلاث نسخ من البحوث والدراسات ومراجعات الكتب والتقارير إلى رئيس التحرير.
2. تنشر المجلة الأبحاث والدراسات الأصلية (باللغتين العربية والإنجليزية) والتي لم يتم نشرها سابقاً ولم تكن مقدمة لنيل درجة علمية أو مقدمة للنشر في مجلات أو دوريات أخرى.
3. تكون الأوراق والدراسات المقدمة بحجم لايتجاوز الثلاثين صفحة، بما فيها المصادر والجداول والرسوم التوضيحية، كما لا تزيد مراجعة الكتب والتقارير على العشر صفحات. ويشترط أن تكون البحوث والمراجعات مطبوعة على أوراق 8.5x11 بوصة (A4) مع تخطي سطر (Double Spaced) وعلى وجه واحد، وتترك هوامش من الجوانب الأربعة للورقة بحدود بوصة ونصف.
4. تكون المساهمات مختصرة بقدر الإمكان وسهلة القراءة والإستيعاب من قبل الممارسين وصانعي القرار.
5. يرفق الباحث ملخصاً عن البحث لايزيد عن 100 كلمة، بحيث يكون مكتوباً باللغتين العربية والانجليزية.
6. يكتب الباحث أسمه وجهة عمله ووظيفته على ورقة مستقلة مع ذكر عنوان المراسلة وأرقام الهاتف والفاكس والبريد الإلكتروني (إن توفر).
7. في حالة وجود أكثر من مؤلف يتم مراسلة الإسم الذي يرد أولاً في ترتيب الأسماء.
8. تخصص قائمة بالمراجع في آخر البحث ولا توضع فيها إلا تلك المراجع التي تم الإشارة إليها في متن الورقة أو البحث. وترتب على الشكل التالي:

Krueger, A.O. (1992), Economic Policy Reform in Developing Countries, Blackwell, Oxford.

سن، أ.ك.، (1984) الموارد والقيم والتنمية مطبعة جامعة هارفرد، كمبريدج.

9. توضع الهوامش في أسفل الصفحة المناسبة وترقم بالتسلسل حسب ظهورها.
10. توثق الجداول والرسوم التوضيحية المستعارة وغيرها بالمصادر الأصلية.
11. لا تُرد الأوراق المرسلة إلى المجلة سواء قبلت للنشر أو لم تقبل.
12. تُفضل المجلة استلام البحوث على البريد الإلكتروني للمجلة jodep@api.org.kw مكتوبة ببرنامج Microsoft Word أو أي معالج كلمات حديث.
13. يتم إشعار المؤلف بإستلام بحثه خلال إسبوعين من تاريخ إستلامه.
14. تخضع كل المساهمات في المجلة للتحكيم العلمي الموضوعي، ويبلغ الباحث بنتائج التحكيم والتعديلات المقترحة من قبل المحكمين إن وجدت، خلال إسبوعين من تاريخ إستلام ردود كل المحكمين.
15. يُصبح البحث المنشور ملكاً للمجلة، وتستوجب إعادة نشره في أماكن أخرى الحصول على موافقة كتابية من المجلة.
16. جميع الآراء الواردة في المجلة تعبر عن آراء كاتبيها، ولاتعبر بالضرورة عن وجهة نظر المجلة أو المعهد العربي للتخطيط.

مجلة التنمية
والسياسات الاقتصادية

تصدر عن المعهد العربي للتخطيط بالكويت

المجلد الثاني عشر - العدد الثاني - يوليو 2010

مجلة محكمة نصف سنوية تهتم بقضايا التنمية والسياسات الاقتصادية في الأقطار العربية

رئيس التحرير
عيسى الغزالي

نائب رئيس التحرير
علي عبدالقادر علي

سكرتير التحرير
صالح العصفور

الهيئة الاستشارية

حازم الببلاوي — سليمان القدسي
سمير المقدسي — عبدالله القويز
عبداللطيف الحمد — محمد الخجا
مصطفى النابلي

هيئة التحرير

أحمد الكواز — إبراهيم أونور
إبراهيم البدوي — بلقاسم العباس
التهامي عبدالخالق — رياض بن جليلي
عبدالرزاق الفارس — وشاح رزّاق
وليد عبد مولاه — يوسف جواد

توجه المراسلات إلى :

رئيس التحرير - مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية
المعهد العربي للتخطيط
ص.ب 5834 - الصفاة 13059 الكويت
تلفون 24844061 - 24843130 (965) - فاكس 24842935 (965)
البريد الالكتروني jodep@api.org.kw

الاشتراكات :

داخل الوطن العربي :	سنة	سنتين	ثلاث سنوات
للأفراد	US$ 15	US$ 25	US$ 40
مؤسسات	US$ 25	US$ 45	US$ 70
خارج الوطن العربي :			
للأفراد	US$ 25	US$ 45	US$ 70
مؤسسات	US$ 40	US$ 75	US$ 115

ثمن النسخة في الكويت : 1.5 دينار كويتي.

عنوان المجلة :

مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية

المعهد العربي للتخطيط بالكويت

ص.ب 5834 صفاة 13059 الكويت

تلفون 24844061 – 24843130 (965) – فاكس 24842935 (965)

البريد الالكتروني: jodep@api.org.kw

محتويات العدد العربية

افتتاحية العدد 5

مؤشرات الإنذار المبكر للأزمات المصرفية مع التطبيق على بعض الدول العربية ذات الاقتصاديات المتنوعة.

علياء بسيوني 7

وقائع مؤتمر:
" استراتيجيات الشركات وسياسات الحكومات في مواجهة تحديات القرن الحادي والعشرين ".

وليد عبد مولاه 31

مراجعة كتاب:
"تقرير الرصد العالمي للبنك الدولي لعام 2008: أهداف الألفية والأجندة البيئية لخدمة التنمية المستدامة والشاملة".

أحمد الكواز 39

افتتاحية العدد

بهذا العدد وهو الثاني من المجلد الثاني عشر تكمل مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية عامها الثاني عشر، بتناولها لموضوعات متنوعة.

إستُهل العدد بورقة لعلياء بسيوني تحت عنوان: " مؤشرات الإنذار المكبر للأزمات المصرفية، مع التطبيق على بعض الدول العربية ذات الاقتصادات المتنوعة"، استهدفت تحديد المؤشرات التي يمكن أن يتضمنها نظام الإنذار المبكر، طبقت فيها الكاتبة نموذج إنحدار لبيانات مقطعية وسلاسل زمنية لأربع دول عربية هي مصر والأردن وتونس والمغرب للفترة 1999 – 2007. وقد خلصت الورقة إلى أهمية إدخال المؤشرات التي تعكس كلاً من الأداء المالي والأداء الاقتصادي الخارجي عند تصميم نظام الإنذار المبكر للأزمات المصرفية في حالة الاقتصادات المتنوعة.

أما الورقة الثانية، فهي من تأليف مشترك لمحمد العنزي وآخرين، وتُعنى بتقييم كفاءة المدارس الحكومية في دولة الكويت لجميع المراحل الدراسية على مدى ست سنوات دراسية بدأت في العام الدراسي 1984 / 1985. وانتهت في العام الدراسي 2005/2004. وقد بينت التقديرات الناتجة عن الدراسة أن المدارس الحكومية في دولة الكويت تستخدم موارد أكثر من الموارد اللازمة لمخرجاتها، كما أنها تعمل بمستوى أقل من المستوى المثالي وتستخدم نسب مدخلات غير مثالية. كما وجد أن لرواتب المدرسين تأثيراً إيجابياً على الكفاءة التقنية، بينما نسبة المدرسين الكويتيين لها تأثير سلبي على الكفاءة التقنية. كما إتضح من الدراسة أن مدارس الإناث تتميز بكفاءة أعلى من مدارس الذكور.

أما الورقة الثالثة فهي من إعداد كباشي سليمان استهدف منها دراسة مسببات التضخم في السودان باستخدام معلومات ربع سنوية للفترة 1970-2002. إتضح من خلال التحليلات وجود علاقات توازن في سوقي النقد الأجنبي والنقود، التي بدورها قد تتحكم في مستوى الأسعار في المدى البعيد، وإتضح أن اختلالات توازن القطاع الخارجي هي الأهم في التأثير على نمو الأسعار، مما يدل على وجود أثر قوي للأسعار العالمية في الأمد البعيد وسعر الصرف في زيادة التضخم. وتشير الورقة إلى أن الالتزام بقانون نقدي يراعي تقلبات سعر الصرف قد يكون أكثر ملاءمة للسيطرة على التضخم في السودان مع المحافظة على التنافسية الخارجية.

أما الورقة الرابعة فقد درس فيها كرستوف مولر " أثر دعم الأسعار والتحويلات النقدية على مكافحة الفقر في تونس " أخذ فيها بالاعتبار ثلاث فرضيات لتصحيح الأسعار. وقد أظهرت نتائج التحليل أن تصحيح الأسعار مهما كان نوعه، قد يكون ذو أهمية محدودة في تحديد سياسة مكافحة الفقر في تونس. وسواء كان هناك تصحيح أو لم يكن لفروق الأسعار المكانية أو لإحلال الاستهلاك فإن ذلك لن يعدل من ترتيب أداء السياسات المدروسة، وهو ما يختلف عن النتائج التي توصلت إليها الدراسات التجريبية القائلة بأهمية فروقات الأسعار في رصد ومراقبة الفقر.

و في باب وقائع المؤتمرات فقد قام وليد عبدمولاه بإعداد ملخص لوقائع المؤتمر الخامس للأكاديمية الدولية للبحوث في الاقتصاد والإدارة حول " استراتيجيات الشركات وسياسات الحكومات في مواجهة تحديات القرن الحادي والعشرين" والذي عقد في مدينة كوالالمبور – ماليزيا في الفترة 28 – 30 ديسمبر من عام 2009.

أما في باب عروض الكتب، فقد قام أحمد الكواز بتقديم مراجعة لتقرير " الرصد العالمي للبنك الدولي لعام 2008: أهداف الألفية والأجندة البيئية لخدمة التنمية المستدامة والشاملة الذي يحذر فيه البنك الدولي من مغبة عدم الوفاء بتحقيق الأهداف الإنمائية للألفية الثالثة حتى عام 2015 من قبل الدول الفقيرة، خاصة تلك الأهداف المتعلقة بتخفيض معدلات الأطفال، والوفيات بعد الولادة، وإكمال التعليم الإبتدائي، والتغذية وتوفير خدمات الصرف الصحي.

نأمل أن نكون بهذا العدد قد وضعنا لبنة جديدة في الطريق الذي بدأناه وأن نفتح حواراً بناءاً لا زلنا ننشده من خلال صفحات مجلتنا بين الباحثين وصناع القرار والمهتمين بالشأن الاقتصادي العربي، وأن تحوز المجلة دائماً على رضا قرائنا الأعزاء.

رئيس التحرير

مؤشرات الإنذار المبكر للأزمات المصرفية مع التطبيق على بعض الدول العربية ذات الاقتصاديات المتنوعة

علياء بسيوني

مؤشرات الإنذار المبكر للأزمات المصرفية مع التطبيق على بعض الدول العربية ذات الاقتصاديات المتنوعة

علياء بسيونى*

ملخص

هدفت الورقة إلى تحديد المؤشرات التي يمكن أن يتضمنها نظام الإنذار المبكر للأزمات المصرفية في الدول ذات الإقتصاديات المتنوعة. وقد طبقت نموذج انحدار مدمج لبيانات مقطع عرضي وسلاسل زمنية لأربع دول عربية، تمثلت في مصر والأردن وتونس والمغرب خلال الفترة 1999-2007. وقد أوضحت نتائج القياس أن كلاً من نسبة الإحتياطيات السائلة للأصول ونسبة رأس المال للأصول ومعدل العائد على الأصول ومعدل دوران الأسهم يرتبط بعلاقة عكسية ذات دلالة إحصائية مع مؤشر الأزمات المصرفية الذي أعدته هذه الورقة. أما بصدد المتغيرات التي تمارس تأثيراً طردياً ومعنوياً على هذا المؤشر، فقد تمثلت في نسبة كل من التدفقات الرأسمالية قصيرة الأجل والعجز التجاري إلى الناتج المحلى الإجمالي. كذلك فقد تبين عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين كل من معدل النمو الاقتصادي ومعدل التضخم وسعر الفائدة الحقيقي ونسبة عجز الموازنة وبين مؤشر هذه الأزمات. وقد خلصت الورقة إلى أهمية إدخال المؤشرات التي تعكس كلاً من الأداء المالي والأداء الاقتصادي الخارجي عند تصميم نظام الإنذار المبكر للأزمات المصرفية في حالة الإقتصاديات المتنوعة.

Early Warning Indicators of Banking Crises: An Application on Some Arab Countries with Diversified Economies

Aliaa Basiouni

Abstract

This paper aims to determine the indicators that could be included in the early warning system of banking crises of diversified economies. It uses a pooled regression model with panel data of four Arab countries: Egypt, Jordan, Tunisia and Morocco during the period 1999-2007. The econometric results show that the ratio of bank liquid reserves to assets, bank capital to assets, bank return on assets and turnover rate of stocks are negatively and significantly related to the index of banking crises that this paper proposes. Other variables that have significant positive effects on this index include the ratio of both short-run capital inflows and trade deficit to GDP. However, it has been shown that economic growth rate, inflation rate, real interest rate and budget deficit have no significant effects on this index. Taking all these results together, the paper captures the importance of the inclusion of both financial and external economic performance indicators on designing an early warning system of banking crises for this set of economies.

* مدرس الاقتصاد، كلية التجارة وإدارة الأعمال، جامعة حلوان.

مقدمـة

يمر الاقتصاد العالمي منذ أغسطس 2007 بأزمة مالية حادة، تكمن خطورتها من كونها انطلقت من اقتصاد الولايات المتحدة الذي يشكل المحرك الأساسي للنمو في الاقتصاد العالمي، ومن ثم فإنه من المتوقع أن تكون آثارها أكثر انتشاراً.

تعكس هذه الأزمة التحول من اقتصاد حقيقي يقوم على السلع والخدمات إلى اقتصاد يقوم على أدوات مالية غير مرتبطة بأصول عينية. وتعزى تحديداً إلى عدم انضباط أساسيات العمل المصرفي السليم ممثلاً بالإفراط في منح القروض عالية المخاطر في مجال الرهن العقاري، فضلاً عن عمليات التحايل على إجراءات الرقابة المصرفية عن طريق التخلص من هذه القروض المشكوك في تحصيلها بنقلها إلى ميزانيات البنوك وتحويلها إلى سندات يتم تسويقها إلى كثير من المؤسسات المالية بعروض مغرية. وقد ترتب على ذلك تعرض العديد من البنوك الكبرى في العالم لخسائر فادحة في قيمة أصولها، انعكست في مشاكل السيولة والإعسار المالي.

وعلى ضوء التداعيات المتسارعة للأزمة المالية الأمريكية التي بدأت في شكل أزمة مصرفية محلية وأصبحت أزمة اقتصادية دولية، فإنه من الصعوبة القول بإمكانية بقاء الدول العربية بمنأى عن التعرض لهذه الأزمات، خاصة في ظل مساعى تحرير الحسابات الرأسمالية للعديد منها ودوره في دعم التكامل المالي. الأمر الذي يستدعى ضرورة وجود مؤشرات للإنذار المبكر لهذه الأزمات يمكن الاسترشاد بها في توقع مدى إمكانية التعرض لها، ومن ثم اتخاذ التدابير الملائمة لتحصين الاقتصاد ضدها.

ولما كانت الدول العربية – مع القواسم المشتركة التي تجمعها- تتباين في طبيعة هيكلها الاقتصادي في ما بين اقتصاديات ذات طبيعة أحادية وأخرى ذات طبيعة متنوعة، فإنه من المفيد مراعاة ذلك وصولاً لنتائج أكثر ملاءمة.

وبناء على ما تقدم، فإن محور اهتمام هذه الدراسة يتركز في تحديد ماهية المتغيرات التي يمكن أن يتضمنها نظام الإنذار المبكر للأزمات المصرفية، مع التطبيق على عدد من الدول العربية التي تتسم بهياكل اقتصادية متنوعة، وتتمثل في كل من مصر والأردن وتونس والمغرب.
تسعى الدراسة إلى اختبار مجموعة من الفرضيات، أهمها الآتية:

أولاً: أن هناك علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين مؤشرات الأداء الاقتصادي الخارجي (معبراً عنها بنسبة كل من التدفقات الرأسمالية قصيرة الأجل وعجز الميزان التجاري) ومؤشر حدوث الأزمات المصرفية في الاقتصاديات المتنوعة.

ثانياً: أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين مؤشرات الأداء الاقتصادي الداخلي (معبراً عنها بكل من معدل نمو الناتج ومعدل الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم وعجز الموازنة) ومؤشر حدوث الأزمات المصرفية في الاقتصاديات المتنوعة.

ثالثاً: أن هناك علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين مؤشرات الأداء المالي (معبراً عنها بكل من نسبة الاحتياطيات السائلة ونسبة رأس المال للأصول ومعدل العائد على الأصول ومعدل دوران الأسهم) ومؤشر حدوث الأزمات المصرفية في الاقتصاديات المتنوعة.

لاختبار الفرضيات السابقة، فقد اعتمدت هذه الدراسة على استخدام الأسلوب الوصفي في توضيح المفاهيم وتحليل العلاقات بين الأزمة المصرفية والعوامل المحددة لها، وذلك بناء على مراجعة الأدبيات الاقتصادية وما تضمنته الدراسات المتاحة في هذا الصدد. كما اعتمدت على استخدام الأسلوب الكمي، حيث تم تحليل إتجاهات مؤشرات أداء القطاع المصرفي للدول الأربع محل الدراسة خلال الفترة (1999-2007) باستخدام المتوسطات. ثم تم تكوين نموذج انحدار مدمج لها Pooled Regression Model باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS) لتقدير العلاقة بين المتغير التابع الممثل في المؤشر المركب الذي أعدته الدراسة للأزمة المصرفية وبين المتغيرات المستقلة ممثلة في العوامل المحددة لها.

وجدير بالذكر أن اختيار عينة الدراسة يعزى إلى ما تحمله هذه الدول من عدد من السمات المشتركة التي تجعل وضعها في إطار واحد أمراً مقبولاً. ففضلاً عن كونها دولاً غير نفطية تحافظ على سياسة تنويع القاعدة الإنتاجية، فإنها تمتلك مؤسسات مالية وإقتصادية متطورة إلى حد ما، كما أنها دول متوسطة من حيث الدخل ومن حيث مؤشر التنمية البشرية، وذات نشاط ملموس في تنفيذ عمليات الخصخصة. ومما يعزز من روابط التعاون بين هذه الدول قيامها في عام 2004 بالتوقيع على اتفاقية "أغادير" حول إقامة منطقة للتبادل الحر يدخل ضمن أهدافها تنسيق السياسات الاقتصادية في القطاع المالي.

يرجع اختيار الفترة (1999-2007) لكونها تتسم بتحرير القطاع المصرفي من خلال التوسع في الوساطة المالية والانفتاح على الخارج، خاصة ما اتخذته الدول العربية محل الدراسة من إجراءات بصدد تحرير التدفقات الرأسمالية وما لها من تأثير في تزايد إحتمالات تعرض القطاع المصرفي للصدمات الخارجية. هذا فضلاً عن أنها الفترة التي توفرت فيها بيانات عن القروض المعدومة، التي ارتكزت عليها هذه الدراسة في التعبير عن الأزمات المصرفية.

تنقسم هذه الورقة إلى أربعة أجزاء. يتعلق الجزء الأول منها بالمفاهيم الأساسية للأزمات المالية. ويتناول الجزء الثاني عرضاً لمحددات الأزمات المصرفية، ويتعرض الجزء الثالث لتحليل مؤشرات أداء القطاع المصرفي للدول محل الدراسة خلال الفترة (1999-2007)، ويتناول الجزء الرابع بناء النموذج القياسي ونتائجه، وتنتهي الورقة بالخاتمة.

المفاهيم الأساسية للأزمات المالية

يمكن التمييز بين نوعين من الأزمات المالية، وهما الأزمات غير المصرفية والأزمات المصرفية (Lestano et al., 2003). يضم النوع الأول كلاً من أزمة سعر الصرف وأزمة الدين. يقصد بأزمة سعر

الصرف ذلك الوضع الذي تشهد فيه العملة المحلية تخفيضاً كبيراً في قيمتها يكون عادة مصحوباً بزيادة في معدلات السحب من إحتياطيات النقد الأجنبي (Kaminsky et al., 1998). وفي هذا الصدد فقد قدر التخفيض في قيمة العملة الذي يمكن معه القول بوجود أزمة بنسبة تزيد عن 35% على مدار سنة كاملة (أيمن هندي، 2007). أما أزمة الدين، فهي تعكس عجز الدولة المقترضة عن الوفاء بالتزامات إعادة السداد، سواء أكان هذا العجز بشكل صريح أو في شكل إعادة جدولة الديون (Oka, 2003).

أما بالنسبة للنوع الثاني فيتعذر وضع مفهوم موحد له، حيث تتعدد رؤى المفكرين بشأنها. فهي قد تشير إلى حالة الذعر البنكي Bank run التي تتمثل في تدافع المودعين على طلبات تسييل ودائعهم، والتي تجبر البنوك على إيقاف تحويلها إلى نقد سائل (Gupta، 2002). وفي تعريف آخر تعني تعرض نسبة ملحوظة من بنوك القطاع المصرفي إلى حالة الإعسار المالي بحيث يتطلب الأمر تدخلاً من البنك المركزي لضخ أموال لهذه البنوك أو إعادة هيكلة النظام المصرفي. وفي هذا الصدد، فإن البعض يرى أن الدولة تكون في أزمة مصرفية حين ما تكون الالتزامات الموجودة في المؤسسات المالية التي تشكل الجزء الأكبر من النظام المصرفي تفوق قيمة الأصول المقابلة لها، حتى أن دخل النظام المصرفي غير كاف لتغطية نفقاته (عبد النبي الطوخي، بدون تاريخ). ويلاحظ على المفاهيم السابقة أنها تركز على الجانب الوصفي لهذا النوع من الأزمات وتفتقر للجانب الكمي، الأمر الذي يجعل التعبير عنها رقمياً أمراً بالغ الصعوبة. وقد تمت معالجة ذلك من خلال التعريف الأكثر شمولاً الذي قدمته دراسة (Demirguc-Kunt, & Detragiache, 1998)، الذي يضمن تحقق – على الأقل – أحد المعايير الأربعة الآتية:

1. تمثيل القروض المعدومة لنسبة تزيد عن 10% من إجمالي القروض.
2. تشكل تكلفة عملية الإنقاذ المصرفي نسبة لا تقل عن 2% من الناتج المحلى الإجمالي.
3. حدوث بعض حالات التأميم المصرفي.
4. حدوث حالة الذعر البنكي، وما تتخذه الحكومة من تدابير طارئة مثل تجميد الودائع وتعطيل العمل بالبنوك لبعض الأيام أو فرض نظام عام لتأمين الودائع.

وقد تدرج في توصيفه لحدة الأزمة المصرفية إستناداً إلى المعيار الأول، حيث تعتبر أكثر حدة عندما تتخطى نسبة القروض المعدومة إلى إجمالي القروض 15%، في حين تعد أقل حدة عندما تسجل ما يقرب من 5% فقط.

وفي هذا الصدد، فقد أكد عدد من الدراسات على أهمية مستوى القروض المعدومة في التعبير عن الأزمات المصرفية، حيث ترى أن جانب أصول البنك وتحديداً جودتها هي المؤشر الأساسي لحدوث مثل هذا النوع من الأزمات (Kaminsky & Reinhart ,1999; Fuertes & Espinola, 2006).

محددات الأزمات المصرفية

تناول الفكر الاقتصادي موضوع الأزمات المصرفية من خلال نظريات الأجيال الثلاثة (Zinkovskaya, 2008). حيث تتلخص رؤية نظرية الجيل الأول في أن هذه الأزمات تأتى انعكاساً لتراخي الأداء الاقتصادي الكلي نتيجة لإتباع سياسات إقتصادية غير ملائمة، سواء تعلق الأمر بالسياسة المالية أو النقدية أو التجارية أو الائتمانية أو الاستثمارية. وتعتقد نظرية الجيل الثاني في أن الأزمات تعزى إلى أثر التوقعات المحققة ذاتياً وما يقترن بها من ردود أفعال متشابهة للمتعاملين في ما يعرف بسلوك القطيع، وتبعاً لذلك، فإن المحرك الأساسي للأزمات يتمثل في أثر العدوى الذي يجعل من حدوث أزمة في دولة ما مؤشراً لحدوث أزمة أخرى في الدولة التي ترتبط معها بعلاقات تجارية ومالية. أما نظرية الجيل الثالث، فترى أن هذه الأزمات ترجع إلى ضعف الأداء المصرفي. وتبعاً لذلك، فإنها تركز على دور المخاطر المعنوية في دفع آلية الحلقة المفرغة للتوسع في القروض والاستثمار في ظل غياب التأمين على الودائع أو اقتصاره على الشكل الضمني فقط، وما يصاحبها من تراخٍ في جودة نشاط الإقراض ومن ثم تعثر القطاع المالي.

في ضوء ذلك، وتبعاً لما هو متوفر من دراسات تطبيقية، فإنه يمكن التمييز بين مجموعتين من المحددات للأزمات المصرفية:

محددات كليــة داخلية

تتضمن عدداً من المتغيرات التي تعكس الأداء الاقتصادي الكلي بجوانبه المختلفة، وتتمثل في معدل نمو الناتج ومعدل الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم وعجز الموازنة العامة.

تميل الأزمات المصرفية إلى الارتباط الوثيق بمعدلات النمو الاقتصادي، خاصة وأن الطبيعة الخاصة للبنوك تجعلها شديدة الحساسية للتطورات التي يشهدها القطاع العيني في الاقتصاد. وتتلخص أهم ملامح العلاقة بين إنخفاض معدل نمو الناتج وبين حدوث هذا النوع من الأزمات في الآتي:

أ. تسبق حالة الركود الاقتصادي حدوث هذه الأزمات بفترة زمنية قصيرة قد تتجاوز بضعة أشهر.
ب. تكون فترة الركود الاقتصادي ذاتها مسبوقة بفترة رواج تتسم بالتوسع في الاقتراض المصرفي، الأمر الذي يعكس ارتباط هذه الأزمات بنقاط التحول في الدورات الاقتصادية (Kaminsky & Reinhart, 1999) .
ج. يعزى التأثير السالب لمعدل النمو في جانب منه إلى حالة الخوف التي تسيطر على المودعين أثناء فترات الركود الاقتصادي، لما يصاحبها من تزايد مخاطر الائتمان التي تدفعهم للمطالبة بتسييل ودائعهم (Kaminsky, 1999).
د. يتأثر مدى الارتباط بين معدل النمو الاقتصادي وحدوث هذه الأزمات بطبيعة هيكل الاقتصاد. ويستدل على ذلك مما قد أشارت إليه إحدى الدراسات من أن الاقتصاديات الأحادية التي تعتمد على قطاع ما في نموها مثل الاقتصاديات الخليجية يكون فيها الارتباط أكثر وضوحاً، بحيث أن أي تقلبات

يتعرض لها قطاع النفط تنعكس على أداء الاقتصاد الكلي وبالتالي أداء الجهاز المصرفي (عبد النبي الطوخي، بدون تاريخ).

ومن المتوقع أن يمارس معدل الفائدة الحقيقي قصير الأجل تأثيراً موجباً على إمكانية حدوث الأزمات المصرفية. دلالة ذلك أن هذه الزيادة تجبر البنوك على رفع معدل الفائدة على الودائع، مما يزيد من حجم الفجوة بينه وبين معدل الفائدة على القروض، حيث تتسم بطبيعة طويلة الأجل ذات معدلات فائدة شبه ثابتة يتعذر تعديلها، وبالتالي فإنه من المحتمل أن تواجه البنوك انخفاضاً في ربحيتها. وقد يترتب على نجاح البنوك في نقل ارتفاع سعر الفائدة الحقيقي إلى المقترضين حدوث زيادة في نسبة القروض المعدومة (Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998).

أما بالنسبة لكل من التضخم وعجز الموازنة العامة، فقد توصلت الدراسة التي قدمها Davis and Karim (2008) إلى أن كلاً منهما يمارس تأثيراً موجباً وذات معنوية إحصائية إحصائياً على حدوث الأزمات المصرفية. ويرى في ذلك أن ارتفاع معدل التضخم يعكس سوء إدارة الاقتصاد الكلي، وقد يمهد لظهور مخاطر السوق. أما عن تزايد عجز الموازنة، فهو يمثل عائقاً أمام التحرير المالي الناجح، كما أنه يؤدي إلى تأجيل إجراءات الحكومة بشأن تقوية ميزانية البنوك المتعثرة مالياً (Davis & Karim, 2008).

محددات كلية خارجيـة

هي تلك المحددات التي تعكس الأداء الاقتصادي الخارجي، ومنها تدفقات رؤوس الأموال وعجز الميزان التجاري. وترجع أهميتها إلى حقيقة مؤداها قابلية أزمات المديونية وسعر الصرف إلى التحول إلى أزمات مصرفية.

تعكس تدفقات رؤوس الأموال تأثير إجراءات تحرير الحسابات الرأسمالية. ذلك أن التدفقات الرأسمالية قصيرة الأجل تشكل بوجه عام مصدراً أساسياً للتقلبات الاقتصادية ومن ثم الأزمات الناجمة عنها مقارنة بالتدفقات طويلة الأجل التي يجسدها الاستثمار الأجنبي المباشر (Sulimierska, 2008). وتظهر ملامح العلاقة الطردية بين هذا المحدد والأزمات المصرفية من خلال دراسة تناولت الأثر المترتب على تزايد تدفقات رؤوس الأموال المتجهة للداخل في اقتصاد يفتقر قطاعه المصرفي للضوابط التنظيمية والرقابية الكافية. وترى أنها تؤدي إلى دورات متلاحقة من الإقراض المفرط، دون تقييم كاف لمخاطر الائتمان، خاصة مع تزايد الاستهلاك والطلب على الواردات (Kaminsky, 1999). وهو ما أكدته دراسة أخرى أشارت إلى أن الأزمات المصرفية تكون مسبوقة بتدفقات كبيرة من رؤوس الأموال قصيرة الأجل (Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998).

يوضح عجز الميزان التجاري أثر تحرير التجارة الدولية، ذلك أنه من المتوقع أن يؤدي تزايده إلى ارتفاع إحتمالية حدوث هذا النوع من الأزمات. وترجع أهمية إدخال هذا المحدد إلى ما يلي:

1. دور العجز التجاري في تراجع احتياطيات النقد الأجنبي وعدم استقرار أسعار الصرف (عبد النبي إسماعيل الطوخي، بدون تاريخ). وفي هذا الشأن، فقد أوضحت إحدى الدراسات وجود علاقة ذات اتجاهين بين الأزمات المصرفية وأزمات سعر الصرف، باعتبار أن كلاً منهما تؤثر على الأخرى (Gupta, 2002).
2. يعتبر تزايد العجز التجاري مؤشراً للصعوبات التي يواجهها عملاء البنوك المشتغلين بأنشطة ذات علاقة بقطاع التصدير، ومن ثم تزايد احتمالات عدم قدرتهم على الوفاء بالتزاماتهم، خاصة منها تلك المتعلقة بخدمة القروض (ناجي التوني، 2004).
3. يعكس العجز التجاري بما يعنيه من تراجع أداء الصادرات تباطؤ النشاط الاقتصادي، مما قد يمهد لحدوث الأزمات المصرفية (Kaminsky & Reinhart, 1999).

محددات مالية

تتضمن عدداً من المتغيرات الجزئية المتعلقة بطبيعة البيئة المصرفية وأداء الأسواق المالية. وتتمثل هذه المحددات في درجة مخاطر السيولة ودرجة كفاية رأس المال ومعدل الربحية ودرجة مخاطر السوق.

تعكس مخاطر السيولة احتمالية عجز النظام المصرفي عن الاستجابة لطلبات سحب المودعين بسبب ارتفاع نسبة الأصول المتسمة بانخفاض سيولتها عن خصومه المتسمة بارتفاع سيولتها نظراً لطبيعتها قصيرة الأجل. وفي هذا الصدد، فقد أشارت إحدى الدراسات، إلى أن التخوف من عدم سيولة الأصول يؤدي إلى تغذية حالة الذعر البنكي ذاتياً (Davis & Karim, 2008).

تساعد درجة كفاية رأس المال في التنبؤ بالأزمات المصرفية، وهي تعكس درجة مخاطر رأس المال التي يتعرض لها البنك ودرجة استقراره، ومدى تماشيه مع قواعد لجنة بازل. فكلما ارتفعت هذه النسبة وغطت الحد الأدنى 8% كلما انخفضت درجة المخاطر التي يواجهها البنك وكلما كان أقل تعرضاً لهذه الأزمات (نجوى عبد الله سمك، 2004).

يعتبر الربح مؤشراً هاماً لمدى كفاءة أداء المنشأة الاقتصادية، حيث أن تعظيم الربح هو هدفها الرئيسي، ويرتبط معدل الربحية بهيكل السوق (عبد النبي إسماعيل الطوخي، بدون تاريخ). ويعكس ارتفاع معدل ربحية البنك تحسناً في مستوى أدائه وقدرة أكبر على مواجهة الأزمات، ومن ثم فإنه من المتوقع أن يمارس معدل الربحية تأثيراً عكسياً على احتمالات حدوث الأزمات المصرفية.

تشير مخاطر السوق إلى أثر تهاوي أسعار بعض الأصول على صافي ثروة النظام المصرفي (Davis & Karim, 2008). ويعزى هذا الاتجاه الهبوطي للأسعار إلى عدد من الأسباب، أهمها تركز المحافظ المالية في أنواع معينة من الأصول، حيث تميل البنوك نحو تكثيف استثماراتها في الأصول التي تشهد أسعارها نشاطاً ملحوظاً، ومن أبرزها الأصول العقارية لأثرها في زيادة القيمة الرأسمالية للبنك، وتعد الأزمة الأمريكية

الراهنة مثالاً حياً على الآثار السلبية الناشئة عن ارتفاع نسبة تركز هذا النوع من الأصول (سلطان أبو على، 2008). بالإضافة إلى ذلك، فإن أنشطة المضاربة وتقلبات التعامل في الأسواق المالية تلعب دوراً هاماً في التمهيد لظهور مخاطر السوق.

تحليل مؤشرات الأداء المصرفي في الدول العربية محل الدراسة

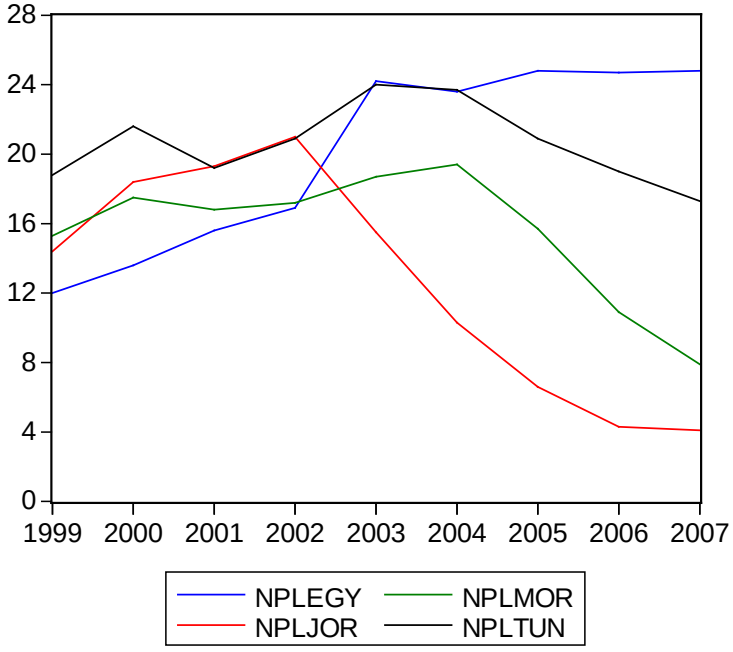
يهدف هذا الجزء إلى إلقاء نظرة عامة على طبيعة أداء الجهاز المصرفي في الدول العربية الأربع محل الدراسة والتي تتمثل في كل من مصر (EGY) والأردن (JOR) والمغرب (MOR) وتونس (TUN)، وذلك خلال الفترة (1999-2007). وسوف يتم الاعتماد في تحليل الأداء على عدد من المؤشرات التي تستخدم في كثير من الدراسات لعقد المقارنات الدولية (صندوق النقد العربي، وآخرون 2008)، وذلك وفقاً لما هو متاح من بيانات.

جودة الأصول

للحكم على مدى جودة أصول الجهاز المصرفي، التي تمثل الجانب المحرك للأزمات المصرفية، فإن المؤشر الأساسي لذلك هو نسبة القروض المعدومة إلى إجمالي الأصول، وقد تبين أن متوسط هذه النسبة على مستوى الدول العربية محل الدراسة كمجموعة خلال الفترة (1999-2007) قد بلغ نحو 17.2%. وسجل هذا المتوسط أعلى مستوياته في كل من تونس ليقترب من 21% ومصر ليصل إلى 20%، في حين انخفض مستواه (وإن ظل مرتفعاً نسبياً) إلى 15% في المغرب ونحو 13% في الأردن. ويلاحظ بوجه عام ارتفاع قيمة هذا المؤشر في الدول العربية الأربع مقارنة بالدول العربية النفطية وتحديداً دول مجلس التعاون لدول الخليج العربية، مما يشير إلى احتمالات معاناة الجهاز المصرفي في دول العينة من بعض أوجه القصور في جانب جودة الأصول.

بالنظر إلى التطور الزمني لقيمة هذا المؤشر في كل من الدول الأربع خلال فترة الدراسة، كما هو موضح في الشكل رقم (1)، فإنه يتبين أن مصر هي الدولة التي شهدت طفرة ملحوظة في هذا المؤشر، حيث تضاعفت قيمته في نهاية الفترة مقارنة ببدايتها. أما في تونس، فقد ظلت قيمة هذا المؤشر نسبياً حول مستواها المرتفع، في حين أحرزت الأردن تحسناً في قيمة هذا المؤشر، حيث انخفضت بمعدل 71.5% يليها في ذلك المغرب بمعدل انخفاض قدره 48.4%.

شكل رقم (1)
نسبة القروض المعدومة إلى إجمالي الأصول في الدول العربية محل الدراسة
خلال الفترة (1999-2007)

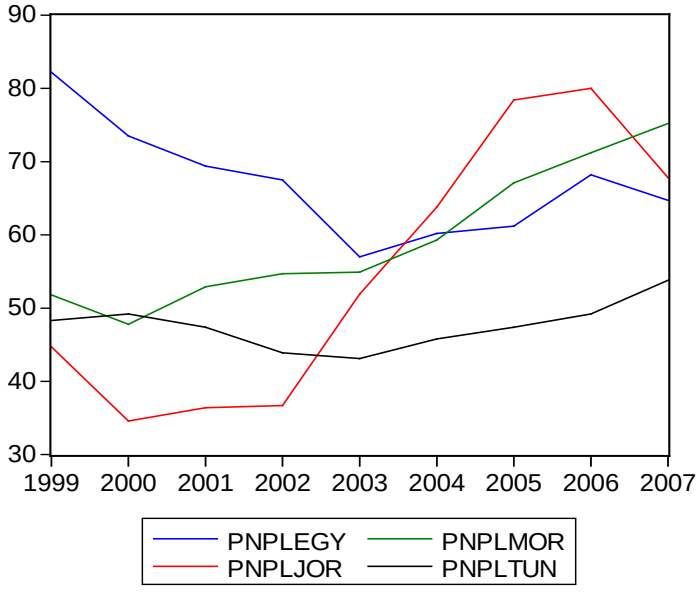


المصدر: تقرير التكيف المالي العالمي، إصدارات مختلفة.

جدير بالذكر أنه عند استخدام مؤشر آخر لجودة الأصول وهو نسبة مخصصات البنوك إلى القروض المعدومة (حيث تعني زيادته انخفاض احتمالية التعرض للأزمات المصرفية) فإن النتائج جاءت متوافقة مع التحليل السابق، حيث بلغ متوسط هذه النسبة في الدول الأربع خلال فترة الدراسة كمجموعة نحو 57%، أي أن المخصصات لا تغطي سوى نصف قيمة القروض المعدومة تقريباً.

لقد حققت تونس أدنى قيمة لهذا المتوسط، حيث لم تتجاوز 48% فقط. وقد سجلت كل من الأردن والمغرب قيماً متقاربة، حيث وصلت في الأولى إلى نحو 55% وفي الثانية إلى 59%. أما بالنسبة لمصر، فعلى الرغم من تحقيقها لمتوسط لهذا المؤشر وصل إلى 67%، إلا أن التطور الزمني لقيمة هذا المؤشر تبعاً للشكل رقم (2)، يعكس انخفاضها بمعدل يتجاوز 20% عند مقارنة بداية الفترة بنهايتها.

شكل رقم (2)
نسبة مخصصات البنوك إلى القروض المعدومة في الدول العربية محل الدراسة
خلال الفترة (1999-2007)

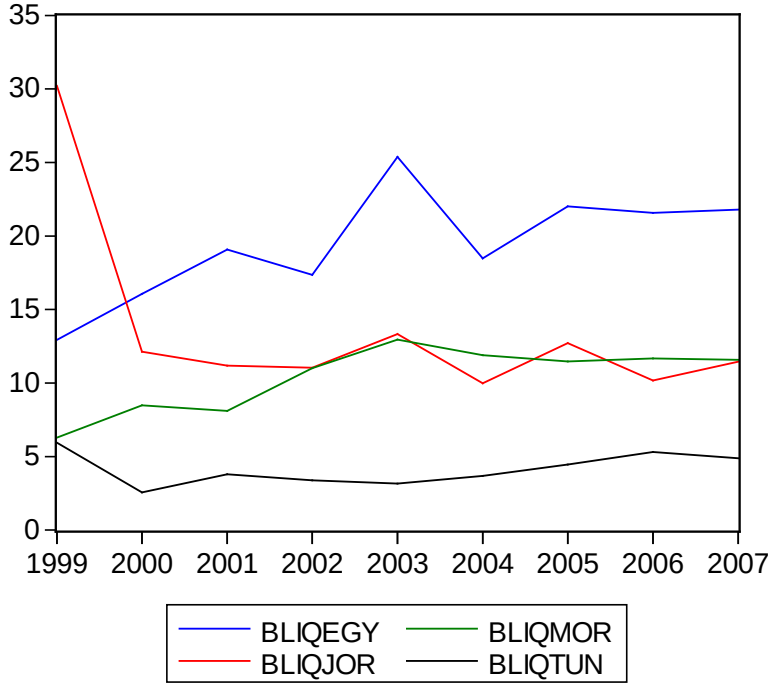


المصدر: تقرير التكيف المالي العالمي، إصدارات مختلفة.

السيولة

تم الاعتماد على مؤشر نسبة الاحتياطيات السائلة إلى الأصول في تحليل موقف السيولة في الجهاز المصرفي. ويشير الشكل رقم (3)، إلى أن هذا المؤشر قد سجل بوجه عام أعلى معدلاته في مصر مقارنة ببقية دول العينة محل الدراسة محققاً متوسطاً قدره 19%، مما يقلل من احتمالات مخاطر السيولة، إلا أنه قد شهد حالة من عدم الاستقرار حتى وصل في عام 2003 إلى أقصى مستوى له وهو 25%، ثم اتجه نحو الانخفاض في السنوات الأخيرة ليستقر نسبياً حول معدل 22%. . وقد تعزى حالة الاضطراب في جانب منها إلى الأزمات التي تعرض لها سوق العملة في مصر منذ نهاية تسعينيات القرن الماضي، نتيجة لزيادة قوى الطلب على النقد الأجنبي مقارنة بقوى العرض، التي أسفرت عن قرار تعويم الجنيه المصري في يناير من عام 2003. أما بالنسبة لباقي دول العينة، فقد اتضح أن تونس قد سجلت أدنى مستويات لهذا المؤشر حتى أن قيمته لم تتجاوز 4% في المتوسط، الأمر الذي يعكس ارتفاع مخاطر السيولة فيها. وقد سجلت كل من الأردن والمغرب تقارباً في معدلات هذا المؤشر منذ بداية القرن الحالي، ليصل متوسطه إلى 13.5% و10.4% على الترتيب. هذا وتجدر الإشارة إلى أن نسبة الاحتياطيات السائلة إلى الأصول في دول العينة كمجموعة تقترب من 12% في المتوسط خلال الفترة محل الدراسة.

شكل رقم (3)
نسبة الاحتياطيات السائلة إلى الأصول في الدول العربية محل الدراسة
خلال الفترة (1999-2007)

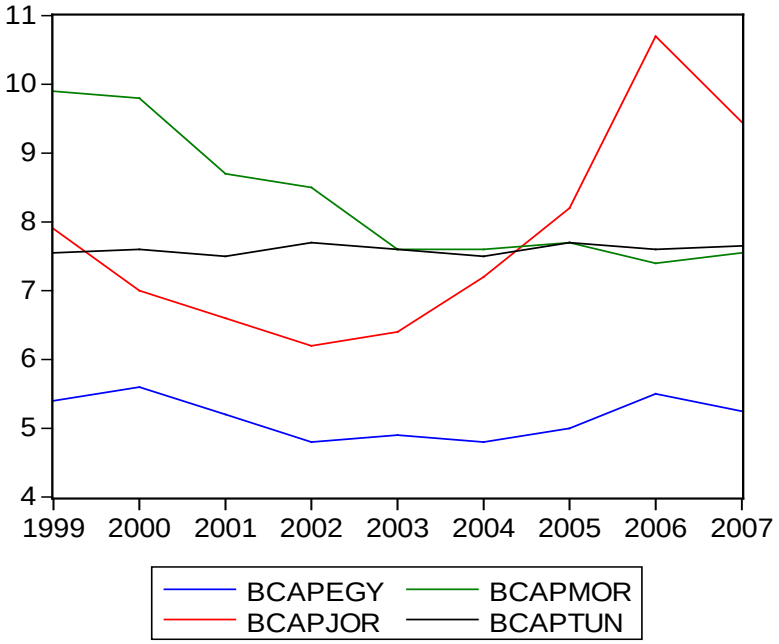


المصدر: مؤشرات التنمية العالمية، قرص مدمج.

كفاية رأس المال

للتعرف على مدى كفاية رأس المال، فقد استخدمت هذه الدراسة مؤشر نسبة رأس المال إلى الأصول الذي ينبئ بقدرة المصارف على مواجهة خسائر ممكنة وناجمة عن بعض الصدمات. وقد اتضح من خلاله أن المتوسط العام لهذا المؤشر في الدول العربية الأربع كمجموعة قد بلغ ما نسبته 7.2%، وهي تعد نسبة ضئيلة نوعاً ما مقارنة بما وضعته لجنة بازل كحد أدنى لملاءة رأس المال.

شكل رقم (4)
نسبة رأس المال إلى الأصول في الدول العربية محل الدراسة
خلال الفترة (1999-2007)



المصدر: مؤشرات التنمية العالمية، إصدارات مختلفة، قرص مدمج.

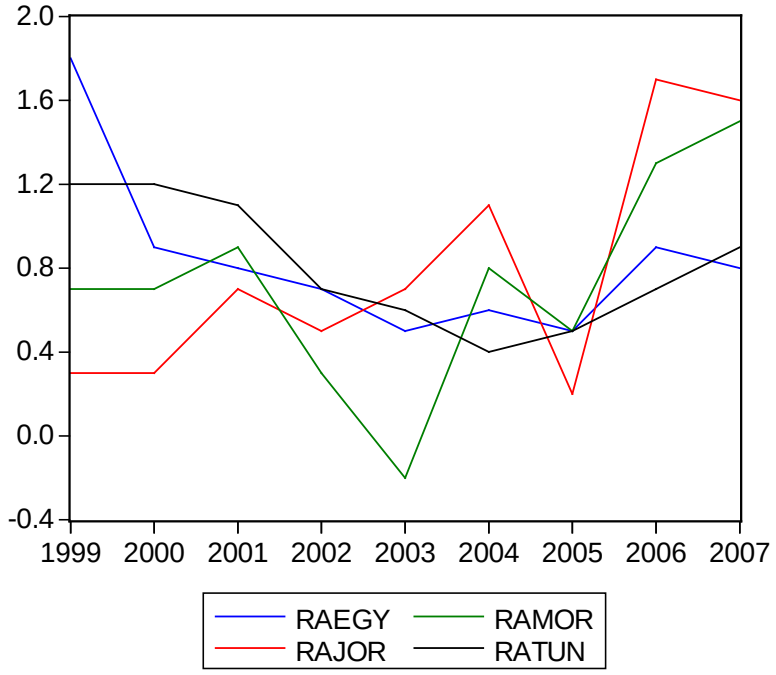
يبين الشكل رقم (4) انخفاض قيم هذا المؤشر في الجهاز المصرفي المصري مقارنة بنظيره في دول العينة، الأمر الذي يعني تزايد مخاطر رأس المال، خاصة وأن متوسط هذه القيم قد بلغ 5.2% فقط. ويلاحظ أن هذا المؤشر قد اتسم بالاستقرار في تونس، حيث بلغت قيمته 7.6% في المتوسط. وعلى الرغم من التباين في اتجاه المؤشر في كل من المغرب والأردن، حيث اتخذ في الأولى اتجاهاً متناقصاً، في حين اتخذ في الثانية اتجاهاً متزايداً، إلا أنهما متقاربتان بالنظر إلى قيمة هذا المؤشر في المتوسط، حيث سجلت المغرب أعلى قيمة بين دول العينة بنسبة 8.3% يليها الأردن محققة 7.7%.

الربحيـة

تتأثر ربحية المصارف العربية بعدة عوامل، أهمها: الدورات الاقتصادية، وإدارة المخاطر، ودرجة المنافسة في القطاع المالي والمصرفي، وتكاليف التشغيل ونسبة السيولة. ويمكن الاعتماد على مؤشر معدل العائد

على الأصول في إلقاء الضوء على ربحية الجهاز المصرفي. وقد اتضح من استخدام هذا المؤشر تدني المتوسط العام لربحية المصارف في الدول العربية محل الدراسة كمجموعة، حيث يقل عن 0.8%، فضلاً عن تقارب المتوسطات الخاصة له عند النظر لهذه الدول على نحو منفرد، وقد تراوحت بين (0.72% - 0.83%).

شكل رقم (5)
معدل العائد على الأصول في الدول العربية محل الدراسة
خلال الفترة (1999-2007)



المصدر: تقرير التكيف المالي العالمي، إصدارات مختلفة.

يتيح الشكل رقم (5) التعرف على اتجاهات هذا المؤشر خلال الفترة محل الدراسة. وتبعاً لذلك، فإن مسار هذا المؤشر يتسم بالتذبذب على مستوى أي من الدول الأربع.ومع ذلك، فإنه يمكن القول من خلال مقارنة قيمة هذا المؤشر في بداية فترة الدراسة بقيمته في نهايتها بأن مساره كان نحو الارتفاع في كل من الأردن والمغرب، في حين اتجه نحو الانخفاض في كل من مصر وتونس.

النموذج القياسي

لقد تم بناء النموذج القياسي لإختبار الفرضيات المستخلصة من الإطار النظري، والتي تتعلق بمدى تحقق العلاقات بين مؤشر الأزمة المصرفية وكل من مؤشرات الأداء الاقتصادي الخارجي والداخلي والمالي. وقد تمثلت المنهجية المستخدمة في بناء نموذج إنحدار مدمج لبيانات مقطعية ممثلة في كل من مصر والأردن وتونس والمغرب والسلاسل الزمنية المعبرة عن الفترة (1999-2007)، وذلك على النحو التالي:

$$BC = b_0 + b_1 GDP + b_2 DIS + b_3 INF + b_4 PORT + B_5 TRD + b_6 BUD + B_7 STO + b_8 BLIQ + b_9 BCAP + b_{10} RA$$

متغيرات النموذج

يمثل المتغير التابع (BC) مؤشر الأزمة المصرفية. وهو عبارة عن متوسط مرجح لكل من نسبة القروض المعدومة إلى إجمالي الأصول (NPL) ونسبة مخصصات القروض إلى القروض المعدومة (PNPL). وقد تم استخدام هذين المتغيرين لدورهما في بيان أداء الجهاز المصرفي من جانب جودة الأصول الذي يعتبر المسئول عن ظهور هذا النوع من الأزمات كما سبق ذكره.

وقد تم حساب الأوزان النسبية لهذين المتغيرين، بحيث تتناسب عكسياً مع الانحراف المعياري لهما، ويكون مجموع الأوزان واحداً صحيحاً. وفي هذا الإطار، فقد تم استخدام المعادلتين التاليتين للوصول إلى الأوزان النسبية للمتغيرين:

$$W_{NPL} / W_{PNPL} = S_{PNPL} / S_{NPL}$$
$$W_{NPL} + W_{PNPL} = 1$$

حيث:

w: الوزن النسبي

s: الانحراف المعياري

وقد بلغ الانحراف المعياري لنسبة القروض المعدومة إلى إجمالي الأصول نحو 5.615، في حين بلغ الانحراف المعياري لنسبة مخصصات القروض إلى القروض المعدومة نحو 12.769، وتبعاً لذلك، فإن المعادلة التالية هي التي تم استخدامها في الوصول إلى المتغير المركب المعبر عن الأزمة المصرفية، حيث توضح الإشارة السالبة التي وردت فيها العلاقة العكسية بين نسبة مخصصات القروض إلى القروض المعدومة وبين المتغير المستخدم لقياس الأزمة (مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، 2003).

$$BC = (0.69 * NPL) - (0.31 * PNPL)$$

واستناداً إلى محددات الأزمات المصرفية التي سبق بيانها، وللاعتبارات العملية من حيث توافر البيانات للفترة محل البحث، فقد تم التعبير عن المتغيرات المستقلة التي تضمنها نموذج الدراسة كالتالي:

GDP: معدل التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.
DIS: سعر الفائدة الحقيقي باعتباره بمعدل الخصم السنوي مطروحاً منه معدل التضخم.
INF: معدل التضخم باعتباره معدل التغير في مخفض الناتج المحلي الإجمالي.
PORT: نسبة تدفقات المحافظ المالية (رؤوس الأموال قصيرة الأجل) إلى الناتج المحلي الإجمالي.
TRD: نسبة عجز الميزان التجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي.
BUD: نسبة عجز الموازنة العامة إلى الناتج المحلي الإجمالي.
STO: معدل دوران الأسهم [1].
BLIQ: نسبة الاحتياطيات السائلة إلى الأصول.
BCAP: نسبة رأس المال إلى الأصول.
RA: معدل العائد على الأصول.

وقد تم الحصول على بيانات الدول الأربع محل الدراسة المتعلقة بالمتغيرات السابقة خلال الفترة (1999–2007) من عدة مصادر هي: تقرير التكيف المالي العالمي، والإحصاءات المالية العالمية، ومؤشرات التنمية العالمية.

وقد تم حساب المتغيرات BC, GDP, DIS, INF, PORT, RD, BUD في حين تم استخدام البيانات المتاحة بشكل مباشر عن المتغيرات RA, BCAP, BLIQ, STO. كما تم إجراء بعض التعديلات على بعض البيانات بما يتلاءم مع وحدة البحث. فقد تم على سبيل المثال، تحويل الناتج المحلي الإجمالي من العملة المحلية إلى الدولار. كذلك تم استخدام مكمش الناتج المحلي الإجمالي لتحويل الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية إلى الأسعار الثابتة باعتبار ان عام 2000 يمثل سنة الأساس.

نتائج النمـوذج

إعتمدت الدراسة على طريقة المربعات الصغرى المعممة في تقدير معلمات النموذج السابق. ويلاحظ أنه قد سبق الوصول إلى النتائج النهائية، التي تم عرضها في الجدول رقم(1) عدة محاولات تمثلت في إدخال معامل التصحيح AR (1) لعلاج مشكلة الارتباط السلسلي بين قيم الخطأ العشوائي، واستخدام الأوزان الترجيحية cross-section weights لعلاج مشكلة إختلاف التباين، ثم إجراء اختبار Wald-test، حيث جاءت نتائجه مؤيدة لإدخال طريقة التأثيرات الثابتة fixed effects وليس العادية common [2]. وأخيراً، فقد تم حذف المتغيرات التي لم تحقق معنوية إحصائية تصل إلى مستوى 5%.

جدول رقم (1)
نتائج الانحدار المدمج

معاملات المتغيرات	القيمة	t- Statistic	P-Value
PORT	0.058	2.01	0.0576
TRD	0.436	4.68	0.0001
STO	0.11 -	4.21 -	0.0004
BLIQ	0.545 -	5.13 -	0.0000
BCAP	1.652 -	4.09 -	0.0005
RA	2.453 -	3.1 -	0.0054
AR (1)	0.826	5.43	0.0000
EGY-C	25.79		
JOR-C	24.23		
MOR-C	17.81		
TUN-C	16.44		
R^2	0.985		
F-Value	236.99		0.0000
D.W	2.391		

تشير النتائج السابقة إلى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذج، وذلك استناداً إلى قيمة R^2، التي تعني أن المتغيرات التي تم اختيارها تستطيع في مجملها تفسير نحو 98.5% من التغيرات التي تحدث في المتغير المعبر عن الأزمة المصرفية. وقد دعم ذلك ارتفاع قيمة F التي بلغت 236.9 وارتفاع معنويتها الإحصائية إلى مستوى أقل من 1%، الأمر الذي يعني ملاءمة النموذج القياسي المستخدم في شرح العلاقة بين الأزمة المصرفية وبين المتغيرات المفسرة التي تضمنها النموذج.

كذلك فقد أوضحت النتائج أن كلاً من التدفقات الرأسمالية قصيرة الأجل وعجز الميزان التجاري يمارس تأثيراً موجباً وذات معنوية إحصائية على مؤشر الأزمة المصرفية، وذلك عند مستوى معنوية 5% فأقل. وهذا يعني صحة الفرضية الخاصة بالعلاقة بين مؤشرات أداء القطاع الخارجي وهذا المؤشر، والتي تعزى إلى حقيقة الإرتباط بين ما تشهده أسعار الصرف من تقلبات جراء زيادة الإنفتاح المالي والتجاري وبين حدوث هذا النوع من الأزمات. ذلك أنه في إطار توجه دول العينة نحو تقليل القيود المفروضة على الحسابات الرأسمالية وما يصاحبها من تنشيط لتحركات رؤوس الأموال قصيرة الأجل نحو الداخل في الوقت الذي لا تزال فيه الأسواق المالية والمصرفية لهذه الدول – بوصفها دولاً نامية- تعاني من بعض القصور في الترتيبات التنظيمية والضوابط الرقابية اللازمة، من شأنه أن ينعكس في تزايد عمليات الإقراض التي قد تفتقر للتقييم الكافي لمخاطر الإئتمان.

بالإضافة إلى ذلك، فإن تزايد العجز التجاري بما يعنيه من تدهور القدرة التنافسية للصادرات إنما ينعكس في تراخى إحتياطيات النقد الأجنبي وتخفيض قيمة العملة المحلية. هذا التخفيض من شأنه أن يؤثر على الأصول الحقيقية للبنوك ويضعف قدرة البنوك المركزية على القيام بدور المقرض الأخير للبنوك التي تواجه مشاكل سيولة أو تعثر مالي. ويبدو الأمر أكثر وضوحاً إذا ما اقترن العجز التجاري بحدوث أزمات فعلية في سوق العملة الوطنية، كما حدث في الإقتصاد المصري في نهاية تسعينات القرن الماضي. وتجدر الإشارة هنا إلى أن زيادة الإنفتاح على العالم الخارجي تساعد على تغذية أثر العدوى الذي بدوره يعزز من إنتشار الأزمات على نطاق عدد كبير من الدول.

أما بصدد تأثير كل من معدل نمو الناتج وسعر الفائدة الحقيقي، ومعدل التضخم، ونسبة عجز الموازنة، فقد جاء غير معنوي عند مستوى 5% (ومن ثم تم حذفه من الجدول رقم (1)). الأمر الذي قد يثير بعض التساؤلات، نظراً لكونه يتناقض مع المنطق الاقتصادي. فعلى الرغم من أن الدراسات السابقة (كامنسكي وراينهارت (1999)، ديفيس وكريم (2008)) قد أوضحت أن تراجع مؤشرات الأداء الاقتصادي الداخلي يؤدي إلى حفز الأزمات المصرفية معللة ذلك بتأثير الدورات الإقتصادية كسمة للنظام الرأسمالي الحر، إلا أن ذلك لم يتحقق في نتائج هذه الدراسة. ويمكن تفسير عدم معنوية تأثير هذه المتغيرات، بالرجوع إلى طبيعة الهياكل الاقتصادية لدول العينة، حيث أنه نظراً لكونها إقتصاديات متنوعة وليست أحادية، فإنه من المتوقع أن يتسم أداؤها الداخلي – ومن ثم مؤشراتها الكلية – بنوع من الاستقرار النسبي، بما يقلل من إمكانية اعتبار الصدمات الداخلية مصدراً أساسياً لحدوث الأزمات المصرفية. فالإعتماد على أكثر من مصدر للنمو ومن ثم تنويع مصادر الدخل يمثل أحد السياسات التأمينية التي تعمل على زيادة قدرة الإقتصاد على إمتصاص الصدمات الداخلية. واستناداً على ذلك، فإن طبيعة الهيكل الاقتصادي له أهميته في تحديد ماهية المؤشرات التي يتضمنها نظام الإنذار المبكر لهذا النوع من الأزمات.

أما عن المتغيرات المالية، وتحديداً منها تلك التي تعكس أداء القطاع المصرفي ذاته، فقد اتخذت جميعها إشارة سالبة وجاء تأثيرها معنوياً عند مستوى أقل من 1%. الأمر الذي يعني أن تراجع كل من نسبة الاحتياطيات السائلة للأصول، ونسبة رأس المال للأصول، ومعدل العائد على الأصول، يؤدي إلى تزايد حدوث الأزمات المصرفية. بيان ذلك أن إنخفاض نسبة السيولة يعنى إحتمالية العجز عن تلبية طلبات سحب المودعين، أما إنخفاض نسبة كفاية رأس المال فتشير إلى إرتفاع درجة مخاطر الجهاز المصرفي، أما إنخفاض معدل الربحية فيوضح قصور كفاءة المؤسسات الإئتمانية. وتبعاً لذلك، فإن الحوكمة الجيدة هي من الأدوات الهامة لمواجهة الأزمات.

وقد أظهرت النتائج أيضاً وجود دور هام لأداء سوق المال، حيث يمارس معدل دوران الأسهم تأثيراً سالباً ذا معنوية إحصائية عند مستوى أقل من 1% على المتغير المعبر عن هذه الأزمات. وتفسير ذلك أن انخفاض معدل دوران الأسهم يعني ضعف حركة التداول وإنخفاض سيولة سوق المال، ومن ثم تزيد إحتمالات حدوث حالة من التراجع في التعاملات قد تمهد لظهور مخاطر إنخفاض أسعار الأسهم. وتؤيد هذه النتيجة صحة فرضية الدراسة الخاصة بتأثير المتغيرات المالية.

تؤكد النتائج السابقة على أهمية إدخال مؤشرات الجانب المالي عند التنبؤ بحدوث الأزمات المصرفية عنه مقارنة بمؤشرات الجانب الحقيقي (الذي أوضحت نتائج هذه الدراسة افتقار الكثير منها للمعنوية الإحصائية المطلوبة). ومن منطلق هذه الأهمية، فإنه يلاحظ توجه المؤسسات الدولية في إطار الأزمة الأمريكية الراهنة نحو الإعتماد على المتغيرات المالية في تكوين مؤشرات للإنذار المبكر، بوصفها أكثر حساسية لما يطرأ من تغيرات على أداء القطاع المصرفي. وتجدر الإشارة في هذا الصدد إلى الدراسة الحديثة التي أعدها البنك الاحتياطي الفيدرالي في مدينة كنساس، التي توصلت إلى إستنباط مؤشر للإعياء المالي(Kansas City Financial Stress Index (KCFSI يتألف من أحد عشر متغيراً مالياً (Hakkio & Keeton, 2009).

الخاتمـــة

يشهد القطاع المصرفي على الصعيد الدولي تطورات هامة في السنوات الراهنة في ظل تداعيات الأزمة المالية الأمريكية. ولما كان القطاع المصرفي العربي جزءًا من الكيان المالي الدولي، فإنه من المتوقع أن تمتد إليه بعض التأثيرات. وبغض النظر عن طبيعة هذه التأثيرات، فإن دواعي الرشد الاقتصادي تستلزم الحيطة والحذر في مواجهة هذه الأزمات المصرفية في الدول العربية وضرورة وضع آلية قومية ملائمة للإنذار المبكر. وفي هذا الإطار، تسعى هذه الدراسة إلى وضع تصور مبدئي للمؤشرات التي يمكن أن يتضمنها نظام الإنذار المبكر للدول العربية التي تتسم بتنوع القاعدة الإنتاجية. وقد تمثلت مقومات وضع هذا التصور في الآتي:

1. تحديد العوامل الحاكمة للأزمات المصرفية.
2. تحليل أداء القطاع المصرفي في الدول محل الدراسة.
3. التحقق من مدى صحة (أو خطأ) فرضيات الدراسة.

إتضح من خلال الدراسة أن العوامل الحاكمة للأزمات المصرفية – استناداً إلى الفكر الاقتصادي وما توصلت إليه الدراسات السابقة – تتمثل في مجموعة المحددات الكلية التي تضم مؤشرات للأداء الاقتصادي الداخلي والخارجي، ومجموعة المحددات الجزئية التي تتضمن مؤشرات الأداء المالي على مستوى القطاع المصرفي.

أما بصدد تحليل أداء القطاع المصرفي في الدول الأربع محل الدراسة خلال الفترة (1999-2007)، فقد كشفت المؤشرات المستخدمة عن تراخ في مستوى هذا الأداء. وقد ركزت الدراسة في تحليلها على أربعة جوانب، تمثلت في كل من جودة الأصول، والسيولة، وكفاية رأس المال، والربحية.

تبين عند التحليل على مستوى الدول كمجموعة أن المتوسطات العامة لهذه الجوانب إنما ينذر بعضها بوجود قدر من المخاطر يتعين معالجته حتى لا يقود إلى حدوث أزمات مصرفية. ذلك أنه على الرغم من

عدم وجود مؤشرات عالمية قياسية موحدة لهذا النوع من الأزمات، إلا أن هناك بعض الدلائل التقريبية التي يمكن الإسترشاد بها في هذا الشأن. فقد بلغ المتوسط العام لنسبة القروض المعدومة إلى إجمالي الأصول في دول العينة نحو 17%. وهو معدل مرتفع نسبياً، حيث أنه يتجاوز النسبة التي إعتمدت عليها بعض الدراسات السابق ذكرها في تعريفها للأزمات المصرفية والتي تتراوح بين 15%-10. كما أنها تقترب من النسبة التي توصلت لها دراسة حديثة من خلال تحليل سلوك 42 أزمة مصرفية خلال الفترة 1970-2007، حيث بلغت نحو 25% (Laeven & Valencia, 2008) .هذا وتبدو مخاطر رأس المال أكثر وضوحاً مع انخفاض نسبة رأس المال إلى الأصول إلى نحو 7% في المتوسط، بما يقل عن الحد الأدنى الذي حددته لجنة بازل الدولية وهو 8%. أما بصدد مؤشريّ درجة السيولة والربحية، الذي بلغ المتوسط العام لكل منهما على التوالي نحو 12%و 0.8% على الترتيب، فلم تتوافر نسب دقيقة يمكن المقارنة الدولية على أساسها.

أظهر التحليل على مستوى كل دولة منفردة، أن أداء الجهاز المصرفي في كل من مصر وتونس أقل نسبياً من أداء الجهاز المصرفي في كل من الأردن والمغرب.

أما في ما يتعلق باختبار فرضيات الدراسة في الدول الأربع للعينة خلال الفترة (1999-2007)، فقد تم بناء النموذج القياسي تبعاً للبيانات المتاحة. وقد جاءت نتائجه في صالح تأييد قبولها جميعاً عدا الفرضية الثانية، التي لم تثبت صحتها نظراً لطبيعة الهيكل الاقتصادي لدول الدراسة، الأمر الذي قد يجعل ركائز الحد من مخاطر الأزمات المصرفية في الاقتصاديات المتنوعة تتمثل في:

1. تحسين مؤشرات الأداء الخارجي في ظل تحرير التجارة وحسابات رأس المال.
2. الحد من مخاطر السوق وتنظيم أنشطة المضاربات.
3. تحسين أداء الإدارة المصرفية.

وفي ضوء ما تقدم، فإنه يجب التأكيد على ضرورة مراعاة السياسات والترتيبات الضامنة لسلامة الأداء المصرفي وجودة أصوله، مع تفعيل الضوابط الرقابية للحد من المخاطر التي قد تؤدي إلى حدوث الأزمات المصرفية، ومن الإجراءات الملائمة في هذا الصدد:

1. توثيق نظام للإنذار المبكر يتضمن مؤشرات تعكس طبيعة أداء الاقتصاد القومي، خاصة الأداء الخارجي، بالإضافة إلى مؤشرات تعكس أداء البيئة المصرفية.
2. الاهتمام بمتابعة وتقييم الأداء المصرفي على نحو مستمر وبما يتفق مع المعايير الدولية.
3. الحرص على منع ظاهرة تركز الائتمان في أنواع معينة من الأصول.
4. تبني نظام جيد للتأمين على الودائع بشكل صريح وليس ضمني، مع مراعاة التناسب بين قسط التأمين ومخاطر المحافظ المالية للبنك.
5. الشفافية في الإفصاح على القروض المعدومة، مع ضرورة تصنيفها تبعاً لدرجة مخاطرها، على أن يتم فرض إحتياطي أكبر على القروض عالية المخاطر.

6. تهيئة البيئة المصرفية لاستقبال تحرير الحسابات الرأسمالية.
7. تحسين الحوكمة المصرفية، لدورها في تقوية الإدارة السليمة للمخاطر ودعم الاستقرار المالي وتحسين فعالية توزيع الموارد. ويقتضي ذلك وضع إطار واضح يحكم مسئوليات مجلس الإدارة، بحيث يحظى بالاستقلالية ويراعي الشفافية ويخضع لمراقبة المساهمين في رأس المال.

الهوامش

(1) تم استخدام معدل دوران الأسهم كأحد مؤشرات أداء سوق المال حيث يعكس حجم التداول في السوق.

(2) يلاحظ أنه قد تعذر استخدام طريقة التأثيرات العشوائية لأن عدد البيانات المقطعية (الممثلة في أربع دول) يقل عن عدد المتغيرات المستقلة.

المراجـع العربية

أيمن محمد هندي (2007): "محددات أزمة العملة في مصر"، المجلة العلمية لكلية التجارة، جامعة حلوان، مصر، العدد الثالث.

سلطان أبو علي (2008)، "الأزمة التمويلية العالمية وانعكاساتها على مصر"، المركز المصري للدراسات الاقتصادية، ورقة عمل، رقم 142.

صندوق النقد العربي وآخرون (2008)، التقرير الاقتصادي العربي الموحد.

عبد النبي إسماعيل الطوخي (بدون تاريخ)، «التنبؤ المبكر بالأزمات المالية باستخدام المؤشرات المالية القائدة. http://www.4shared.com/get/107918023/72dde972/.html

مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار (2003): «نظام الإنذار المبكر ضد أزمات العملة الوطنية»، مجلس الوزراء، مصر، الإصدار الأول.

ناجي التوني (2004)، "الأزمات المالية"، سلسلة جسر التنمية، المعهد العربي للتخطيط، الكويت، السنة الثالثة، العدد (29).

نجوى عبد الله سمك (2004)، «كفاءة البنوك المصرية في مواجهة المنافسة العالمية»، في القدرة التنافسية للاقتصاد المصري وسبل تحقيق الطموحات، تحرير: ليلى الخواجة، مكتبة الشروق الدولية، القاهرة.

المراجـع الانجليزية

Davis, E. & Karim D. (2008), «Comparing Early Warning Systems for Banking Crises", Journal of Financial Stability, Vol. 4.

Demirguc-Kunt, A. & Detragiache, E. (1998), "The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries", IMF Staff Papers, Vol. 45, No. 1.

Fuertes, A. & Espinola, Z. (2006), "Towards the Early Signalling of Banking Crises: The Case of Paraguay", www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2006/iees03j3080806.pdf .

Gupta, P. (2002), "Banking Crises: A Survey of the Literature", IMF, www.imf.org/external/country/ind/rr/2002/pdf/050202.pdf

Hakkio, C. & Keeton, W. (2009) "Financial Stress: What is it, How can it be measured, & Why does it matter?", Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, 2nd Quarter.

IMF, Global Financial Stability Report, Various Issues.

Laeven, L. & Valencia, F. (2008), "Systemic Banking Crises: A New Database", IMF, Working Papers, No. 224.

Kaminsky, G. (1999), "Currency and Banking Crises: The Early Warnings of Distress", IMF, Working Paper, No. 178.

Kaminsky, G.; Lizondo, S. & Reinhart, C. (1998): "Leading Indicators of Currency Crises", IMF Staff Papers, Vol. 45, No. 1.

Kaminsky, G. & Reinhart, C. (1999), "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems", The American Economic Review, Vol. 89, No. 3.

Lestano, L.; Jacobs, J. & Kuper, G. (2003), "Indicators of Financial Crises Do Work! An Early-Warning System for Six Asian Countries", http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpif/0409001.html

Oka, C. (2003), "Anticipating Arrears to the IMF: Early Warning Systems", IMF, Working Paper, No. 18.

Sulimierska, M. (2008), "Capital account liberalization and currency crises- The Case of Central Eastern European Countries", International Trade and Finance Association, Conference Papers, No. 1140.

World Bank, World Development Indicators, CD ROM.

Zinkovskaya, E. (2008), "Determinants of Financial Crises in Russia and Other Transition Economies: An Empirical Test", Japanese Journal of Comparative Economics, Vol. 45, No. 2.

وقائع المؤتمر الخامس للأكاديمية الدولية للبحوث في الاقتصاد والإدارة حول "استراتيجيات الشركات وسياسات الحكومات في مواجهة تحديات القرن الحادي والعشرين"

(كوالالمبور: 28 – 30 ديسمبر 2009)

عرض : وليد عبدمولاه

ملخص وقائع المؤتمر الخامس للأكاديمية الدولية للبحوث في الاقتصاد والإدارة حول "استراتيجيات الشركات وسياسات الحكومات في مواجهة تحديات القرن الحادي والعشرين"

(كوالالمبور: 28 – 30 ديسمبر 2009)

عرض: وليد عبدمولاه*

مقدمة

عقدت الأكاديمية الدولية للبحوث في الاقتصاد والإدارة برعاية من جامعة فلوريدا الأمريكية وجامعة كينج سان الماليزية مؤتمرها الخامس حول "استراتيجيات الشركات وسياسات الحكومات في مواجهة تحديات القرن 21"، وذلك في مدينة كوالالمبور في الفترة 28–30 ديسمبر من عام 2009.

يتيح هذا المؤتمر السنوي فرصة فريدة لتبادل الآراء واستعراض الخبرات بين الأكاديميين وصناع القرار في مختلف مجالات الاقتصاد والإدارة وإدارة الأعمال خاصة في ظل الأزمة الاقتصادية والمالية الراهنة. إضافة إلى ذلك، فإن هذا الملتقى يشكل فرصة مهمة للنشر في العديد من المجلات الدولية والمحلية المحكمة الراعية للحدث، منها ثلاث مجلات أمريكية وخمس بريطانية ومجلة كندية وأخرى إيطالية. وقد تم قبول 177 ورقة من أكثر من 40 دولة غطت ستة تخصصات، وهي الاقتصاد والمالية والمحاسبة والإدارة والتسويق وأنظمة إدارة المعلومات.

في ما يلي عرض مختصر للأوراق الرئيسية في مجال الاقتصاد، بالإضافة إلى عرض موجز لأهم محاور الأوراق المطروحة في مجالات التخصص الأخرى.

أهم الأوراق في مجال الاقتصاد

كانت الورقة الأولى تحت عنوان: "علاقة أسواق الأوراق المالية بالنمو الاقتصادي في الدول الناشئة: منهج السببية والاندماج المشترك"، من تأليف أكرم أرديم أستاذ الاقتصاد بجامعة إرسيس بتركيا وأونور قوزبزي وفاتح القون وصبان نزليقلو.

* عضو الهيئة العلمية – المعهد العربي للتخطيط بالكويت.

إستهدفت الورقة دراسة العلاقة قصيرة المدى وطويلة المدى بين أداء أسواق الأوراق المالية والنمو الاقتصادي في ست دول ناشئة، وهي ماليزيا وتركيا والمكسيك وكوريا والهند والبرازيل، إعتماداً على بيانات فصلية. أكدت نتائج الورقة على وجود علاقة وثيقة بين أداء الأسواق المالية والأداء الاقتصادي في المدى الطويل، ودلت على أهمية أسواق الأسهم كقوة دافعة للنمو الاقتصادي على المدى القصير. كما أشارت الورقة إلى أن هذه النتائج مرتبطة جداً بحجم أسواق الأوراق المالية.

أما الورقة الثانية: فكانت تحت عنوان "كفاءة البنوك والعوامل المحددة: حالة البلدان النامية" من إعداد تشان جي سوك، ومهد زيني عبد الكريم من جامعة ملايا – ماليزيا.

إستهدفت هذه الورقة دراسة محددات كفاءة البنوك في الدول النامية في ظل تأثير العولمة وتحرير الأسواق المالية على الشركات المصرفية في عدد من الدول في آسيا والشرق الأوسط وشمال أفريقيا وأفريقيا جنوب الصحراء. تقوم الورقة في مرحلة أولى إعتماداً على نهج الحد العشوائي باحتساب درجات الكفاءة من حيث التكلفة والربح لكل العينة. وتقوم في مرحلة ثانية بتفسير هذه الدرجات بعوامل محددة باستخدام نموذج إنحدار «توبيت».

تشير النتائج إلى تميز البنوك التجارية لمنطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا من حيث الكلفة، وتميز البنوك التجارية لدول آسيا من حيث الربح. إضافة إلى ذلك، فإن النتائج تشير إلى وجود علاقة سلبية بين راس المال كنسبة من إجمالي الموجودات ومستوى الكفاءة، مما يعني أن الزيادة في استخدام الديون لتمويل العمليات البنكية تساهم في زيادة كفاءة البنوك. كما تبين النتائج ارتباط نسبة العائد على الموجودات ونسبة القروض إلى إجمالي الموجودات بمستوى كفاءة موجب. هذا يعني أن أنشطة الإقراض في هذه الدول تنفذ بكفاءة يمكن تحسينها عن طريق التخصص بدلاً من التنويع.

الورقة الثالثة بعنوان «المشاكل التي تواجه القطاع الزراعي في نيجيريا وطرح نموذج المزارعة» من إعداد موسى لربيني ومصطفى عمر محمد واولدوكون نافيو من الجامعة الدولية الإسلامية – ماليزيا.

تطرح هذه الورقة المشاكل التي تواجه القطاع الزراعي في نيجيريا منذ اكتشاف النفط في أوائل عام 1960، وفشل كل السياسات الرامية للنهوض بهذا القطاع المهم، على غرار سياسات التمويل الصغير الهادفة للحد من الصعوبات المالية لصغار المزارعين. تعيد الورقة تقييم العلاقة بين المزارعين والمؤسسات المالية على أساس نموذج المزارعة، إعتماداً على مبدأ المشاركة في الربح والخسارة من قبل الطرفين، الأمر الذي من شأنه أن يعزز التزام وتعاون الطرفين من أجل نجاح العملة التجارية. بالإضافة إلى أن نموذج المزارعة من شأنه أن يحد من ارتفاع أسعار الفائدة الذي يشكل أحد أهم أسباب الصعوبات المالية للمزارعين.

علاوة على ذلك، فإن من أهم مزايا هذا النموذج تقديم فرصة للاستثمار، وتنويع المخاطر للمؤسسات المالية والمزارعين على حد سواء، والتي من شأنها زيادة إنتاجية القطاع الزراعي وتوليد فرص عمل.

الورقة الرابعة: بعنوان «تأثير سوق الأوراق المالية على مستوى الطلب للنقد في الصين» من إعداد شيهوي قنق، ومنصور جوزوه، وزيادي محمد طاهر، من كلية الاقتصاد والتصرف – ماليزيا.

تعنى الورقة بالعلاقة بين أسواق الأوراق المالية والطلب الحقيقي للنقد في الصين، إعتماداً على نهج الاندماج المشترك باستخدام بيانات فصلية للفترة بين عامي 1994 و 2008 .

خلصت الورقة إلى أربعة نتائج مهمة: أولاً، تظهر النتائج علاقة طويلة المدى مستقرة بين الطلب على النقد بمعناه الضيق (M_1) ومحدداته التي تنطوي على إجمالي المبيعات للسلع الاستهلاكية، ومعدل دوران الأسهم، وسعر الفائدة الأجنبي بالإضافة لسعر الفائدة المحلي قصير المدى (7 أيام)، ومع ذلك فإن تأثير سوق الأسهم على الطلب الحقيقي للنقد يفتقد للمعنوية الإحصائية على المدى البعيد.

ثانياً، تظهر النتائج علاقة مستقرة وطويلة المدى بين الطلب على النقد بمعناه الواسع (M_2) وإجمالي مبيعات السلع الاستهلاكية، ومعدل دوران الأسهم، وسعر الفائدة الأجنبي وسعر الفائدة المحلي قصير المدى (سنة). إضافة إلى ذلك فإن معدل دوران الأسهم يرتبط بشكل سلبي مع مستوى الطلب الحقيقي للنقود (M_2).

ثالثاً، إن عدم أخذ معدل دوران الأسهم بعين الاعتبار قد يؤدي إلى سوء تقدير لدالة الطلب على النقود. وأخيراً، تخلص الورقة إلى أن الاعتماد على معدل دوران الأسهم هو أكثر ملاءمة لقياس علاقة أسواق الأوراق المالية مع الطلب على النقود بدلاً من أسعار الأسهم.

الورقة الخامسة تحت عنوان: «التكامل التجاري العربي: نموذج الجاذبية» من إعداد وليد عبد مولاه، من المعهد العربي للتخطيط بالكويت.

تتناول الورقة التكامل التجاري العربي في ضوء إتفاقات التجارة الإقليمية وهي منطقة التجارة الحرة العربية الكبرى، بالإضافة لاتحاد المغرب العربي، ومجلس التعاون لدول الخليج العربية وإتفاقية أغادير في عام 2004. تهدف الورقة إلى تعزيز الفهم للعوامل الرئيسية المؤثرة على التجارة البينية العربية. لتحقيق هذا الهدف، قامت الورقة بتقدير نموذج الجاذبية باستخدام بيانات الصادرات والواردات للفترة بين عامي 1990 و 2007 لـ 21 دولة عربية و77 شريك تجاري. تشير النتائج إلى أن التصدير والاستيراد يخضعان لقوى متقاربة، حيث يؤثر حجم الاقتصاد من حيث الناتج المحلي وعدد السكان إيجاباً على التجارة الثنائية، بينما تؤثر تكاليف التجارة سلباً على حجم التجارة.

أما في ما يتعلق بآثار إتفاقيات التجارة الإقليمية فتبقى غير واضحة، حيث تخلص النتائج إلى أن منطقة التجارة الحرة العربية الكبرى أدت إلى تعزيز التجارية البنية إلى حد ما، على غرار إتحاد المغرب العربي واتفاقية أغادير. على العكس من ذلك، تبدو مكاسب مجلس التعاون الخليجي غير ملموسة. ويمكن تفسير ذلك، بضعف التكامل بين صادرات هذه الدول، إلى جانب التدفقات التجارية الهامة تاريخياً مع الدول

الكبرى، وزيادتها في الأونة الأخيرة مع دول جنوب شرقي آسيا. تدعو هذه النتائج لمحاولة تعزيز التجارة البينية للدول العربية من خلال تنويع وتشجيع المنتوجات المحلية والحد من تكاليف التجارة وتعزيز حرية التجارة.

الورقة السادسة بعنوان «محددات تدفقات رأس المال الأجنبي إلى أندونيسيا» من إعداد محمد أشرف عبدالله، شاذلي أبو منصور، وشين هونغ بوه، من جامعة سرواك – ماليزيا

تهدف هذه الورقة لدراسة القوى المحركة لتدفقات رأس المال الأجنبي الداخل لأندونيسيا. إستخدمت هذه الدراسة المتغيرات المفسرة التالية: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، سعر الفائدة لسوق المال، الميزانية العامة، ميزان الحساب الجاري وسعر الفائدة على سندات الخزانة الأمريكية 3 أشهر. تعتمد الدراسة على البيانات الفصلية بين عامي 1987 و 2006. تخلص الدراسة اعتماداً على نموذج الاندماج المشترك إلى وجود علاقة مستقرة طويلة المدى بين المتغيرات. إضافة إلى ذلك، فإن فائض أو عجز الميزانية العامة بالإضافة لميزان الحساب الجاري تعتبر متغيرات حتمية في تفسير التدفقات الداخلة إلى أندونيسيا.

الورقة السابعة بعنوان «محددات نظرة سوق العمل للاستعداد الوظيفي بين الحاصلين على بكالوريس إدارة الأعمال في الجامعات الحكومية والخاصة». من إعداد تشونغ واي، ويات مي ليم – من جامعة تنقو عبدالرحمن.

تهدف الورقة لتفسير واقع البطالة المتعاظمة بين الشباب في الآونة الأخيرة في ماليزيا، التي يمكن إرجاعها إلى ضعف استعدادهم الوظيفي. إستهدفت الدراسة خريجي إدارة الأعمال والإدارة نظراً للأعداد الكبيرة التي تدخل سنوياً في سوق العمل. تبحث هذه الدراسة محددات سوق العمل لاستقبال هذه الأعداد من الخريجين للعمل، بالاعتماد على عينة من 300 طالب جامعي و20 من أرباب العمل. خلصت هذه الدراسة الميدانية إلى أن أداء الجامعة هو العامل الأكثر تأثيراً على استعداد الخريجين الوظيفي، يليه نوعية الجامعة ثم الخبرة المكتسبة أثناء الحياة أو أثناء الحياة الجامعية. على أساس من هذه النتائج، خلصت الورقة إلى مجموعة من التوصيات، أهمها تكثيف التدريب أثناء سنوات الدراسة، من أجل دفع نوعية التعليم الجامعي الحكومي والخاص على حد سواء.

الورقة الثامنة تحت عنوان «تكافؤ القوة الشرائية في 5 دول في آسيا، نموذج الارتباط المشترك المتحرك» من إعداد حواتي جنور، ونوريحا هليد، وايزاني ابراهيم من جامعة كينج سان في ماليزيا.

تهدف هذه الورقة لاستقصاء مدى صلاحية نظرية تكافؤ القوة الشرائية لخمس دول آسيوية، وهي ماليزيا، وأندونيسيا، وتايلندا، وفيليبين وسنغافورة. لذلك فقد تم اختيار نموذج جوهانسن للارتباط المشترك طويل المدى بين أسعار الصرف ومؤشر الأسعار. ونظر لتعرض هذه الدول للعديد من التغيرات والأزمات، خاصة منها الأزمة المالية لسنة 1997، فقد تم اعتماد نموذج الارتباط المشترك المتغير في الزمن. إضافة إلى

ذلك، فقد اقترحت الورقة توسيع نطاق التحليل لدمج سعر الفائدة، لتقصي تأثيره على العلاقة بين سعر الصرف والأسعار.

تخلص الورقة إلى نتائج مهمة، حيث تبين الدور الهام الذي يلعبه سعر الفائدة على الارتباط بين سعر الصرف والأسعار، كذلك تبين الورقة أن هذا التأثير يتغير مع الزمن. إعتماداً على هذه النتائج توصي الورقة السلطات النقدية في هذه الدول بأهمية النظر في التغيرات الهيكلية وأثرها على تكافؤ القوة الشرائية لهذه الدول.

الورقة التاسعة بعنوان: «محددات نمو سوق الأوراق المالية الماليزي» من إعداد شرملواتي سيبكي، وشمشوبردة راملي، من جامعة كينج سان في ماليزيا.

تهدف هذه الورقة للتعرف على محددات نمو سوق الأوراق المالية في ماليزيا. قامت الورقة باختبار نموذج قياسي إعتماداً على بيانات للفترة بين عامي 2000 و 2007. تخلص الورقة إلى ثلاث نتائج مهمة، أولاً، تشكل السيولة عنصراً رئيسياً في تطوير سوق ماليزيا للأوراق المالية. ثانياً، يؤثر نمو القطاع البنكي سلباً على نمو سوق الأوراق المالية، مما يدل على أن القطاع البنكي يعد بديلاً للاستثمار في سوق الأوراق المالية. ثالثاً، المحددات الاقتصادية الكلية كمستوى النمو الاقتصادي، والتضخم ومعدل الادخار لا تؤثر على نمو البورصة.

توصي الورقة بضرورة تعزيز السيولة من أجل دفع سوق الأوراق المالية إلى الأمام. ولكن يجب أن تكون هذه الجهود متوازنة إذا ما أريد للقطاع البنكي الماليزي أن يتطور.

الورقة العاشرة بعنوان: «تحليل قياسي لاختلال سعر الصرف والاستثمار الوافد في ماليزيا» من إعداد نور زهيرة، ومحمد يوسف، من الجامعة الدولية الإسلامية في ماليزيا.

تكمن أهمية هذه النظرية في المخاطر الناجمة عن المغالاة في مستوى سعر الصرف وتأثيره السلبي على القدرة التنافسية لماليزيا، في حين تمثل الحالة المعاكسة لمستوى سعر الصرف فرصة لاستقطاب الاستثمار الأجنبي. تقدم هذه الورقة محاولة لتقييم أثر اختلال سعر الصرف على تدفقات الاستثمار في المحافظ المالية. تظهر النتائج إرتباطاً سلبياً بين اختلال سعر الصرف والاستثمار في المحافظ، على وجه التحديد، تقوض المغالاة في سعر الصرف تدفقات الاستثمار، في حين لا يؤدي ضعف سعر الصرف إلى استقطاب أكثر للاستثمار. لذلك فإنه ينبغي توجه سياسات سعر الصرف من أجل الحفاظ على توافق سعر الصرف مع المستوى الحقيقي لتجنب المغالاة لفترات طويلة من شأنها أن تنفر المستثمر الأجنبي .

الورقة الحادي عشر بعنوان «بنية الأقراض وتعرض المصارف الإسلامية لمخاطر الإعسار «، من إعداد ايسية عبدالرحمن، من جامعة كينج سان في ماليزيا.

تعنى هذه الورقة بدراسة تأثير هيكل الأقراض على مستوى التعرض لمخاطر الإعسار للبنوك الإسلامية. وتنظر لهذه العلاقة من ثلاثة جوانب، أولاً، عن طريق تحليل أربعة هياكل للأقراض (وهي الأقراض العقاري، التخصص في الأقراض، إستقرار محفظة الأقراض على المديين القصير والمتوسط)، ثانياً، من خلال دمج متغيرات الاقتصاد الكلي والجزئي. وثالثاً، من خلال إندماج الأزمة الآسوية لعام 1997، فضلاً عن أزمة الرهن العقاري الآنية.

تشير النتائج إلى أن الزيادة في الأقراض العقاري تمكن من خفض خطر التعرض للإعسار، ومع ذلك فإن زيادة تركز الهيكل الاقراضي من شأنها أن تزيد التعرض لهذا الخطر. كذلك تبين الورقة أن زيادة الاستقرار في هيكل الأقراض من شأنها خفض مخاطر الإعسار في الأجل القصير فقط.

مُلاحظات ختامية

بالإضافة إلى الأوراق الرئيسية في مجال الاقتصاد التي تم استعراضها، فإنه يلاحظ أن الجلسة الأخيرة قد خصصت لاقتصاد البيئة، حيث تم تقديم خمس أوراق تطرقت أول ثلاث منها لكيفية التعامل مع التغير المناخي وإدارة الكوارث في بنغلادش وكيفية تصدير آثار التغير المناخي على إنتاج وتربية الحيوانات المائية في ماليزيا وأندونيسيا. في حين إقترحت الورقة الرابعة سمات «البيت الأخضر» في النمذجة البيئية. أما الورقة الخامسة، فقد تقدمت بنموذج للاستفادة من إدارة المخلفات البلدية الصلبة لخفض إنبعاث الكربون في ماليزيا.

وقد ناقش المؤتمر في جلسات متزامنة بقية الأوراق حسب التخصصات المذكورة أعلاه وحول محاور مختلفة. فعلى سبيل المثال، تضمنت جلسة المالية محاور متعددة، من أهمها الاستثمار والمالية الإسلامية وكفاءة أسواق الأوراق المالية والقطاع البنكي وحوكمة الشركات. كذلك فقد تضمن تخصص التسويق محاور من أهمها التجارة الالكترونية والسياحة.

مراجعة كتاب

تقرير الرصد العالمي للبنك الدولي لعام 2008: أهداف الألفية والأجندة البيئية لخدمة التنمية المستدامة والشاملة

أحمد الكواز

مراجعة كتاب
تقرير الرصد العالمي للبنك الدولي لعام 2008: أهداف الألفية والاجندة البيئية لخدمة التنمية المستدامة والشاملة

Global Monitoring Report 2008: MDGs and the Environment
Agenda for Inclusive and Sustainable Development,
The World Bank.

مراجعة: أحمد الكواز*

المقدمة

صدر هذا التقرير عن البنك، وصندوق النقد الدوليين، ليحذر من مخاطر عدم الوفاء بتحقيق الأهداف الإنمائية للألفية الثالثة حتى عام 2015 من قبل معظم الدول الفقيرة، خاصة تلك الأهداف المتعلقة بتخفيض معدلات وفيات الأطفال، والوفيات بعد الولادة، وإكمال التعليم الابتدائي، والتغذية وتوفير خدمات الصرف الصحي. ويهتم هذا التقرير أساساً بدراسة التلازم ما بين التنمية والاستدامة البيئية في مجال تحقيق أهداف الالفية، و يتابع التطور الحاصل في هذا المجال، ويقترح برنامج عمل لتحقيق التنمية قائم على المنهج الشامل. يقع التقرير في (290) صفحة، ويتضمن قسمين يشملان على سبعة فصول، بالإضافة إلى ملحق حول متابعة أهداف الألفية: مؤشرات مختارة.

تقدّم محفوف بالبطء والتحديات

وفقاً للتقرير فإن هناك تقدماً ملموساً وواضحاً في تحقيق الهدف الأول، تخفيض أعداد الفقراء المتوقعين، بين عامي 1995 و 2005، إلى النصف. ويعزي التقرير ذلك إلى التقدم الحاصل في معدل النمو، حيث بلغ متوسط هذا النمو أعلى من (6%) في الدول النامية خلال السنوات الخمس السابقة على صدور التقرير. فقد هبط عدد الفقراء ممن يعيشون على دولار واحد أو أقل في الدول النامية بحوالي (278) مليون بين عامي 1995 و 2004، وبحوالي (150) مليون خلال السنوات الخمس الأخيرة من هذه الفترة. وقد رافق انخفاض عدد الفقراء الأخير في الدول ذات معدلات النمو الأكبر مثل منطقة شرق آسيا. في حين لم يكن

* عضو الهيئة العلمية – المعهد العربي للتخطيط بالكويت.

الأمر كذلك في منطقة أفريقيا جنوب الصحراء، حيث استمر انخفاض معدل النمو وبالتالي عدم تخفيض أعداد الفقراء ويوضح التقرير في مجال سلوك معدلات النمو، أن الدول النامية التي شهدت تطوراً في معدلات نموها، حوالي 8 دول، هي تلك التي تدار اقتصادياتها بطريقة أفضل. أما الدول التي ظلت أسيرة لانخفاض معدلات النمو، فهي تلك التي تميزت بالصراعات، والتي حققت معدلات نمو لم تتجاوز (2%) بالمتوسط، في حين حققت الدول النامية الغنية بالموارد الطبيعية معدلات نمو ما بين (7-8%).

أما في ما يخص أهداف الألفية المرتبطة بالتنمية البشرية، فقد اتسمت بالقصور الشديد الذي يفوق سجل الهدف الأول المشار إليه أعلاه من حيث سوء الأداء. وبقدر تعلق الأمر بالتطورات الإيجابية لهذه الأهداف، فقد زاد عدد الأطفال الملتحقين بالمدارس بحوالي (40) مليون طفل في منتصف الفترة حتى عام 2015 ، مع انخفاض التفاوت ما بين الجنسين في المراحل الابتدائية ، الثانوية بنسبة (60%)، مع بقاء (3) ملايين طفل آخر على قيد الحياة كل سنة، وإنقاذ حوالي مليوني شخص بواسطة اللقاحات، وحصول حوالي مليون شخص على علاج من مرض الإيدز . أما الجوانب السلبية لهذه الأهداف التنموية البشرية، فلازال حوالي (75) مليون طفل في سن الالتحاق بالمدارس الابتدائية ، غير ملتحقين بالدراسة، مع وفاة حوالي (10) آلاف امرأة كل أسبوع من مضاعفات الحمل والولادة (القابلة للعلاج)، ووفاة حوالي (190) ألف طفل دون سن الخامسة كل أسبوع بسبب المرض، ووفاة حوالي مليوني شخص سنوياً بسبب مرض الإيدز، من مجموع (33) مليون شخص مصابين بهذا المرض، ووفاة مليون شخص سنوياً بسبب مرض الملاريا (القابل للوقاية) من بينهم طفل كل (30) ثانية، مع افتقار نصف الدول النامية إلى خدمات الصرف الصحي. ويحدد التقرير منطقة أفريقيا جنوب الصحراء باعتبارها من أكثر المناطق قصوراً في تحقيق الأهداف المرتبطة بالأهداف التنموية البشرية بما فيها الصحية منها.

وبعد العرض الملخص للأداء في مجال أهداف تخفيض أعداد الفقراء، وتحقيق أهداف التنمية البشرية، يشير التقرير إلى أنه بالرغم من التقدم الملحوظ الذي حققه عدد من الدول في هذا المجال إلا أن معظم الدول النامية لا زالت في حالة تخلف عن تحقيق هذه الأهداف، خاصة دول منطقة أفريقيا جنوب الصحراء، بالنسبة لجميع أهداف الألفية، ودول منطقة جنوب آسيا بالنسبة لمعظم أهداف التنمية البشرية، على الرغم من احتمال تحقيقها لهدف تخفيض أعداد الفقراء. وفي ظل بلوغ فترة منتصف الطريق، فإن التقرير يعتقد بأن تحقيق الأهداف أصبح عملية صعبة، إلاَّ أن الإسراع في تحقيق الأهداف يعتبر أمراً ممكناً. وذلك انطلاقاً من تجارب الدول النامية النموذجية مثل حالة فيتنام في مجال تخفيض معدل الفقر من (58%) في عام 1993 إلى (16%) في عام 2006، وكذلك انطلاقاً من تجارب نموذجية أخرى في أفريقيا، حيث حققت كل من غانا وموزنبيق وتنزانيا وأوغندة نتائج مقبولة في تسريع النمو وتخفيض أعداد الفقراء، كما حققت ملاوي نتائج مقبولة في زيادة إنتاجية الزراعة ، وحققت كل من غانا وكينيا وتنزانيا وأوغندة نتائج في مجال زيادة الالتحاق بالمدارس الابتدائية، وحققت كل من النيجر وتوغو وزامبيا نتائج طيبة في مجال مكافحة الملاريا، وكذلك حققت السنغال وأوغندة نتائج في مجال النفاذ لخدمات الصرف الصحي.

التنمية البيئية المستدامة

ينتقل التقرير بعد ذلك لتوضيح العلاقة المتبادلة ما بين تحقيق أهداف الألفية الإنمائية والبيئة المستدامة، التي قد ينظر إليها على أنها علاقة تنافسية في الأجل القصير، إلاَّ أنها ليست كذلك بالتأكيد في الأجل الطويل، ويضرب التقرير مثلاً بافتقار حوالي (1.6) مليون شخص، يمثلون ثلث سكان العالم النامي للطاقة الحديثة، لذلك يضطرون للاعتماد على الكتلة الإحيائية (الطاقة المولدة من العضويات الحية مثل الخشب) ذات انبعاثات أكثر من الكربون، والاعتماد أيضاً على الطاقة المرتبطة بالوقود الأحفوري. وتساعد التنمية المتطورة من ناحيتها في سهولة التكيف مع التطورات البيئية.

يلاحظ التقرير بأن الدول النامية تعتمد بشدّة على الموارد الطبيعية، راس المال الطبيعي، حيث تمثل هذه الموارد حوالي (40 %) من الثروة الوطنية لهذه الدول. وتقترب هذه السنة من (60 %) بعد استبعاد الدول ذات الأسواق الناشئة، في حين لا تصل هذه النسبة إلاَّ في حدود (5%) في حالة الدول المتقدمة، لذلك تثار قضية الإدارة الجيدة للموارد الطبيعية، باعتبارها أحد محددات البيئة المستدامة والتنمية. ويعتقد التقرير بأنه كلما زاد اعتماد الدول النامية على الموارد الطبيعية والزراعية في ظل انعدام التنمية، فإن هذه الدول تكون معرضة أكثر للآثار السلبية لتغيير المناخ ولا تتمتع بقدرة كبيرة على التكيف مع هذا التغير. وتشمل هذه الآثار تلك المرتبطة بالزراعة والتنمية البشرية، وارتفاع مستوى سطح البحر، وتغيرات الطقس القاسية والحارة.

تشير تقديرات زيادة درجات الحرارة حتى عام 2008، وفي ظل عدم قدرة الدول النامية على اتخاذ الإجراءات المناسبة، إلى تضرر الدول النامية في أفريقيا جنوب الصحراء، وجنوب آسيا، وأجزاء من أفريقيا اللاتينية، التي يسكنها حوالي مليار من أفقر السكان في العالم، وذلك على شكل خسائر بالإنتاج الزراعي ما بين (15%-60%) من هذا الإنتاج الزراعي، كما سيمثل العبء الاقتصادي لأخطار الصحة البيئية حوالي (1.5%-4.0%) من الناتج المحلي الإجمالي. كما تُقدر تكلفة تغيير المناخ في سنوات العمر المعدّلة حسب الإعاقة بحوالي (5.5) مليون نسمة سنوياً في عام 2000، ويتوقع ارتفاع هذه التكلفة في حالة عدم إيقاف تغيير المناخ. ويقع العبء الأكبر لهذا التغير على أطفال الدول النامية بسبب انتشار الأمراض مثل الإسهال، والملاريا، وأمراض الجهاز التنفسي. ويتوقع نـــزوح الملايين من المناطق الساحلية في الدول النامية نحو المناطق الداخلية بسبب ارتفاع مستوى البحر. فعلى سبيل المثال سيتأثر سكان فيتنام من جرّاء خسارة (29%) من أراضيها الرطبة، وتقدر هذه الخسارة بحوالي (10%) من الناتج المحلي الإجمالي، علماً بأن عدد السكان المتأثرين خلال تسعينيات القرن الماضي بكوارث مرتبطة بالمناخ بالدول النامية قد وصل إلى حوالي (200) مليون شخص، مقابل مليون شخص في الدول المتقدمة.

مـــا العمـــل؟

للإجابة على هذا السؤال، فإن التقرير يقترح برنامجاً من ستة محاور لتحقيق تقدم في تحقيق أهداف الألفية، وتحقيق التنمية المستدامة المتسقة مع ضمان تحقيق البيئة المستدامة أيضاً.

المحور الأول: الاستمرار بقوة الدفع بالنمو الاقتصادي

تتمثل الأولوية في الاستمرار بقوة الدفع في احتواء الآثار السلبية للأزمة المالية العالمية، حيث خفضت معدل النمو العالمي لعام 2008 إلى (3.7%) مقابل (4.9%) لعام 2007، مع اتفاقية بـ (1%) في الدول النامية، إلا أنه سيظل قوياً عند حوالي (6.7%)، كذلك فإنه لا بد من مراقبة الآثار السلبية لانخفاض تدفقات رؤوس الأموال الخاصة للدول النامية بسبب الأزمة، والتضخم المصطنع، وما ترتبط بذلك من حاجة لسياسات إقتصادية كلية حصيفة قائمة على مرونة سعر الصرف، والإدارة الجيدة للديون الخارجية والانضباط المالي.

وهناك مصدر آخر للقلق على استمرار قوة دفع النمو، وهو الخاص بأسعار النفط والمواد الغذائية، ورغم أن تأثير هذه التطورات لا زال محدوداً على الدول النامية، بسبب التعويض النسبي لزيادة أسعار النفط والمواد الغذائية بالزيادة في أسعار صادرات الدول النامية، إلاّ أن الوضع يمكن أن يتفاقم في حالة استمرار أسعار النفط (وهو الأمر الذي لم يتجسد خلال عام 2009، المُعدّ). علماً بأن هذه الدول تنفق حوالي نصف دخلها على المواد الغذائية، ويقترح التقرير هنا اللجوء إلى شبكات الأمان بدلاً من الرقابة السعرية، كأساس للتعامل مع هذه التطورات، مع إمكانية مساعدة صندوق النقد الدولي في حالة شد الصدمات الخارجية.

والمصدر الثالث للقلق، بعد الأزمة المالية، وأسعار النفط والمواد الغذائية، والمرتبط بالاستمرار بدفعة النمو، يتمثل في حالة الدول المتخلفة (تلك الدول النامية غير المشاركة في طفرات معدلات النمو المرتفع). لذا يدعو التقرير أن (لا) تصاغ السياسات الاقتصادية كبرنامج موحد لكافة الدول النامية، بل حسب حالة كل دولة نامية على حدة، وذلك في ظل ثلاث مقومات أساسية: (أ) سياسات إقتصاد كلي ملائمة، (ب) مناخ ملائم للاستثمار الخاص، (ج) ونظام حكم صالح أو رشيد.

يشير التقرير في ظل هذا المحور الأول إلى منطقة أفريقيا جنوب الصحراء، باعتبارها مثالاً لتنوع أداء النمو في الدول المتخلفة. فهناك حوالي (20) دولة تستوعب حوالي ثلث سكان المنطقة، يعانون من معدلات نمو منخفضة تؤثر على انخفاض متوسط دخل الفرد باتجاه الهبوط، وتتصف هذه الدول بتأثرها بالصراعات وحاجتها لتعزيز القدرات الحكومية، وبناء فرص للقطاع الخاص، وضغوط دولية، وتعزيز الوضع السياسي. وهناك بالمقابل دول أفريقية أخرى يسكنها حوالي ثلث سكان المنطقة أيضاً حققت معدلات نمو في السنوات الأخيرة تراوحت ما بين (1.5%-6%) وتشمل غانا وموزنبيق، ورواندا، وتنزانيا، وأوغندا، والتي بدأت قبل عشر سنوات بوضع اقتصادي مزري.

ويشير التقرير في هذا المجال إلى أن وجود قطاع زراعي متطور في العديد من الدول الأفريقية، هو شرط أساسي لاستمرار وقع النمو الشامل، وبالشكل الذي يساعد على مقاومة ضغوط ارتفاع أسعار السلع الغذائية، وذلك للمساعدة في تحسين أوضاع حوالي (955) مليون يعيشون في المناطق الأفريقية من الدول النامية، وبدخل أقل من دولار واحد يومياً.

كما يتطرق التقرير في هذا المحور، للسؤال الخاص بمدى مسؤولية العولمة عن سوء توزيع الدخل، حيث يلاحظ أنه بالإضافة لتفاوت مستويات معدلات النمو، فإن هناك تفاوت أيضاً في توزيع الدخل في الدول النامية يتضح أكثر في الدول المحققة لمعدلات نمو أكبر. ويُعزي التقرير شدة هذا التفاوت إلى تفاوت التطور التقني (المخفض للطلب على العمالة)، وإلى العولمة المالية، وليس إلى العولمة بمعناها الشامل. ويرى التقرير بأن توسيع المنافذ للتعليم والخدمات المالية من شأنه أن يخفف من آثار التفاوت التقني والعولمة المالية. أما في الدول الفقيرة جداً، أو المتخلفة بالمعنى المشار إليه أعلاه، فلا بد من الاهتمام بالقطاع الزراعي كشرط رئيسي لضمان النمو الشامل.

المحور الثاني: التنمية البشرية

يركّز التقرير هنا على ضرورة الاهتمام بالخدمات التعليمية والصحية، وخاصة الأخيرة، من خلال الاهتمام بـ (نوعية) الإنفاق وحسن (توزيعه). وذلك إذا ما أُريد لأهداف الألفية المرتبطة بالتنمية البشرية التحقيق. ويتناول التقرير محور التنمية البشرية من خلال عدة محاور فرعية: فهناك، أولاً، تحسن نوعية الخدمات الصحية لما لها من آثار على تخفيض معدل وفيات الأطفال، وتحسين صحة الأمهات، والحد من انتشار الأمراض، والحد من سوء التغذية. بالإضافة إلى نوعية الخدمات الصحية، وهناك ثانياً، تحسين توزيع الإنفاق الصحي والتعليمي، والحد من التحيّز للعوائل الأكثر دخلاً، حيث يستفيد السكان في الخمس الأعلى من الدخل أفضل من السكان في الخمس الأدنى منه في جميع الدول النامية (احتمال وفاة طفل مولود ضمن الخمس الأكثر فقراً من السكان في أمريكا اللاتينية قبل بلوغه الخامسة يفوق ثلاث مرات معدل وفاة طفل مناظر ضمن فئة الخمس الأدنى من السكان)، مع احتمال إصابة هذا الطفل بسوء تغذية يبلغ ستة أمثال، واحتمال أن يتلقى العلاج بمعدل الثلثين من حالة بسيطة جداً تتمثل في ارتفاع درجة الحرارة. ويتجسد المحور الفرعي الثالث في ضرورة التصدي لسوء التغذية الكامن وراء موت حوالي (3.5) ملايين طفل سنوياً. ولما لتحسن التغذية من أهمية كبيرة خلال السنوات الخمس الأولى من عمر الطفل في أدائه التعليمي لاحقاً. كما أن سوء التغذية مسئول عن حالات وفاة (20%) من وفيات الأمهات. وعليه، فإن الاهتمام بتحسين التغذية لا ينعكس فقط على الأهداف الفرعية من الهدف الأول للألفية، بل يتعدى تأثيره الإيجابي على الهدف الثاني، الرابع والخامس أيضاً. أما المحور الفرعي الرابع، فإنه يهتم بضرورة التصدي للمخاطر الصحية والبيئية، والتي تتجسد في ضرورة تحسين الصرف الصحي والمياه (الإسهال ، والملاريا)، وتلوث الهواء داخلياً وخارجياً (إصابات الجهاز التنفسي)، وتغير المناخ (الأمراض الاستوائية)، علماً بأن حوالي (25 %) من الوفيات في الدول النامية تعود إلى اعتبارات مرتبطة بالأخطار البيئية.

وللتعامل مع المخاطر الصحية البيئية، فإنه لا بد من زيادة النفاذ للمياه النظيفة، والصرف الصحي، وتحسين النظافة الشخصية، ويقدر التقرير الاستثمارات اللازمة لتحسين الهدف الإنمائي المرتبط بالمياه والصرف الصحي بـ (30) مليار دولار سنوياً (ضعف مستوى الاستثمار الحالي)، وبالإضافة إلى ضرورة الاهتمام بـ (نوعية) و (صيانة) الأنظمة القائمة حالياً.

المحور الثالث: التكامل ما بين التنمية والاستدامة البيئية

يشير التقرير هنا إلى عدد من أوجه التكامل، منها: تلك الخاصة بالإدارة البيئية للموارد، والطاقة وكفاءة إستخدامها، ومعالجة التلوث، والاهتمام بتحسين أنظمة الصرف الصحي، والتنوع البيولوجي، والوقاية من آثار تغيرات المناخ، بالشكل الذي لا يحدّ من التنمية ومعدلات النمو بل يحافظ على البيئة. ويشير التقرير إلى العديد من المحاور الفرعية، فهناك: أولاً، ضرورة التحرك للعمل على تخفيف الآثار البيئية السلبية لما بعد اتفاقية كيوتو، سواء من حيث تثبيت التركزات من الغازات المضرة (خاصة إنبعاثات الكربون في الدول المتقدمة والنامية)، إنطلاقاً من مبدأ المسؤوليات المشتركة، مع اعتراف التقرير بأن مسؤولية الدول المتقدمة عن انبعاثات الغازات المضرّة هي أكبر من مسؤولية الدول النامية.

أما المحور الفرعي الثاني، فيتجسد في ضرورة تكيّف الدول النامية لكونها الأكثر تضرراً من تغيرات المناخ والأقل قدرة على التكيف. على أن يتم ذلك من خلال تنويع مصادر الدخل، وتطوير الأنظمة الصحية، والحد من الأمراض المرتبطة بتغيرات المناخ (الملاريا، الإسهال مثلاً)، وتعزيز إستثمارات الحماية من المناخ مثل أنظمة الإنذار المبكر للتغيرات المناخية والفيضانات والجفاف، وحماية الجسور والطرق، وبناء السدود. أما المحور الفرعي الثالث، فيهتم بتمويل إستثمارات التكيّف، حيث قدرت الجهات المختصّة بالأمم المتحدة التدفقات المالية اللازمة للبلدان النامية لتمويل مشروعات بـ (100) مليار دولار بحلول العام 2030، و (28 – 67) مليار لتكاليف إجراءات التكيّف (على أن يأتي ما يعادل 80% من هذه الاستثمارات من القطاع الخاص)، أما المحور الفرعي الرابع، فيهتم بتعزيز القدرات المؤسسية اللازمة لضمان تكامل التنمية مع البيئة المستدامة، مثل مؤسسات حقوق ملكية الموارد الطبيعية. علماً بأن هذه المؤسسات تتسم بالضعف الشديد في الدول النامية، مقارنةً بالمؤسسات في أوروبا الشرقية وآسيا الوسطى، مع تخلف شديد في حالتي جنوب آسيا، وأفريقيا جنوب الصحراء.

المحور الرابع: زيادة المعونات وفعاليتها

يوصي التقرير الدول النامية على بذل الجهود اللازمة لتعبئة الموارد المحلية للإسراع بتحقيق أهداف الألفية، وذلك من خلال إدارة أفضل للإيرادات، والإنفاق. يأتي ذلك في ظل استمرار أغلب الدول النامية في الاعتماد على المساعدات الإنمائية، سواء للأغراض التنموية أو البيئية. ويوصي التقرير أيضاً بأربعة محاور فرعية في مجال زيادة معونات الدول المتقدمة للدول النامية وزيادة فعاليتها. المحور الفرعي الأول حول زيادة

المعونات بهدف زيادة استكشاف الفرص، ويعرب التقرير عن قلقه باتجاه المعونات الإنمائية الرسمية المقدمة من دول المانحين للدول النامية، التي انخفضت بمعدل حقيقي بلغ (5%) لعام 2006، و (8.4%) لعام 2007. فهناك حاجة ملحّة لزيادة المعونات لبلوغ هدف رقم المعونات البالغ حقيقياً (50) مليار دولار بحلول عام 2010، والمحدد بقمة الثمانية لعام 2005. هذا مع العلم أن النسبة الأكبر من المعونات تذهب حالياً لتخفيض أعباء الديون، مع انخفاض متدنٍ لنسبة المشروعات المرتبطة بأهداف الألفية. ويتناول المحور الفرعي الثاني ضرورة ضمان فعّالية المعونات في ظل نظام متغير للمعونات. فمنذ إعلان باريس (في الثاني من مارس 2005 والخاص بضرورة العمل على تعزيز فعّالية معونات الدول المانحة للدول النامية، المعدّ) بدأ تلمس الاتجاه نحو تنسيق وتوافق المعونات، والقدرة المتزايدة على إمكانية التنبؤ بها. إلا أن هذا التحسن في التنبؤ لازال مقتصراً على الأجل القصير دون الأجلين المتوسط والطويل، وهما الأجلان المهمان في حالة الدول النامية. بالإضافة إلى بروز خصائص جديدة للمعونات مثل ظهور مانحين جدد مثل الهند والصين، وتخصيص المعونات لأغراض محددة، وتعقّد أنظمة المعونات. حيث يتجسد أحد أهداف إعلان باريس بتوحيد مصادر وأساليب المعونات في إطار موحّد. ويعالج المحور الفرعي الثالث تمويل القطاع الصحي، الذي تضاعفت معوناته المقدمة من الدول المانحة خلال عامي 2000 و2006. إلا أن أحد مشاكل هذه المعونات هو تركيزها على أمراض معينة مثل الإيدز (حيث يتفاوت المخصص لسبع دول أفريقية لهذا المرض ما بين ثلث، ونصف مجموع الإنفاق على الرعاية الصحية). وتجاوز تمويل مرض الإيدز التمويل الممنوح لمرض الملاريا بـ (40%) في غانا، و(160%) في رواندا، رغم أن الملاريا هي السبب الرئيسي للوفاة في هذين البلدين. كما أن أغلب المعونات تقدم في إطار خارج الموازنات العامة للدول النامية، وهو الأمر الذي يصعّب من متابعتها. وبالتالي فإن هناك حاجة ملحّة للتنسيق ما بين الدول المانحة والدول النامية في تحديد الأولويات والتعامل بين مصادر التمويل المختلفة. ويتطرق المحور الفرعي الرابع لموضوع ضمان استدامة الدين. فرغم تحقيق تطور في مجال تخفيض أعباء الديون على الدول النامية، إلا أن قضية إستدامة الديون (أي القدرة على تحمل أعباء الدين) في الأجل الطويل لا زالت بحاجة إلى اهتمام خاص، على أن يتم ذلك من خلال تضمين اعتبارات استدامة الدين ضمن آلية القرارات الخاصة بمنح القروض.

المحور الخامس: الاستفادة من إمكانيات التجارة لضمان النمو القوي والشامل والمستدام

يتبنى التقرير وجهة النظر باعتبار أن التجارة الخارجية محرّك للنمو، وتقدّر زيادة قيمة الصادرات العالمية السلعية بنسبة (14%) في عام 2007، في حين وصلت هذه النسبة في حالة الدول النامية إلى (17%) تقريباً. ومن المحاور، يتناول هذا المحور ثلاثة محاور فرعية. يعالج المحور الفرعي الأول ضرورة إطلاق العنان لإمكانيات التجارة. ويدعو في هذا المجال إلى ضرورة إنجاح جولة الدوحة، والتخفيض من حواجز الحماية لعلاقتها العكسية مع معدلات النمو. كما يدعو هذا المحور، إلى تخفيض سياسات الدعم الزراعية في الدول المتقدمة لضررها بالمستهلكين بهذه الدول، وبالمنتجين في الدول النامية والأشد فقراً. أما المحور الفرعي

الثاني، فيتناول تشجيع الشمولية في مجال استغلال الفرص التجارية، وذلك من حيث ضرورة تمكين الشركات من استغلال كافة الفرص المتاحة في مجال التجارة الخارجية، سواء من حيث تشجيع قدراتها التنافسية من خلال تحسين وتوفير خدمات النقل، والاتصالات، والتمويل، لما لذلك من أهمية في سرعة اندماج الدول النامية في الأسواق العالمية. ويدعو التقرير في هذا المحور إلى ضرورة تسريع تحرير تجارة الخدمات في الدول النامية. في حين يهتم المحور الفرعي الثالث بموضوع نقل التقنيات الصديقة للبيئة، ويدعو إلى دور للسياسات التجارية في مكافحة ظاهرة الاحتباس الحراري العالمية، ودعم للتنمية المستدامة من خلال نقل واستخدام التقنيات الصديقة للبيئة. علماً بأن القيود التجارية ضد السلع والخدمات البيئية، مثل تلك المولدة للطاقة بدون أضرار بيئية، تعتبر قيوداً أشد في حالة الدول المنخفضة الدخل. ويدعو التقرير إلى خفض وإزالة هذه القيود خدمة لأهداف التكيّف مع التغيرات المناخية.

المحور السادس: دعم دور المؤسسات المالية الدولية في التنمية الشاملة المستدامة

يتساءل التقرير عن كيفية دعم مؤسسات التمويل الدولية للتنمية المستدامة المتكاملة مع البيئة لخدمة تحقيق أهداف الألفية؟ فيبدأ بالتأكيد على حقيقة انخفاض نسبة التدفقات المالية من هذه المؤسسات إلى صافي المساعدات الإنمائية الرسمية لتصل إلى (8%) في عام 2007، رغم استمرار تأثير هذه المساعدات الإنمائي الإيجابي بالشكل الذي يتجاوز التمويل الدولي المحدود، وذلك من خلال دورها بتعزيز العمل الجماعي لتحقيق أهداف الألفية. ويرى التقرير، استجابة للسؤال أعلاه، بأن مؤسسات التمويل الدولية قد بدأت بالتأقلم مع ما أحدثته العولمة من تغيرات في دور هذه المؤسسات، وذلك من خلال ثلاث آليات: تركز الآلية الأولى على الدول الفقيرة ومحاولة دمج أدنى مليون من سكان العالم بالاقتصاد العالمي، وتعزيز دور القطاع الخاص. وتعتمد الآلية الثانية على خلق توجه لخدمات المعرفة، من أجل الربط شركاء التنمية من خلال بناء القدرات محلياً بما تشمله من استراتيجيات قطرية، وقواعد معرفة مشتركة، وخلق المؤسسات الملائمة وغيرها. كما تركز الآلية الثالثة على السلع العامة العالمية والإقليمية. وتشمل هذه السلع استقرار الاقتصاد الكلي والمالي العالمي، والتجارة، ومكافحة الأمراض، والموارد البيئية الشائعة الاستخدام عالمياً، والتكامل الإقليمي، والمعرفة العالمية. وفي سياق المحور السادس أشار التقرير إلى ثلاثة محاور فرعية. اهتم المحور الأول منها بضرورة ضمان نتائج عملية أثناء فترة التغيير. وهنا يشير التقرير إلى التطور في الأداء المالي لعمليات بنوك التنمية المتعددة الأطراف بالاعتماد على بعض أرقام القوائم المالية. ويشيد التقرير هنا بأهمية وجود الاستراتيجية القطرية الواضحة المعالم، لمعالجة الفقر وتحقيق أهداف الألفية كأحد الشروط لضمان مساعدة مؤسسات التمويل الدولية. ووفقاً لإحصاءات عام 2007، فإن هناك (13%) من الدول المنخفضة الدخل ممن تمتعت بأطر عمليات جيدة، في حين أن هناك (67%) من هذه الدول قد اتخذت الإجراءات الملائمة لتوفير هذه الأطر (مقابل نسبة مناظرة بلغت 8% و 56% لعام 2005)، وهو ما يشير إلى تحسن في هذا المجال. ويعالج المحور الفرعي الثاني ضرورة الرصد الملائم لنتائج عمل مؤسسات التمويل الدولية. ويستشهد هنا بالتطور الحاصل

في تنفيذ برامج مثل نواتج التنمية المستهدفة في نظام قياس النتائج ضمن إطار العملية الرابعة عشر لتجديد موارد المؤسسة الدولية للتنمية، وخطة العمل الخاصة بأفريقيا، وخطة العمل الخاصة بالبنية الأساسية للبنك الدولي، ومؤشرات الأداء المقارن التابع لبنوك التنمية المتعددة الأطراف، وغيرها. وأخيراً يشير المحور الفرعي الثالث إلى زيادة التحدي البيئي وما يتضمنه ذلك من زيادة مساهمة مؤسسات التمويل الدولية في برامج تقديم السلع العامة العالمية (المشار إليها أعلاه). حيث مثلت نسبة قروض هذه المؤسسات لأنشطة الطاقة ومكافحة التلوث والمياه والأراضي والتنوع البيولوجي حوالي (12%-15%) من قروض هذه المؤسسات في السنوات الأخيرة، مع استمرار هذا التوجه مستقبلاً. بالإضافة إلى إطار استثمار هذه المؤسسات بالطاقة النظيفة وبكل ما يرتبط بها من مكونات.

تقويم عام

مع انقضاء حوالي نصف الفترة المقرّرة لتحقيق أهداف الألفية (2015 – 1990)، يلاحظ التقرير بأن هدف تقليل عدد الفقراء قد شهد تحققاً نسبياً في بعض أقاليم العالم، إلا أنه تعثّر في أقاليم أخرى خاصة أفريقيا جنوب الصحراء. أما الأهداف المرتبطة بالتنمية البشرية، فإنها تشهد تحديات رئيسية. ويضيف التقرير لهدف المشاكل تلك المرتبطة بالتحديات البيئية ومدى إمكانية تكاملها مع الأهداف التنموية، فيقترح ستة محاور لمعالجة العلاقة بين التنمية والبيئة.

ورغم الاتفاق مع التقرير في أهمية ارتفاع أسعار النفط والمواد الغذائية، وضرورة التصدي للمشاكل التعليمية والصحية، وتحسين الصحة البيئية، وزيادة كفاءة وفعّالية المساعدات، إلا أن هذه الاعتبارات لا تعبّر عن المشاكل الهيكلية للدول النامية وعلاقتها بالبيئة المستدامة. إن مشاكل هذه الدول هي توليفة من هذه العوامل، وغيرها الكثير. وقد أشار التقرير وبحق إلى ضرورة تطوير القطاع الزراعي كأحد الشروط لضمان معدل نمو مستدام. فقد ساهم تحوّل أغلب الدول النامية الزراعية من مصدر صاف إلى مستورد صاف في تفاقم ظاهرة تقلب معدلات النمو الحقيقية التي أشار إليها التقرير، من خلال التقلبات في أسعار المواد الغذائية المستوردة. كما أشار تقرير التنمية الإنسانية العربية لعام 2009، فإن هناك اتجاه لانخفاض القيمة المضافة الزراعية إلى إجمالي القيمة المضافة للفترة 2006 – 1970، مع توسّع في الخدمات (أساساً الحكومية) والتشييد، وقطاعات الموارد الطبيعية (في الدول النفطية). لذا فإن دعوة التقرير لضمان وجود قطاع زراعي متطور، هي دعوة يجب أن تلقى كل اهتمام، لما لها من تأثير في زيادة معدلات الإدخار، وتمويل الأنشطة الصناعية، والحدّ من عجز الحساب التجاري، والمساهمة في الحدّ من البطالة، والهجرة الداخلية، وغيرها من الآثار.

أما في ما يخص دعوة شراكة الدول المتقدمة والنامية لمعالجة الآثار السلبية لظاهرة الاحتباس الحراري، والانبعاثات، وكذلك لتكيف الدول النامية مع هذه التطورات، فإن الأمر يحتاج إلى وقفة. ففي ظل الضغوط الاقتصادية المتنامية على الدول النامية، سواء من حيث انخفاض معدلات النمو، أو ارتفاع معدلات

التضخم والبطالة، فإنه من غير المتوقع استجابة هذه الدول في الأجل القصير لضغط الانبعاثات. علماً بأن أهم دولتين مقصودتين بذلك هما الصين والهند. وفي ظل عدم رغبة كلتا الدولتين بفقدان المكاسب التنافسية في الأسواق الدولية، فإنه ليس من المتوقع ضمان تعاونهما في هذا المجال. علماً بأن المفاوضات جارية للإنتهاء من تعديل بروتوكول كيوتو للأمم المتحدة، وذلك قبل نهاية هذا العام. ولابد من الإشارة هنا إلى أنه مما يشجع الدول النامية في التعاون هو موافقة الإدارة الأمريكية الحالية (إدارة أوباما) في الموافقة على إتفاقية كيوتو (وهو الأمر الذي كان مرفوضاً من قبل الإدارة السابقة "إدارة بوش"). أما في ما يخص خلق المؤسسات الملائمة للمعالجة والتكيّف البيئي في الدول النامية، فإن الأمر لا يبدو سهلاً، خاصة إذا ما أخذنا بنظر الاعتبار محدودية النجاح في بناء المؤسسات الأخرى غير البيئية والأقل سهولة، مثل مؤسسات الإدارة الاقتصادية الكلية، والمؤسسات القضائية والقانونية المحايدة، وغيرها. فالمشكلة هي ليست مشكلة تمويل، رغم أهميتها (قدّر التقرير استثمارات التكيّف بـ 100 مليار دولار بحلول عام 2030، وما بين 67 – 28 مليار دولار لتكاليف إجراءات التكيّف)، بل هي مشكلة هيكلية بالأساس.

أما في ما يخص دور مؤسسات التمويل الدولية، فإن أغلب المساعدات تذهب، كما أشار التقرير، إلى إعادة تسديد القروض، مع تواضع أهمية البحث عن تمويل فرص إستثمارية جديدة. هذا بالإضافة إلى أن انتشار ظاهرة الفساد في العديد من الدول النامية، الأمر الذي يجعل ما يصل لمستحقي المساعدات مقداراً ضئيلاً. كما أن غياب آلية ربط المساعدات بأهداف الألفية يعد أمراً معيباً في هيكل المعومات الرسمية الحالي. لذا فغنه لابد من ضمان مثل هذا الربط، سواء تم ذلك من خلال إعلان باريس، أو أية آلية أخرى. علماً بأن إعلان باريس يهتم أساساً بالتنسيق بين مختلف المانحين بهدف تنسيق الإجراءات وعدم التضارب في الأهداف. كما أنه من المهم، تضمين كافة المساعدات ضمن آليات عمل الموازنات العامة للدولة لضمان الرقابة المحاسبية، والبرلمانية (في حالة وجودها) والحدّ من ظاهرة الفساد في استخدام هذه المساعدات. ولا يملك المروّ إلا الاتفاق مع ما ورد في التقرير من ضرورة دمج آليات ضمان إستدامة الدين ضمن آلية إجراءات منح القروض.

أما في ما يتعلق بدعوة التقرير لإطلاق العنان لحرية التجارة، فإن الأمر يحتاج إلى وقفة مسبقة للتأكد من آليات عمل التجارة ومدى تأثيرها بالفعل على تعزيز معدل النمو، والتأكد من أن هذه العلاقة هي ليست علاقة عكسية (تأثير النمو على التجارة وليس العكس)، كما يعتقد الكثير من الاقتصاديين ومنهم داني رودرك، وأن الأمر يحتاج، في حالة الدول النامية، إلى اتفاق حول مراحل وأولويات تحرير مختلف الأسواق. حيث تؤكد تجارب أغلب الدول النامية أن بناء المؤسسات القادرة على اتخاذ القرارات السليمة هي الخطوة الأولى لأي إصلاح، يليها بعد ذلك نجاح السياسات القطاعية والصناعية أساساً لضمان قدرة تصديرية تنافسية، ثم البدء بعد ذلك بالتحرير التدريجي للتجارة الخارجية.

تتضمن الإحصاءات البيئية، وفقاً لتصنيف الشعبة الإحصائية في الأمم المتحدة، (10) فئة إحصائية بيئية: إحصاءات التلوث (أربع إحصاءات فرعية)، والتنوع الحيوي (إحصائيتين فرعيتين)، والتغير المناخي

((ثلاث إحصاءات فرعية)، والطاقة (إحصائيتين فرعيتين)، وغازات الاحتباس الحراري (ست إحصاءات فرعية)، والموارد المائية الأرضية الداخلية (خمس إحصاءات فرعية)، والمناطق الساحلية والبحرية (ثلاث إحصاءات فرعية)، والمعادن (ثلاث إحصاءات فرعية)، والكوارث الطبيعية (إحصائيتين فرعيتين)، والنفايات (خمس إحصاءات فرعية).

ولا يخفى أن أغلب الدول العربية لازالت في المراحل الأولى من توفير مثل هذه الإحصاءات، خاصة إذا ما علمنا بأن نظام الأمم المتحدة للمحاسبة البيئية الاقتصادية المتكاملة، لعام 2003، غير مطبق في العديد من هذه الدول. الأمر الذي يجعل من دمج الاعتبارات البيئية في التنمية المستدامة أمراً صعباً، على الأقل حالياً. وهو أمر يعكس قصور الجهد الإحصائي البيئي عربياً، وعلى مستوى الدول النامية عموماً.

ختاماً، لابد من الإشادة بالتقرير من حيث ربطه للتنمية مع البيئة المستدامة، مع الحاجة دائماً لدراسة خصوصيات الدول النامية، خاصة في ما يتعلق بالمفهوم الأوسع للتنمية، وعدم تركيز الاهتمام لتحفيز معدل النمو كعامل رئيسي لتحقيق أهداف الألفية. حيث أن طبيعة العوامل التي تؤثر على تقليل الفقر والقضاء عليه أكثر تعقيداً من الاهتمام بمعدلات النمو، وتوفير التمويل.

Journal of Development and Economic Policies

Early Warning Indicators of Banking Crises: An Application on Some Arab Countries with Diversified Economies.

Aliaa Basiouni

An Assessment of Efficiency of Public Schools in Kuwait Using Data Envelopment Approach (DEA) and Tobit Regression.

Mohammad Al-Enezi
Nadeem Burney
Jill Johnes
Marwa Al-Musallam

The Determinants of Inflation in Sudan 1970-2002.

Kabbashi Suliman

Anti-Poverty Transfers and Spatial Prices in Tunisia.

Christophe Muller

Conference Overview:

"Corporate Strategies and Government Policies: 21st Century Challenges of Global Business & Economic Issues".

Walid Abdmoulah

Book Review:

"Global Monitoring Report 2008: MDGs and the Environment Agenda for Inclusive and Sustainable Development".

Ahmed Alkawaz

(ISSN - 1561 - 0411)

Volume 12 - No. 2
July 2010

Objectives:

- Broadening vision and knowledge among decision-makers, practitioners and researchers in the Arab countries about major development and economic policy issues in the region , in light of recent developments at the domestic, regional, and international levels.
- Provide a forum for intellectual interaction among all parties concerned with Arab economies and societies.

Notes for Contributors:

1. Three copies of the manuscript should be submitted to the Editor.
2. The Journal will consider only original work not published elsewhere and not used to obtain an academic degree.
3. Manuscripts should not exceed 30 pages, including references, tables and graphs, for research articles and 10 pages for book reviews and reports, typed on 8.5 x 11 inch paper, one-sided, double-spaced, and with margins of 1.5 inch on all four sides.
4. Contributions should be as concise as possible and accessible to policy-makers and practitioners.
5. Manuscripts should be submitted along with an abstract not exceeding 100 words written in English and Arabic.
6. Authors should provide their name, affiliation, address, telephone, fax, and e-mail (if available) on a separate page.
7. In case of more than one author, all correspondence will be addressed to the first-named author.
8. References should be placed at the end of the document and include only publications cited in the text. References should be listed as follows :

   Krueger, A.O. (1992), Economic Policy Reform in Developing Countries, Blackwell, Oxford.
9. Footnotes are to be placed at the bottom of the relevant pages and numbered consecutively.
10. Tables and graphs should be documented and presented along explanatory headings and sources.
11. Manuscripts sent to the Journal will not be returned.
12. Authors are strongly encouraged to submit manuscripts to the Journal's Electronic Mail: jodep@api.org.kw, written in Microsoft Word or any recent word processor.
13. Electronically submitted will be acknowledged by immediate reply manuscripts.
14. All contributions to the journal are subject to refereeing. Authors will be notified about the results of the refereeing within two weeks of the receipt of correspondence from all referees.
15. All published works are the property of the Journal. As such, any publication of these works elsewhere is not permitted without the written consent of the Journal.
16. The opinions expressed in the Journal are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the Journal nor the Arab Planning Institute's.

Journal of Development and Economic Policies

Published by the Arab Planning Institute

Volume 12 - No. 2 – July 2010

Bi-annual refereed Journal concerned with issues of Development and Economic Policies in the Arab countries

Editor
Essa Al-Ghazali

Co-Editor
Ali Abdel Gadir Ali

Managing Editor
Saleh Al-Asfour

Advisory Board

Hazem El-Beblawi
Samir Al-Makdisi
Abdellateef Al-Hamad
Sulayman Al-Qudsi
Abdulla Al-Quwaiz
Mohamad Khauja
Mustapha Nabli

Editorial Board

Ahmad AL-Kawaz
Belkacem Laabas
Riadh ben Jelili
Weshah Razzak
Ibrahim Onour
Ibrahim El-Badawi
Touhami Abdelkhalek
Abderazaq Al-Faris
Yousef Jawad
Walid Abdmoulah

Correspondence should be addressed to :

The Editor - Journal of Development and Economic Policies
The Arab Planning Institute, P.O.Box 5834 Safat 13059, Kuwait
Tel (965) 24843130 - 24844061 Fax (965) 24842935
E-mail: jodep@api.org.kw

Subscriptions :

Arab Countries	1Year	2 Years	3 Years
Individuals	US$ 15	US$ 25	US$ 40
Institutions	US$ 25	US$ 45	US$ 70
Other Countries	**1Year**	**2 Years**	**3 Years**
Individuals	US$ 25	US$ 45	US$ 70
Institutions	US$ 40	US$ 75	US$ 115

Price per copy in Kuwait : KD. 1.5

Address :

Journal of Development & Economic Policies
The Arab Planning Institute
P.O.Box 5834 Safat 13059, Kuwait
Tel (965) - 24844061- 24843130 Fax (965) 24842935
E-mail: jodep@api.org.kw

English Content

An Assessment of Efficiency of Public Schools in Kuwait Using Data Envelopment Approach (DEA) and Tobit Regression.

Mohammad Al-Enezi **5**
Nadeem Burney
Jill Johnes
Marwa Al-Musallam

The Determinants of Inflation in Sudan 1970-2002.

Kabbashi Suliman **35**

Anti-Poverty Transfers and Spatial Prices in Tunisia.

Christophe Muller **85**

An Assessment of Efficiency of Public Schools in Kuwait Using Data Envelopment Approach (DEA) and Tobit Regression

Mohammad Al-Enezi
Nadeem Burney
Jill Johnes
Marwa Al-Musallam

An Assessment of Efficiency of Public Schools in Kuwait Using Data Envelopment Approach (DEA) and Tobit Regression

Mohammad Al-Enezi*
Nadeem A. Burney*
Jill Johnes**
Marwa Al-Musallam*

Abstract

This paper examines the efficiency of public schools in Kuwait over each school level (kindergarten, primary, intermediate, and secondary) and six academic years (1979/80, 1984/85, 1989/90, 1994/95, 1999/2000 and 2004/05). The analysis is based on the entire public school population in the country and relies on a two-stage approach. In the first stage, estimates of technical, scale, allocative, and economic efficiencies are obtained on the basis of data envelopment analysis (DEA) technique. The second stage relates estimates of technical efficiency to school characteristics using the Tobit regression model. The explanatory variables included in the regression model are the schools' regional location, teachers' salary, proportion of teaching staff that are Kuwaitis, and whether a school is all-boys' or all-girls'. The estimates show that the public schools in Kuwait use more resources for the level of school output, operate below the optimum size (returns to scale are generally increasing), and use non-optimal input proportions. Teachers' salary is found to have positive effect on technical efficiency while the proportion of Kuwaiti teaching staff has a negative impact. All-girls schools are found to have higher efficiency than all-boys schools.

تقييم كفاءة المدارس الحكومية في دولة الكويت

محمد العنزي
نديم بيرني
جي جونس
مروه المسلم

ملخص

تقوم هذه الورقة بتقييم كفاءة المدارس الحكومية في دولة الكويت لجميع المراحل الدراسية (من رياض الأطفال، حتى مرحلة الثانوية) وذلك على مدى ست سنوات دراسية (1979/1980م، 1984/1985م، 1989/1990م، 1994/1995م، 1999/2000م، 2004/2005م). يستخدم التحليل المعلومات الخاصة بجميع المدارس في دولة الكويت، وذلك باتباع منهج من مرحلتين . يتم في المرحلة الأولى تقدير الكفاءة التقنية، وكفاءة الحجم، والكفاءة المالية والكفاءة الإقتصادية من خلال إستخدام تقنية (Data Envelopment Analysis). اما في المرحلة الثانية، فيتم تحديد العلاقة بين مواصفات المدرسة والكفاءة التقنية عن طريق نموذج إقتصادي قياسي (Tobit Regressin Model). وقد تم استخدام عدد من العوامل المؤثرة في هذا النموذج، مثل المحافظة التي تقع بها المدرسة، ورواتب المدرّسين، ونسبة المدرّسين الكويتيين، وجنس الطلبة (ذكور ام إناث). وقد بيّنت التقديرات الناتجة عن النموذج انّ المدارس الحكومية في دولة الكويت تستخدم موارد اكثر من الموارد اللازمة لمخرجاتها . كما انها تعمل بمستوى اقل من المستوى المثالي وتستخدم نسب مدخلات غير مثالية . كما وُجد انّ لرواتب المدرسين تاثير إيجابي على الكفاءة التقنية، بينما نسبة المدرّسين الكويتيين لها اثر سلبي على الكفاءة التقنية . واخيرا اتّضح انّ مدارس الإناث تتميز بكفاءة اعلى من مدارس الذكور.

* Economics Studies Department, Techno_Economic Division, Kuwait Institute for Scientific Research, POBox 24885, Safat 13109, Kuwait. Emails: Al-Enezi : msalenez@safat.kisr.edu.kw; Burney: nburney@safat.kisr. edu.kw; Al-Musallam: mmusalam@safat.kisr.edu.kw.

** Department of Economics, Lancaster University Management School, Lancaster, LA1 4YX, U.K. Email: j.johnes@lancaster.ac.uk.

Introduction

The public education system is the main provider of educational services in Kuwait.(1) Over the years, the system has grown in response to a growing population. To meet the capital and operational needs of the system, the government has invested substantial amount of resources during the last six decades. Between 1984/85 and 2006/07, government annual expenditure on education averaged around 6% of the country's gross domestic product. In the year 2006/07, it was KD 1.04 billion (or US $3.6 billion). The resources (money) have been injected into the system on the belief that providing more resources will improve outcomes. The available evidence, however, points to a situation that is far from satisfactory.

Burney *et al*. (1995, 2002) and the World Bank (2002) have shown that Kuwait's public education system suffers from production inefficiencies. The extent of inefficiencies, however, is not known. In addition, there is a general perception that the public education system is not responsive to the educational needs of the society and economy of the country (particularly the private sector).

To improve the performance of the system, the educational authorities have undertaken reforms that have increased the participation of the private sector. However, the management of the public schools remains under government control and the school administration has limited authority over school inputs and outputs. Despite all the reforms and changes, public expenditure per student on education in Kuwait is relatively high and has been increasing. With a rapidly growing population, the amount of resources required to meet the educational needs of the population could increase sharply. Unless necessary resources are allocated, this may impact the quality of education.

In this context, it becomes imperative on the authorities to pursue cost-effective measures, remove specific sources of inefficiencies, exploit economies of scale, and improve administrative, organizational and financial management of resources. This requires identifying and quantifying sources inefficiencies.

Improving education can have beneficial effects on an economy in terms of higher productivity, lower poverty, improved income inequality, better health and economic growth. Thus, getting more from the resources spent on education is vital for Kuwait.

This paper aims to provide an in-depth assessment of efficiency of public schools in Kuwait. The main reason for focusing on public schools is that the private schools in Kuwait follow different systems. The analysis is based on a two-stage approach. In the first stage, estimates of different measures of efficiency (e.g., technical, scale, allocative and economic) are obtained. In the second stage, possible determinants of school inefficiencies are investigated. As curricula, teaching techniques, assessment methods, teachers' qualification and experience, and other requirements vary across different school levels, the analysis is conducted separately for kindergarten, primary, intermediate and secondary schools. The investigation is carried out on data for six academic years, namely 1979/80, 1984/85, 1989/90, 1994/95, 1999/2000 and 2004/05. The data for the analysis were obtained from different published and unpublished records for the entire public school population held by the Ministry of Education (MOE, 2004/05).

Efficiency: Conceptual Framework

The overall economic efficiency (*EE*) of a decision-making unit (DMU) is a product of two different types of efficiencies: (a) Technical efficiency (*TE*), which is the capacity of the DMU to maximize output given a certain level of inputs; and (b) Allocative (or price) efficiency (*AE*), which is the ability of the DMU to allocate resources and select optimal input amounts in light of their relative prices. The technical efficiency is further distinguished into: pure technical efficiency (TE_{VRS}), which assumes that the DMU operates under variable return to scale (VRS); and overall technical efficiency (TE_{CRS}), which assumes that the DMU operates under constant return to scale (CRS). The latter measure of technical efficiency incorporates the inefficiency of the DMU from using wrong amount of inputs to produce the given amount of output, as well as inefficiency that arises from the DMU being of the wrong size (i.e., too big or too small). The ratio of overall technical efficiency and pure technical efficiency yields what is referred to as the scale efficiency ($SE = TE_{CRS}/TE_{VRS}$).

To measure efficiency, production frontiers need to be estimated. The literature offers two main approaches to estimating production frontiers: parametric and non-parametric models. Among the parametric models, stochastic frontier analysis (SFA) is the most commonly used method that requires assuming explicit functional form for technology (e.g., Cobb-Douglas, trans-logarithmic, etc.) as well as distribution of inefficiency (e.g., half normal, normal truncated at zero, and exponential).(2) As for the non-parametric models, the most commonly used method has been data envelopment analysis (DEA), which calculates the efficiency of a unit relative to the performance of other units producing the same good or service, and does not require making any assumption about functional form for technology and distribution of inefficiency.

Assume that the production frontier for school *k* is;

$$y_k = f\left(x_{1k},...x_{mk}\right)e^{v_k - u_k} \qquad \text{(Equation 1)}$$

where $v_k : N\left(0,\sigma_v^2\right)$, $u_k \geq 0$ (Aigner *et al*. 1977), and v_k and u_k are statistically independent.

The error terms are composed of two components. One is normal and is attributed to measurement error and random fluctuations (v_k), and the other is one-sided (typically exponential or half-normal) and is attributed to technical efficiency (u_k). The parameters of the function are typically estimated using maximum likelihood method, where (in case u_k is half-normal) the likelihood function is:

$$\ln L = -n\ln\sigma - \frac{n}{2}\ln\frac{2}{\pi} - \frac{1}{2}\sum_i \frac{\varepsilon_i^2}{\sigma^2} + \sum_i \ln\left[1 - \Phi\left(\frac{-\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right)\right] \qquad \text{(Equation 2)}$$

where $\lambda = \sigma_u/\sigma_v, \sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, and Φ is the distribution function of the standard normal distribution. If the coefficient λ is statistically different from zero, then there is evidence of inefficiency in the data.(3)

DEA analysis is based on finding the best virtual producer corresponding

to each real producer, where the virtual producer does not necessarily exist, but is computed from a linear combination of the inputs and outputs of one or more efficient producers. If the corresponding virtual producer does better than the real producers by producing more output with the same level of inputs or the same output with fewer inputs, then the real producer is inefficient. The technical efficiency of DMU *k* is defined as the ratio of the weighted sum of outputs to the weighted sum of inputs:(4)

$$TE_k = \frac{\sum_{r=1}^{s} u_r y_{rk}}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{ik}}$$

where there are *s* outputs and *m* inputs; y_{rk} is the amount of output *r* produced by DMU *k*; x_{ik} is the amount of input *i* used by DMU *k*; u_r is the weight applied to output *r*; and v_i is the weight applied to input *i*. Input and output weights are derived by solving the following (input-oriented) linear programming (LP) equations (note that s_r and s_i represent output and input slacks respectively):

Minimize: $$\theta_k - \varepsilon \sum_{r=1}^{s} s_r - \varepsilon \sum_{i=1}^{m} s_i$$

Subject to:

$$y_{rk} - \sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{rj} + s_r = 0 \qquad r = 1,\ldots,s$$

$$\theta_k x_{ik} - \sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} - s_j = 0 \qquad i = 1,\ldots,m$$

$$\lambda_j, s_r, s_i \geq 0 \qquad \forall j = 1,\ldots,n; r = 1,\ldots,s; i = 1,\ldots,m$$

The DMU k is efficient if the efficiency score $TE_k = \theta_k = 1$ and the slacks $s_r, s_i = 0, \forall r = 1,\ldots,s$ and $i = 1,\ldots,m$. It is to be noted that the DEA model may be

easily modified to incorporate VRS by the inclusion into the above equations of the additional constraint $\sum_{j=1}^{n} \lambda_j = 1$ and hence, measures of scale efficiency may be derived.

When input prices are known, a second set of linear programs may be solved in order to derive estimates of economic and allocative efficiency:

Minimize: $\sum_{i=1}^{m} w_{ik} x_{ik}^{*}$

Subject to:

$$y_{rk} - \sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{rj} \leq 0 \qquad r = 1, \ldots, s$$

$$x_{ik}^{*} - \sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} \geq 0 \qquad i = 1, \ldots, m$$

$$\sum_{j=1}^{n} \lambda_j = 1 \qquad \lambda_j \geq 0 \qquad \forall j = 1, \ldots, n$$

where w_{ik} is the price of input i (i=1,…,m) for DMU k, x_{ik}^{*} is calculated from the LP problem and is the cost minimizing quantity of input i (i-1,…,m) for DMU k, given its output levels y_{rk} and input prices w_{ik}.

Thus, $EE_k = \sum_{i=1}^{m} w_{ik} x_{ik}^{*} \Big/ \sum_{i=1}^{m} w_{ik} x_{ik}$ and $AE_k = EE_k / TE_k$

While the SFA and the DEA techniques have their advantages and disadvantages, the DEA technique is relatively more popular because of the ease with which it can handle both multiple inputs and multiple outputs, and the fact that the technique makes no assumptions regarding the distribution of efficiencies and the function form of the production function. During the last more than two decades, a large number of studies have applied the concepts of efficiency to educational institutions. The studies differ in terms of their scope (i.e., type of educational institutions examined: primary schools, secondary schools, universities, etc.); method used (parametric *vs.* non-parametric);

approach adopted (input-oriented *vs.* output-oriented and production function *vs.* cost function); country of interest; and period or year of analysis.

Whereas a large number of the studies have relied on non-parametric methods, particularly DEA; other studies have used parametric methods, including SFA.[5] Some of the studies have gone beyond simply estimating the efficiency of educational establishments and have examined factors that might affect level of efficiency using appropriate techniques, usually Tobit regression. With the exception of Behrman *et al*. (1997), Dougherty (1990), Jimenez (1986), Jimenez and Paqueo (1996), Kantabutra and Tang (2006), Mizala *et al*. (2002), and Tyagi *et al*. (2008), the rest of the studies have examined efficiency of educational institutions in the developed countries.

Conceptual/Measurement Issues and Data

Descriptive Statistics

In order to estimate efficiencies the outputs and inputs of the education production function need to be specified. In general, schools use capital and labour to produce teaching outputs. It is vital that the teaching outputs be specified so as to capture the outcomes of education. Previous empirical studies have used standardized achievement or examination results, average attendance, number of graduates, number of enrolled students, retention rate and level of earnings after leaving school.

For Kuwait, standardized achievement and examination results are not available. Two possible and alternative output measures which are available are number of enrolled students (STUDENTS) and number of pupils satisfactorily completing school (GRADUATES). The latter is a more satisfactory measure of the output of the teaching process, but data are not available for all school levels and years. The former has the advantage in that data are available for all levels of schooling and all years. However, its disadvantage is that it is more a measure of input than output. There is, nevertheless, a high degree of correlation between student and graduate numbers in the context of schools, and hence student numbers (or variables relating to enrolment) have been used to represent teaching outputs by Lovell *et al.* (1994), Ouillette and Vierstraete (2006), and

Jones *et al.* (2008). On the other hand, Bonesrønning and Rattsø (1994) used graduates for output.

The list of possible input measures considered in empirical studies is large and can generally be grouped into three main categories: (a) School inputs; (b) Pupil-related inputs; and (c) Environmental inputs. Data on pupil-related and environmental inputs are not available for schools in Kuwait, and so this study relies exclusively on school inputs which include labour and capital. There are three possible input measures which may be derived from the data on schools in Kuwait: (a) Number of teachers (TEACHERS); (b) Number of administrative staff (STAFF); and (c) Number of class rooms (ROOMS). Ouellette and Vierstaete (2006) used teaching and non-teaching staff as inputs along with three indexes to reflect physical capital. Bonesrønning and Rattsø (1994) used teaching time as a single input.

For the purpose of this study, both STUDENTS and GRADUATES were considered as possible measures of output. However, data on GRADUATES were available for only primary and intermediate schools for years 1999/00 and 2004/05. Also, the data on STAFF were available for 1979/80, 1984/85 and 2004/05 only. Thus, in the final analysis, efficiency of public schools was estimated with STUDENTS as output measure, and TEACHERS and ROOMS as inputs.

Table 1 shows the number of public schools in Kuwait in each of the selected year (i.e., 1979/80, 1984/85, 1989/90, 1994/95, 1999/2000 and 2004/05). As is evident, between 1979/80 and 2004/05, the number of kindergarten schools almost tripled and that of secondary schools almost doubled. On the other hand, the increase in the number of primary and intermediate schools was only around 20%.

Table 1. Number of Public Schools in Kuwait

Level	Year					
	1979/80	1984/95	1989/90	1994/95	1999/2000	2004/05
Kindergarten	60	78	120	138	149	170
Primary	168	183	197	174	182	203
Intermediate	128	164	180	156	164	157
Secondary	66	102	136	108	118	114
Total	422	527	633	576	613	644

Data Source: CSO (2007)

Table 2 provides summary descriptive statistics of the variables by level of education for the year 2004/05. It shows that relatively speaking, in terms of enrolment, teachers, or room size of the primary schools is largest followed by intermediate, secondary and kindergarten schools.

Table 2. Descriptive Statistics: 2004/05

Level/Variable	Parameter			
	Minimum	Maximum	Mean	S.D.
Kindergarten				
Students	66	644	241	117
Teachers	9	41	23	7
Rooms	4	15	9	3
Primary				
Students	66	1163	651	206
Teachers	8	130	66	19
Rooms	5	44	25	7
Intermediate				
Students	58	1311	622	220
Teachers	13	109	63	18
Rooms	4	39	21	7
Secondary				
Students	17	1098	540	215
Teachers	25	184	80	26
Rooms	3	40	22	8

Source: Authors' estimates.

Estimates of Efficiency

The DEA estimates of school efficiencies (technical, scale, allocative and economic) obtained using an input-oriented approach are summarized in Table 3.[6,7] The number of schools included at each level of education differs over time. Thus, in examining the results, caution is necessary when making comparisons over time periods. Furthermore, because of the data constraints related to school outcomes/output and quality of inputs, as mentioned earlier, the results need to be interpreted with care.

As is evident, the mean pure technical efficiency varies for kindergarten schools from 0.700 in 2004/05 to 0.810 in 1994/95; for primary schools from 0.796 in 1994/95 to 0.852 in 2004/05; for intermediate schools from 0.431 in 1994/95 to 0.870 in 1979/80; and for secondary schools from 0.705 in 1994/95 to 0.834 in 1979/80. This implies that the public schools in Kuwait use more inputs than necessary for the students enrolled. Based on the evidence for 2004/05, the extent of over-use of inputs is 30% for kindergarten schools, 15% for primary schools, 16% for intermediate schools, and 22% for secondary schools (VRS result, Table 3). The evidence suggests that relatively, kindergarten schools are the most inefficient followed by secondary, intermediate and primary schools.

In addition to employing more resources, the public schools in Kuwait are not operating to their optimum scale size. This is reflected by scale efficiency of the schools. The mean scale efficiency varies for kindergarten schools from 0.713 in 1984/85 to 0.870 in 1999/00; for primary schools from 0.886 in 1989/90 to 0.964 in 1999/00; for intermediate schools from 0.680 in 1989/90 to 0.966 in 1979/80; and for secondary schools from 0.902 in 1999/00 to 0.976 in 1989/90. The evidence suggests that schools output (enrolled students) can be increased without increasing the inputs (teachers and class rooms). On the basis of estimates for the year 2004/05, the additional output that can be obtained from the available inputs is 29% for kindergarten schools, 7% for primary schools, 5% for intermediate schools, and 7% for secondary schools.

Table 3. DEA Estimates of Efficiency by Year and Level of School

Level	Technical Efficiency (TE)		Scale Efficiency (SE)	Allocative Efficiency (AE)	Economic Efficiency (EE)
	Overall (CRS)	Pure (VRS)			
1979/80					
Kindergarten	0.641	0.762	0.842	0.932	0.711
Primary	0.743	0.814	0.911	0.931	0.759
Intermediate	0.842	0.870	0.966	0.777	0.683
Secondary	0.755	0.834	0.909	0.944	0.790
1984/85					
Kindergarten	0.524	0.736	0.713	0.964	0.709
Primary	0.789	0.845	0.935	0.928	0.786
Intermediate	0.816	0.850	0.962	0.915	0.780
Secondary	0.777	0.833	0.929	0.905	0.759
1989/90					
Kindergarten	0.632	0.740	0.853	0.965	0.717
Primary	0.751	0.844	0.886	0.958	0.809
Intermediate	0.280	0.431	0.680	0.958	0.407
Secondary	0.850	0.871	0.976	0.879	0.768
1994/95					
Kindergarten	0.657	0.810	0.812	0.939	0.761
Primary	0.734	0.796	0.923	0.881	0.702
Intermediate	0.778	0.809	0.964	0.803	0.651
Secondary	0.641	0.705	0.907	0.886	0.625
1999/2000					
Kindergarten	0.621	0.712	0.870	0.949	0.675
Primary	0.801	0.831	0.964	0.844	0.703
Intermediate	0.577	0.695	0.845	0.924	0.647
Secondary	0.718	0.794	0.902	0.975	0.773
2004/05					
Kindergarten	0.499	0.700	0.714	0.917	0.643
Primary	0.794	0.852	0.934	0.860	0.733
Intermediate	0.794	0.840	0.946	0.838	0.704
Secondary	0.728	0.778	0.933	0.606	0.473

Source: Authors' estimates.

Finally, in addition to the technical and scale inefficiencies, public schools in Kuwait also suffer from inefficiencies due to employing inputs in non-optimal proportions, given the input prices. The mean allocative efficiency varies for kindergarten schools from 0.917 in 2004/05 to 0.965 in 1989/90; for primary schools from 0.844 in 1999/00 to 0.958 in 1989/90; for intermediate schools from 0.777 in 1979/80 to 0.958 in 1989/90; and for secondary schools from 0.606 in 2004/05 to 0.975 in 1999/00. This suggests that the cost of school output can be

lowered across all school levels in Kuwait. Based on estimates for 2004/05, the extent of potential cost savings is 8% for kindergarten schools, 14% for primary schools, 16% for intermediate schools, and 39% for secondary schools.(8)

Generally, allocative efficiency is highest for kindergarten schools, declines as school level increases, and is lowest for the secondary schools. This may be attributed to the proportion of foreign teachers in different schools levels and the compensation package that is offered to foreign teachers compared to their national counterparts. The proportion of Kuwaiti teachers in kindergarten, primary, intermediate, and secondary schools is 95%, 72%, 60% and 46%, respectively. Foreign teachers are hired on contract basis and draw much lower salaries compared to their Kuwaiti counterparts.(9)

The economic (or overall) efficiency varies for kindergarten schools from 0.643 in 2004/05 to 0.761 in 1994/95; for primary schools from 0.702 in 1994/95 to 0.809 in 1989/90; for intermediate schools from 0.407 in 1989/90 to 0.780 in 1984/85; and for secondary schools from 0.473 in 2004/05 to 0.790 in 1979/80. On the basis of estimates for 2004/05, this suggests that school output may be increased by 36% for kindergarten schools, 27% for primary schools, 30% by intermediate schools, and 53% for secondary schools by taking care of technical, scale and allocative inefficiencies.

Based on the school-specific estimates of efficiency and returns to scale, Table 4 shows that a large majority of schools operate under increasing returns to scale (IRS). IRS is observed at every level of education, but this is particularly strong for kindergarten, primary, and intermediate schools. For instance, in the year 2004/05, 99% of the kindergarten schools, 94% of the primary schools, 97% of the intermediate schools, and 46% of the secondary schools operated under IRS. This indicates that a vast majority of public schools are operating below the optimum scale size and do not take advantage of economies of scale.

Table 4. Number and Distribution (%) Public Schools in Kuwait by Returns to Scale

	Year					
Level	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95	1999/2000	2004/05
Kindergarten						
CRS	2 (3.3)	2 (2.6)	1 (0.8)	2 (1.5)	2 (1.3)	1 (0.6)
DRS	0	2 (2.6)	5 (4.2)	3 (3.6)	1 (0.7)	0
IRS	58 (96.7)	74 (94.9)	114 (95.0)	130 (94.9)	146 (98.0)	169 (99.4)
Primary						
CRS	3 (1.8)	11 (6.1)	2 (1.1)	1 (0.5)	7 (3.9)	2 (1.0)
DRS	7 (4.3)	31 (17.2)	0	2 (1.2)	19 (10.4)	10 (4.9)
IRS	154 (93.9)	138 (76.7)	195 (98.9)	171 (98.3)	156 (85.7)	191 (94.1)
Intermediate						
CRS	4 (3.2)	9 (5.6)	1 (0.6)	3 (1.9)	1 (0.6)	4 (2.6)
DRS	13 (10.5)	26 (16.4)	0	44 (28.4)	61 (37.4)	0
IRS	107 (86.3)	124 (78.0)	179 (99.4)	108 (69.7)	101 (62.0)	152 (97.4)
Secondary						
CRS	2 (3.4)	2 (2.0)	6 (4.6)	2 (1.9)	3 (2.6)	5 (4.4)
DRS	19 (32.2)	60 (60.6)	84 (64.6)	1 (0.9)	4 (3.4)	57 (50.0)
IRS	38 (64.4)	37 (37.4)	40 (30.8)	104 (97.2)	110 (94.0)	52 (45.6)

Source: Authors' estimates.

N.B. Figures in parentheses are percentages.

To determine the likely impact of measure of output and number of inputs on school ranking on the basis of efficiency, sensitivity analysis was undertaken by conducting rank correlation coefficients test. The results are presented in Tables 5 and 6. It is evident that correlation coefficients are high, implying that the inclusion of STAFF as an additional input has no significant effect on school ranking based on efficiency score. Similarly, the definition of output (GRADUATES or STUDENTS) has no significant effect on school ranking based on efficiency score. This supports the researchers' choice of STUDENTS as measure of output and TEACHERS and ROOMS as inputs.

Table 5. Spearman's Rank Correlation Coefficients: Number of Inputs (Two Inputs *vs.* Three Inputs)

	1979/80	1984/85	2004/05
Kindergarten			
TE			
CRS	0.999	0.978	0.937
VRS	0.825	0.652	0.774
SE	0.931	0.973	0.989
AE	0.755	0.528	0.723
EE	0.857	0.902	0.952
Observations	60	78	170
Primary			
TE			
CRS	0.992	0.998	0.942
VRS	0.988	0.979	0.979
SE	0.926	0.882	0.914
AE	0.465	0.767	0.993
EE	0.596	0.943	0.992
Observations	155	180	203
Intermediate			
TE			
CRS	0.993	0.964	0.966
VRS	0.921	0.970	0.966
SE	0.883	0.739	0.974
AE	0.913	0.914	0.981
EE	0.903	0.969	0.993
Observations	108	159	156
Secondary			
TE			
CRS	0.960	0.954	
VRS	0.796	0.929	
SE	0.778	0.714	
AE	0.787	0.929	
EE	0.886	0.955	
Observations	55	99	

Source: Authors' estimates.

Table 6. Spearman's Rank Correlation Coefficients: Output Measure
(STUDENTS *vs.* GRADUATES)

	2 Inputs		3 Inputs
	1999/2000	2004/05	2004/05
Primary			
TE			
CRS	0.930	0.884	0.912
VRS	0.933	0.899	0.913
SE	0.825	0.899	0.924
AE	0.984	0.979	0.975
EE	0.967	0.980	0.977
Observations	182	203	203
Intermediate			
TE			
CRS	0.573	0.897	0.899
VRS	0.684	0.916	0.910
SE	0.696	0.849	0.886
AE	0.954	0.993	0.984
EE	0.885	0.918	0.915
Observations	163	156	156

Source: Authors' estimates.

Determinants of School Efficiency

While DEA efficiencies provide an overview of the relative performance of schools, it may also be useful to examine whether there are any characteristics of the school which affect the efficiency with which the school converts its inputs into outputs. To determine the relationship between school characteristics and technical efficiency, the estimates of technical efficiency obtained using the VRS DEA method are regressed upon four possible factors:[10] (a) Geographical location of school;[11] (b) Proportion of teaching staff who are Kuwaiti nationals (KUWAIT); (c) Average salary level of the teaching staff (SALARY); and (d) Whether the school is an all boys school (BOYS).[12] The size of the school is not investigated as a possible determinant of efficiency since the dependent variables is the VRS efficiency; and therefore, size has already been taken into account in calculating the efficiency score.

The geographical location of a school might affect its efficiency for a number of reasons. Funding might vary by educational district and the geographical dummies would pick up such an effect. The regions themselves vary in terms of size, population and density of population. For example: Al-Aasimah, Hawally and Mubarak and Farwaniya are all small in area but have relatively large populations. Al-Ahmedi and Al-Jahra are much larger but more sparsely populated. Thus, the regional dummies may capture any rural-urban effect on efficiency. The quality of teaching staff would be expected to have a positive effect on efficiency. Average teacher salary is assumed to reflect quality of staff and should therefore have a positive effect on efficiency.

Evidence from previous empirical studies is mixe. Bradley *et al* (2001) find evidence of a significant positive effect of teacher salary on efficiency in English secondary schools while Ruggiero and Vitaliano (1999) find the opposite result in New York school districts. Rassoulli-Currier (2007) finds no significant relationship between teacher salary and efficiency in Oklahoma schools. The proportion of teachers with Kuwaiti nationality has also been included in the analysis because there has been a shift from foreign (experienced but relatively low-paid teachers) to Kuwaiti national (less experienced and more highly-paid) teachers. The variable SALARY therefore, may not be an ideal reflection of teacher experience and so KUWAIT is included as well. Finally, evidence from other countries suggests that all-boys' schools perform less well than all-girls' schools (Bradley *et al* 2001). Thus, the variable BOYS is included to explore this in the context of Kuwaiti education where segregated education is the norm.

Since the efficiency score is bounded by 0 and 1 (although the left hand boundary cannot be observed), the appropriate approach to modeling a censored dependent variable is to use a Tobit model.[13] The model assumes that there is a latent (i.e., unobservable) variable $z_j^* z_j^*$, which depends on a vector x_j (set of possible determinants of efficiency) through a parameter vector β.

The relationship between $z_j^* z_j^*$ and x_j is defined as follows:

$$z_j^* = x_j\beta + \varepsilon_j$$

where j represents the j^{th} school (j = 1,...,n) and $\varepsilon_j \sim N(0, \sigma^2) \varepsilon_j \sim N(0, \sigma^2)$. The observable efficiency of school j (i.e., $z_j z_j$) is related to unobservable efficiency (i.e., the latent variable $z_j^* z_j^*$) as follows:

$$z_j = L_{1j} \text{if } z_j^* \leq L_{1j}$$

$$z_j = z_j^* \text{ if } L_{1j} < z_j^* \leq L_{2j}$$

$$z_j = L_{2j} \text{if } z_j^* \geq L_{2j} z_j = L_{2j} \text{if } z_j^* \geq L_{2j}$$

where L_{1j} and L_{2j} are the lower and upper bounds of the data. In practice, no observations are at the lower bound. Consequently, a right censored random effects Tobit model is estimated.(14)

Tables 7 to 10 show the estimated models for the four educational levels (kindergarten, primary, intermediate, and secondary) for each of the six selected years.(15) The models are statistically significant in terms of the likelihood ratio test. In general, there is little evidence to claim that there are any systematic patterns in school efficiency across regions and school levels, and over time. There appears no consistency in the results both in terms of the sign of the coefficient of regional dummies and their significance level. Most of the regional dummies are either statistically insignificant, or their signs are not consistent across years. This is particularly true for kindergarten, intermediate, and secondary schools for most of the years. This implies that there is no systematic difference in the technical efficiency of kindergarten, intermediate, and secondary schools across different regional districts. In other words, the public schools across different educational districts are equally efficient or inefficient in converting school inputs into outputs. On the basis of information for 2004/05, however, it can be said that schools in Al-Aasimah region are more efficient compared to those in other regions.

With respect to teacher salary, the coefficient is positive for kindergarten and primary schools for all the years, and is statistically significant for five of the six years. In the case of intermediate schools, it is generally negative and

statistically insignificant. For the secondary schools, it is positive and statistically significant for 1994/95, 1999/2000 and 2004/05, and negative and statistically insignificant for 1979/80 and 1984/85. The evidence implies that higher teacher salary tends to improve the technical efficiency of kindergarten, primary and secondary schools, which is in line with the findings of Bradley *et al.* (2001) but contrary to those of Ruggiero and Vitaliano (1999). As salary is directly linked to qualification and experience, more qualified and experienced teachers are expected to improve school's efficiency.

Interestingly, the coefficient with respect to proportion of Kuwaiti teachers, is found to be negative for all school levels and statistically significant for most of the years. In other words, increases in the proportion of Kuwaiti teachers have adversely affected technical efficiency of schools. During the last many years, Kuwait has pursued a policy of replacing expatriate teachers with the nationals. It could be that in the process, more experienced and qualified expatriate teachers are being replaced by relatively young, inexperienced and less qualified national teachers.(16) This suggests that Kuwait should develop a policy of recruiting more qualified and experienced teachers to improve school efficiency.

Finally, with respect to dummy for gender, the coefficient is generally negative for most years for all three levels. It is negative and statistically significant for primary schools for 1989/90, 1994/95, 1999/2000, and 2004/05; negative and statistically significant for intermediate schools for 1994/95; and negative and statistically significant for secondary schools for 1994/95, 1999/2000 and 2004/05. This implies that the efficiency of all-girls' schools is higher compared to all-boys' schools. If the all-girls' schools are traditionally managed differently from the all-boys' schools, then the latter should amend their managerial practice to improve efficiency. It is more likely, however, that girls have characteristics which allow them to respond better to current teaching methods used in Kuwait, and consequently, their schools achieve greater efficiency. If this is the case, alternative methods of teaching which appeal more to the characteristics of boys need to be investigated to improve efficiency in all-boys' schools.

Table 7. Tobit Regression Results: Kindergarten Schools

	Year					
	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95	1999/2000	2004/05
Al-Aasimah	-0.209** (4.03)	-0.019 (0.36)	-0.029 (0.87)	-0.032 (1.04)	-0.039 (1.62)	0.0119** (3.74)
Hawally	-0.158** (3.47)	-0.010 (0.23)	0.026 (0.87)	-0.007 (0.26)	-0.032 (1.45)	-0.043 (1.57)
Al-Farwaniya	-0.061 (1.25)		0.065** (2.06)	0.037 (1.23)	0.002 (0.08)	-0.063** (2.30)
Al-Ahmedi	0.010 (0.21)	-0.053 (1.05)	-0.006 (0.20)	0.014 (0.45)	0.055** (2.22)	0.016 (0.62)
Al-Jahra						-0.047 (1.55)
SALARY	0.444** (3.46)	0.124 (0.73)	0.261** (3.55)	0.291** (4.15)	0.472** (9.75)	0.217** (7.03)
KUWAIT	-0.072 (1.11)	-0.178** (2.14)		0.070 (0.28)	-1.018** (4.81)	-0.846** (4.53)
Intercept	0.752** (13.96)	0.799** (8,73)	0.539** (10.68)	0.434 (1.76)	1.119** (5.60)	1.241** (7.00)
Log-Likelihood	56.44	48.75	99.71	108.74	159.39	129.71
Chi-Square	41.73	5.61	22.94	23.97	110.47	71.92
Prob > Chi-Square	(0.000)	(0.346)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
Number of Observation	60	78	120	137	149	170

Source: Authors estimates.
N.B. Figures in parentheses are t-statistics.

Table 8. Tobit Regression Results: Primary Schools

	Year					
	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95	1999/2000	2004/05
Al-Aasimah	-0.126** (4.24)	-0.072** (2.28)	-0.149** (6.81)	-0.000 (0.02)	-0.013 (0.79)	0.086** (4.89)
Hawally	-0.024 (0.91)	-0.076** (2.95)	0.002 (0.10)	0.095** (5.19)	0.038** (2.34)	0.070** (4.09)
Al-Farwaniya	-0.003 (0.11)		0.001 (0.04)	0.143** (8.37)	0.038** (2.31)	0.032* (1.91)
Al-Ahmedi	-0.014 (0.61)	-0.059** (2.96)	0.003 (0.19)	0.083** (5.86)	0.047** (3.01)	0.035** (2.46)
Al-Jahra						0.048** (3.04)
SALARY	0.148 (1.40)	0.204** (2.29)	0.074* (1.76)	0.074** (3.73)	0.129** (5.13)	0.070** (2.69)
KUWAIT	-0.098** (2.50)	-0.126** (2.60)		-0.236** (5.98)	-0.313** (3.94)	-0.060 (1.44)
Gender	0.007 (0.46)	-0.003 (0.18)	-0.026** (2.45)	-0.040** (3.66)	-0.034** (3.10)	-0.021* (1.95)
Intercept	0.837** (23.99)	0.848** (20.74)	0.824** (28.81)	0.862** (23.77)	0.956** (11.96)	0.804** (22.59)
Log-Likelihood	169.42	154.01	209.55	256.77	235.73	258.66
Chi-square	77.61	44.87	77.94	163.38	72.95	35.90
Prob. > Chi-square	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Number of Observation	164	180	197	174	182	203

Source: Authors' estimates.
N.B. Figures in parentheses are t-statistics.

Table 9. Tobit Regression Results: Intermediate Schools

	Year					
	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95	1999/2000	2004/05
Al-Aasimah	-0.068* (1.84)	-0.082** (3.01)	0.050 (1.31)	-0.002 (0.06)	-0.020 (0.60)	0.071** (2.74)
Hawally	-0.019 (0.58)	-0.000 (0.00)	-0.001 (0.03)	0.051** (2.16)	0.051 (1.49)	0.019 (0.58)
Al-Farwaniya	-0.028 (0.81)		0.040 (1.11)	0.091** (4.06)	-0.016 (0.46)	0.019 (0.76)
Al-Ahmedi	-0.030 (0.91)	-0.045** (2.09)	0.020 (0.61)	0.001 (0.06)	-0.051 (1.60)	-0.013 (0.57)
Al-Jahra						0.023 (0.92)
SALARY	-0.213 (1.40)	-0.146* (1.72)	-0.008 (0.08)	0.028 (1.34)	-0.036 (0.46)	0.102** (3.38)
KUWAIT	0.009 (0.12)	-0.052 (1.08)		-0.165** (3.18)	-0.246** (2.40)	-0.074 (1.38)
Gender	0.023 (1.17)	0.056** (3.23)	0.013 (0.60)	-0.060** (2.21)	-0.022 (0.36)	-0.004 (0.20)
Intercept	0.964** (18.96)	0.940** (23.51)	0.411** (7.29)	0.859** (24.93)	0.889** (9.08)	0.755** (20.80)
Log-Likelihood	103.83	150.45	88.63	164.27	95.49	151.53
Chi-square	11.60	62.03	3.83	39.23	49.51	22.03
Prob. > Chi-square	(0.115)	(0.000)	(0.700)	(0.000)	(0.000)	(0.005)
Number of Observation	124	159	180	155	163	156

Source: Authors' estimates.
N.B. Figures in parentheses are t-statistics.

Table 10. Tobit Regression Results: Secondary Schools

	Year					
	1979/80	1984/85	1989/90	1994/95	1999/2000	2004/05
Al-Aasimah	-0.194** (2.83)	-0.090* (1.97)	-0.016 (0.51)	-0.009 (0.19)	0.005 (0.13)	0.077 (1.54)
Hawally	-0.185** (2.88)	0.017 (0.46)	0.069** (2.63)	0.010 (0.23)	0.045 (1.31)	-0.012 (0.24)
Al-Farwaniya	-0.184** (2.51)		0.078** (2.71)	0.020 (0.46)	-0.031 (0.83)	0.019 (0.39)
Al-Ahmedi	-0.155** (2.22)	-0.064 (1.51)	-0.007 (0.28)	-0.042 (1.03)	-0.041 (1.18)	0.031 (0.69)
Al-Jahra						0.048 (0.90)
SALARY	-0.021 (0.06)	-0.060 (0.23)	-0.213** (2.22)	0.231** (4.46)	0.127** (2.01)	0.174** (3.46)
KUWAIT	-0.653** (2.76)	-0.107 (0.50)		-0.527** (4.02)	-0.484** (4.52)	-0.729** (5.18)
Gender	0.007 (0.16)	0.028 (0.71	-0.016 (1.09)	-0.116** (2.36)	-0.156** (3.10)	-0.236** (3.27)
Intercept	1.074** (9.86)	0.885** (9.25)	0.972** (19.24)	0.774** (12.64)	0.982** (13.17)	1.035** (9.18)
Log-Likelihood	38.71	59.25	120.04	72.99	80.28	50.21
Chi-square	31.62	18.17	30.32	31.51	31.97	38.10
Prob. > Chi-square	(0.000)	(0.006)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Number of Observation	59	99	136	107	117	114

Source: Authors' estimates.
N.B. Figures in parentheses are t-statistics.

Conclusion

This paper investigates efficiency of public schools in Kuwait. In particular, different measures of efficiency (i.e., pure technical efficiency, overall technical efficiency, scale efficiency, allocative efficiency and economic efficiency) are estimated and examined. The analysis in the paper is based on a two stage approach. In the first stage, pure technical, overall technical, scale, allocative and economic efficiencies for public schools are estimated using the DEA technique. In the second stage, to determine relationship between school characteristics and technical efficiency, the estimates of pure technical efficiency are regressed upon a set of explanatory variables. As the dependent variable (i.e., technical efficiency) is bounded by 0 and 1, Tobit regression model is used to establish relationship between school characteristics and technical efficiency.

The set of explanatory variables included in the regression are dummy variables for geographical location of schools, dummy variable for whether the school is an all girls' or an all boys' school, the nationality of the teaching staff at schools (i.e., whether or not they are Kuwaiti nationals), and the average salary level of the teaching staff. As the curricula, teaching techniques, assessment method, teachers' qualification and experience, and other requirements vary across different school levels, the efficiency measures and regression models are estimated for kindergarten, primary, intermediate and secondary public schools separately.

The analysis was conducted for six selected years (i.e., 1979/80, 1984/85, 1989/90, 1994/95, 1999/00, 2004/05) on the entire public school population in the country. As discussed in the paper, because of the data constraints related to school outcomes/outputs and quality of inputs, the analysis is restricted to using narrow measures of school outputs, which is likely of have bearing on the results. Also, the differences in the quality of inputs could not be taken into account. Thus, the results need to be interpreted with some caution. To address the issues facing the education sector in Kuwait more comprehensively, the results, nevertheless, underscore the need for improving and maintaining better quality data by the educational authorities.

The evidence presented in the paper shows that the pure technical efficiency of public schools in Kuwait is low, implying that the schools use more inputs than necessary for the enrolled students. In addition, the schools are not operating to their optimum scale size. A large majority of the schools operate under IRS and are below the optimum scale size, which is particularly true for kindergarten, primary and intermediate schools. Furthermore, the estimates of allocative efficiency show that the schools suffer from inefficiencies due to employing inputs in non-optimal proportions. As a result of technical, scale and allocative inefficiencies, the economic efficiency of the schools is low. Evidence for 2004/05 shows that economic efficiency can be increased by 36% for kindergarten schools, 27% for primary schools, 30% for intermediate schools and 53% for secondary schools..

The analysis of the determinants of efficiency demonstrates that there is no evidence of any systematic differences in the technical efficiency of public schools across regions. In other words, schools across different educational districts are equally efficient or inefficient in converting school inputs into outputs. Higher teacher salary is found to improve the technical efficiency of kindergarten, primary and secondary schools ─ implying that more qualified and experienced teachers are expected to improve school efficiency. Interestingly, the proportion of Kuwaiti teachers is found to affect technical efficiency of schools adversely. This should be cause for concern as during the last many years, Kuwait authorities have pursued a policy of replacing expatriate teachers with the nationals. It could be that in the process, more experienced and qualified teachers are being replaced by relatively young, inexperienced and less qualified teachers. As a policy, Kuwait should recruit more qualified and experienced teacher to improve school efficiency.

Finally, the technical efficiency of all girls' schools is found to be superior compared to that of all boys' schools. Perhaps there is something in the way that the all girls' schools do that should be looked into and used to improve efficiency of all boys' schools. The findings of the study highlight the importance of undertaking follow-up research on input quality and school efficiency, and more detailed investigation into factors contributing to superior efficiency of all girls' schools.

Footnotes

(1) The public education system in the country consists of general education (two years of kindergarten, five years of primary, four years of intermediate, and three years of secondary education) and higher education (comprising college and university education). Education for the nationals is compulsory up to and including intermediate level. An important feature of Kuwait's public general education system is that beyond the kindergarten level, the schools are segregated. In the year 2006/07, the public education system (where education for the nationals is free of charge) accounts for approximately 66% of the total number of students enrolled in schools and 85% of the students enrolled in colleges and universities. Whereas the public education system mainly serves the needs of the nationals, private schools, colleges and universities cater to the needs of the foreign population. The private schools follow different systems and include Arabic, American, British, Indian, Pakistani, French and other schools.

(2) Since Christensen et al. (1973), the most widely used form of the production function has been the trans-logarithmic production function that does not impose a-priori restrictions on the values of the production parameters to be estimated.

(3) Battese and Cora (1977) define the inefficiency and variance parameters as $\lambda = {}^{\sigma_u}/_{\sigma} \in (0,1)$ $\lambda = {}^{\sigma_u}/_{\sigma} \in (0,1)$ and $\sigma = \sigma_v + \sigma_u \sigma = \sigma_v + \sigma_u$, respectively. If $\lambda = 0$ $\lambda = 0$, then all deviations from the frontier are noise. However, if $\lambda = 1$ $\lambda = 1$, then all deviations from the frontier are inefficiencies.

(4) The formulation of the problem differs from that of a DMU operating under CRS by the presence of $c_k c_k$ in the objective function and the constraint.

(5) For a review of studies on efficiency of educational institutions, see Burney *et al*. (2009) and Worthington (2001).

(6) The managers (or principals) of public schools in Kuwait have little control over the output or the inputs and ultimately, the central educational authorities control the level of inputs within the system. Hence, an input-oriented approach is used. It should be noted that the results vary little according to orientation (and CRS efficiency estimates are identical regardless of orientation).

(7) The DEAP program, which can be freely downloaded from http://www.uq.edu.au/economics/cepa/ software.htm, was used for estimating school efficiencies. To estimate economic (or cost) efficiency, average annual salary was used as price of teachers/staff. In the case of classrooms, because the cost would be the same for the authorities, the price was assumed to be the same across schools.

(8) The relatively high gains for secondary schools are an anomaly attributable to existence of outliers in terms of teacher salaries. The removal of two secondary schools with the lowest and highest salaries from the data raised the allocative efficiency to 0.775.

(9) The annual average salary of a teacher in kindergarten, primary, intermediate, and secondary school is KD 12,021; KD 8,293; KD 10,810 and KD 9,915, respectively. One would expect the average salary of a teacher in a secondary school to be higher than that in intermediate, primary and kindergarten levels, but quite obviously, not the case. The observed salary pattern in public schools in Kuwait points to foreign teachers getting lower salary compared to Kuwaiti teachers.

(10) Data limitations constrain the analysis by restricting the number of factors included in the investigation.

(11) The public general education system in Kuwait is administrated by the Ministry of Education and is divided into six educational districts namely: Al-Aasimah, Al-Ahmedi, Farwaniya, Hawally, Al-Jahra, and Mubarak Al-Kabir. The educational districts are not the same across the selected years. For instance, in the years 1979/80, 1984/85, 1989/90,, and 1999/2000, there was no Mubarak Al-Kabir district. Similarly, in the year 1984/85, there was no Al-Farwaniya district. To take account of the geographic location, dummy variables are defined such that they take the value 1 if the school is in a given region and 0 if otherwise.

(12) This last variable is only applicable to primary, intermediate and secondary education levels. Dummy variable is defined to account for the gender effect. The dummy variable takes the value 1 if the school is all boys' schools and 0 if the school is all girls' schools.

(13) The Tobit model is a special case of a censored regression model, which was proposed by Tobin (1958) to describe the relationship between a non-negative dependent variable and a vector of independent variables. For details, see Amemiya (1984; 1985) and Schnedler (2005).

(14) If the relationship parameter β is estimated by regressing the observed zj on xj, the resulting ordinary least square (OLS) estimator is inconsistent. Amemiya (1973) proved that the likelihood estimator suggested by Tobin for this model is consistent.

(15) In view of the number of educational districts across different years, the analysis for 2004/05 includes five regional dummies with Mubarak Al-Kabir as the base region. For all other years, the number of regional dummies is four (i.e., no dummy for Al-Jahra), with the exception of 1984/85 where there are only three dummies (i.e., Al-Farwaniya was dropped in addition to Al-Jahra), implying Al-Jahra is the base region.

(16) It may be noted that the expatriate teachers in public schools in Kuwait are hired on contract basis and draw much lower salaries compared to their Kuwaiti counterparts.

References

Aigner D.J., C.A. Lovell and P. Schmidt. 1977 . Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics* 6**:** 21-37.

Amemiya, T. 1973. Regression analysis when the dependent variable is truncated normal. *Econometric* 41(6): 997-1016.

_____. 1984. Tobit models: A Survey. *Journal of Econometric* 24(1-2): 3-61.

_____. 1985. *Advanced Econometrics*. Oxford: Basil Blackwell.

Battese, G.E. and G.S. Cora. 1977. Estimation of a production frontier model: With application to the pastoral zone of Eastern Australia' *Australian Journal of Agricultural Economics* 21(x): 169-179.

Behrman, J.R.; S. Khan; D. Ross; and R. Sabot. 1997. School quality and cognitive achievement production: A case study for rural Pakistan. *Economics of Education Review* 16(2): 127-142.

Bonesrønning, H and J. Rattsø. 1994. Efficiency variation among the Norwegian high schools: consequences of equalization policy *Economics of Education Review* 13(4): 289-304.

Bradley, S., G. Johnes and J. Millington. 2001. The effect of competition on the efficiency of secondary schools in England. *European Journal of Operational Research* 135: 545-568.

Burney, N.A., M.A. Al-Ramadhan, B. Khalaf, A. Hoque and R. Dashti. 1995. Fiscal constraints, cost efficiency of social services, and determination and evaluation of fees on users. Kuwait Institute for Scientific Research, Report No. KISR4712, July, Kuwait.

_____, N. Al-Musallam, S. Al-Fulaij and W. Awadh. 2002. Public expenditure on education in Kuwait. Kuwait Institute for Scientific Research, Report No. KISR6738, December. Kuwait.

_____, A., J. Johnes, M. Al-Enezi, M, A. Al-Ramadhan, M. Al-Musallam, S. Hamada, N. Al-Musallam, G. Al-Essa, A. Al-Khayat, and F. Al-Husaini, F. 2009. An assessment of cost structure and efficiency of public schools in Kuwait. Kuwait Institute for Scientific Research, Report No. KISR9673, June, Kuwait.

Christensen, L.R., D.W. Jorgenson and L.V. Lau. 1973. Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics* 55(1): 28-45.

CSO. 2007. *Annual Statistical Abstract*. Central Statistical Office, Kuwait.

Dougherty, C.R.S. 1990. Unit costs and economies of scale in vocational and teaching education: Evidence from the People's Republic of China. *Economics of Education Review* 9(4): 389-394.

Jimenez, E. 1986. The structure of educational costs: multi-product cost functions for primary and secondary education schools in Latin America. *Economics of Education Review* 5(1): 25-39.

_____ and V. Paqueo. 1996. Do local contributions affect the efficiency of public primary schools. *Economics of Education Review* 15(4): 377-386.

Jones, J.T., E.F. Toma and R.W. Zimmer. 2008. School attendance and district and school size. *Economics of Education Review* 27: 140-148

Kantabutra, S. and J.C.S. Tang. 2006. Urban-rural and size effects on school efficiency: The case of Northern Thailand. *Leadership and Policy in Schools* 5: 355-377.

Lovell, C.A.K., L.C. Walters and L.L. Wood. 1994. Stratified models of education production using modified data envelopment analysis and regression analysis. In *Data*

Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications. Edited by A. Charnes, W.W. Cooper, A.Y. Lewin and L.M. Seiford. Dordrecht: Kluwer Academic.
MOE. 2004/05. Educational spending and student cost. Finance Division, Ministry of Education, Kuwait.

Mizala, A., P. Romaguera and D. Farren. 2002. The technical efficiency of schools in Chile. *Applied Economics* 34: 1533-1552.

Ouellette, P. and V. Vierstaete. 2006. Malmquist indexes with quasi-fixed inputs: An application to school districts in Québec. Department of Economics, Sherbrooke University, Québec, Canada.

Rassouli-Currier, S. 2007. Assessing the efficiency of Oklahoma public schools: A data envelopment analysis. *Southwestern Economic Review* 34(1):131-144.

Ruggiero, J. and D.F. Vitaliano. 1999. Assessing the efficiency of public schools using DEA and frontier regression. *Contemporary Economic Policy* 17(3): 321-331.

Schnedler, W. 2005. Likehood estimation for censored random vectors. *Econometric Review* 24(2): 195-217.

Tobin, J. 1958. Estimation for relationships with limited dependent variables. *Econometrica* 26(1): 24-36.

Tyagi, P., S.P. Yadav and S.P. Singh. 2008. Evaluation of elementary school performance: An application of data envelopment analysis. Department of Mathematics, IIT Roorkee-247667

World Bank. 2002. *Education Expenditure Analysis Study.* The World Bank, Washington, D.C.

Worthington, A.C. 2001. An empirical survey of frontier efficiency measurement techniques in education. *Education Economics* 9(3): 245-268.

The Determinants of Inflation in Sudan 1970-2002

Kabbashi Suliman

The Determinants of Inflation in Sudan 1970-2002

Kabbashi Suliman*

Abstract

The main objective of this paper is to explain the causes of inflation in Sudan using information during 1970, Q1 - 2002, Q4. The analytical framework views inflation as responding to disequilibria in the internal and external sectors of the economy. Results confirm the existence of stable equilibrium relationships in the money and foreign exchange markets, which tend to govern the price level in the long run. In particular, the external sector's disequilibrium is found to matter most signifying a strong long-run impact of foreign price and exchange rate on inflation, with slow adjustment to equilibrium. Inflation is also found to be perpetuated by feedbacks from the short-run nominal exchange rate, foreign price, drought shocks and deterioration in expectations. Money growth does not appear to affect inflation in the long run, but the elasticity of inflation to the short-run money supply is significant and high. The findings suggest that a monetary-cum-exchange rule is more suitable for inflation control in Sudan while maintaining external competitiveness. Fighting inflation also depends on the ability of policy to reduce the effects of supply shocks emanating from droughts and foreign price movements, which negatively affect the costs of production inputs.

محددات التضخُم فى السودان 1970-2002

كبَاشى مدنى سليمان

ملخص

الهدف الرئسى لهذه الورقة هو دراسة مسببات التضخم فى السودان بإستخدام معلومات ربعِيَّة خلال 1970 - 2002. إفتَرض الإطار التحليلى ان التضخم يستجيب للإختلالات القطاعين: الداخلى والخارجى للإقتصاد. اكدت النتائج وجود علاقات توازن فى سوقى النقد الاجنبى و النقود، والتى بدورها قد تتحكم فى مستوى الاسعار فى الامد البعيد. تحديداً؛ إتضح ان إختلالات توازن القطاع الخارجى هى الاهم فى التاثير على نمو الاسعار مما يدل على وجود اثر قوى فى الإمد البعيد للاسعار العالمية و سعر الصرف فى زيادة التضخم؛ وان التصحيحات تجاه التوازن الخارجى بطيئة جدا. إتَضح ايضا ان سعر الصرف الإسمى الفعَال و للاسعار العالمية و صدمات الجفاف و التوقعات غير المواتية للاسعار قد تسببت فى ترويج التضخم فى الامد القريب. لم يثبت من النتائج ان نموعرض النقود يؤثر فى التضخم فى الامد البعيد، لكن إستجابة التضخم لعرض النقود فى الامد القريب كانت عالية و إحصائيا معنوية. تدلل النتائج على ان الإلتزام بقانون نقدى يُراعى تقلبات سعر الصرف قد يكون اكثر ملائمة للسيطرة على التضخم فى السودان مع المحافظة على التنافسيَة الخارجيَة. وايضا محاربة التضخم تعتمد على مقدرة السياسة الإقتصاديَة على تقليل اثر صدمات جانب العرض المرتبطة بالجفاف و تقلبات الاسعار العالميَة؛ التى بدورها يُؤثر سلباً على تكلفة مدخلات الإنتاج.

---

* Kabbashi Medani Suliman, Assistant Professor, Department of Economics, University of Khartoum, Khartoum, P. O. Box 321, Sudan. Tel +249-183 769262, email: kmsuliman1@yahoo.co.uk. This paper is based on a study supported by a grant from the African Economic Research Consortium (AERC). The author is grateful to Prof. Njuguna S. Ndung'u, University of Nairobi for his helpful comments. The contributions of colleagues at the various AERC's Workshops attended are also highly appreciated. Many thanks are due to Mrs Tarig A. Daffalla, Ministry of Finance and Economic Planning, and Mr Abdel Rahman A Rahman, Bank of Sudan, for providing data and comments. However, the author remains solely responsible for the views expressed and for any errors.

Introduction

Sudan has experienced economic instability during the 1970s through the mid 1990s characterized by high and volatile rate of inflation. The period between 1971 and early 1990s is dominated by the occurrence of double-digit inflation averaging about 29%. A series of reforms are introduced during this period including successive devaluations, price and import controls and rationing, to name a few. However, these efforts were largely unsuccessful, and triple-digit inflation persisted over 1991-1996. Sudan is included by Fischer et al (2002) as one of the 25 countries in the world that experienced episodes of very high inflation crossing 100% growth rate per annum. Among the main factors that could have contributed to inflation developments are: (a) Monetization of the fiscal deficit; (b) Successive devaluations of the domestic currency, which in turn increase the costs of imports including imported capital and intermediate inputs; and (c) Supply shocks relating to back-to-back droughts during 1984-85 and 1993-94.

It is known that very high inflation in excess of 100% per year is very disruptive and no country practically tolerates such price growth (Fischer et al, 2002). Following a period of very high inflation over 1991-96, the government initiated an economic reform in 1997 and the IMF started to help in monitoring this program in 1998. The main force behind this self-imposed reform largely relates to learning from the failures of the government-led import substitution industrialization (ISI) program and the negative macroeconomic consequences of accelerating inflation to generate more inflation tax in a bid to bridge the growing domestic resource gap. The reform emphasized the unification of foreign exchange rate and fiscal consolidation. The inflow of foreign direct investment (FDI) attracted by the advent of the oil sector, and the inflows of oil revenues helped the stabilization efforts and inflation receded to single-digit as from 2000. Real GDP growth showed strong response to these developments. Stabilization is reached mainly through fiscal retrenchment and exchange rate anchoring. However, the challenge ahead relates to the credible commitment for marinating the internal and external balances that ensure sustained low inflation and robust output growth. Hence, it is vital to improve understanding of the determinants of inflation in Sudan, which may enhance such policy endeavor.

An attempt is made in this paper to analyze the underlying sources of inflation in Sudan; which is a key factor in establishing macroeconomic stability. The intention is to provide answers to the following questions:

- What are the internal and external factors that govern the long-run and short-run processes of inflation in Sudan?
- What are the remaining bottlenecks for the success and sustainability of the ongoing stabilization efforts in fighting inflation?

Numerous studies on inflation in the developing countries draw from the monetarist and structuralist approaches to provide explanation for this event. According to the monetarist view, given a stable demand for money, inflation is purely a monetary phenomenon, and can be controlled by curbing excessive growth of money supply. Early application of the monetarist model to explain the dynamics of inflation is found in Harberger (1963) for the Chilean case. In the same vein, the monetarist hypothesis has been tested in other less developing countries as in London (1989) and Tegene (1989) for a group of African countries; Ndung'u (1994) for Kenya; Saini (1982) for Asia and Vogel (1974) for Latin America.

On the other hand, the structuralist approach distinguishes between basic or structural, inflationary pressures and the propagating mechanisms that transmit such pressures. The identified key structural sources of inflation include: distortionary government policies; foreign exchange bottlenecks; inelastic supply of food; the government budget constraint; and sectional disequilibria. Studies within this tradition include Aghevli and Khan (1978), who modeled the fiscal deficit as initiator and propagator of a cyclical process of money supply and inflation. Other studies examined the inertial factors as well as the supply side factors including cost-push elements and sectoral disequilibria as in Durevall and Ndung'u (2001), Liu and Adedji (2000), Sacerdoti and Xiao (2001), Nachega (2001), Sowa and Kwaye (1993), and Adam (1995).

Previous studies on the sources of inflation in Sudan differ in their empirical models, sample period, modeled macroeconomic variables and therefore, on their detailed results. Safi-Eldin (1976) provided an example of early attempts to study inflation in Sudan. He implemented a version of the monetarist model

using annual data over 1960-77. The model is estimated in rate of growth. His results showed that inflation is significantly explained by money supply, growth of real GDP and inflation inertia, indicating that inflation in Sudan is a monetary phenomenon. Hussian (1986) augmented the standard monetarist variables with wages and productivity as indexes measuring the cost-push element. The hybrid model is estimated over 1967-75 with annual data. The main result revealed that inflation in Sudan is of a demand-pull variety confirming earlier findings. However, failure to obtain satisfactory results on the structural proxies, as acknowledged by the author, may partly reflect data deficiencies on these proxies, and may also reflect wage control policy regime during that period aiming to ease rather than trigger inflation.

Suliman (1989) applied a methodology based on the Aghevli-Khan model to examine the effects of fiscal deficit as the originating force and propagating mechanism in the inflationary process in Sudan. The model is estimated by 3SLS with data observed annually over 1960-82. The results provided evidence on the existence of a process of self-generating inflation driven by the symbiotic relationship between government deficit, base money and price growth.

Mahran and Gangi (1996) applied the 2SLS estimation technique to a simultaneous model consisting of inflation and the free exchange rate equations over 1971-91. Their results showed that continued public sector borrowing, frequent depreciation of the free market exchange rate and imported inflation are the most important factors that contributed to price growth in Sudan. In particular, the continuous depreciation of the free exchange rate is found to be the most significant single variable contributing to inflation in Sudan. In another study, Mahran (1999) found a significant causation between the free exchange rate and the inflation rate for Sudan over 1971-91 with feedback.

Abdel-Rahman (1997) investigated the sources of instability in both the mean and variance of inflation in Sudan over 1970-94 with annual data. Shifts in means are accounted for by step dummies, while account of the variable variance is undertaken via autoregressive conditional heteroscedasticity and error correction estimation mechanisms. The results showed that inflation is highly unstable over the reviewed period. In addition, nominal money growth and inflation inertia are found to be the main drivers of price growth and volatility especially after

1982, whereas supply factors, proxied by real output growth, served to depress inflation.

Despite the differences in the empirical models developed in these studies and the sample periods, there is broad agreement on the following key factors affecting the rate of inflation in Sudan: (a) Money growth; (b) Income growth; and (c) Exchange rate developments.

This paper uses data over the years 1970, Q1 - 2002, Q4. By so doing, it updates most of the previous studies; and adds to exposition by considering the temporary and the more prolonged factors that could have affected inflation in Sudan. It is clear that some factors have short-term influence ─ for example, episodes of aggregate demand shocks. Others have medium- to long-term effects such as the convergence of the domestic price to foreign price. The empirical investigation applies Johansen's (1988) maximum likelihood cointegration testing to identify and analyze the long-term relationships that may determine the Sudanese inflation.

The study also examines whether a general inflation error correction model (ECM) incorporating those relationships as disequilibrium correction terms, may be empirically developed for Sudan. Such an approach is more general; compared to that in the previous studies. It also pays attention to aggregate demand as well as supply sides of the economy and permits a distinction between the long-run and short-run effects within a general ECM specification that embeds several hypotheses underlying the explanation of inflation. In addition, the use of quarterly data permits an in-depth analysis of the lagged effects of key economic variables on inflation adjustments.

The main results confirm the existence of long-run relationships in the foreign exchange and money markets, which govern the price level in the long run. Disequilibrium in the external market appears to exert long-run impact on prices and the adjustment of inflation to disequilibria is slow. Inflation is also found to be propagated in the short run by the deterioration in expectations, the contemporaneous and lagged money growth as well as by pass-through from the exchange rate and from foreign prices. The proxy variables included to account; respectively, for the impact of the level of economic activities and the effect

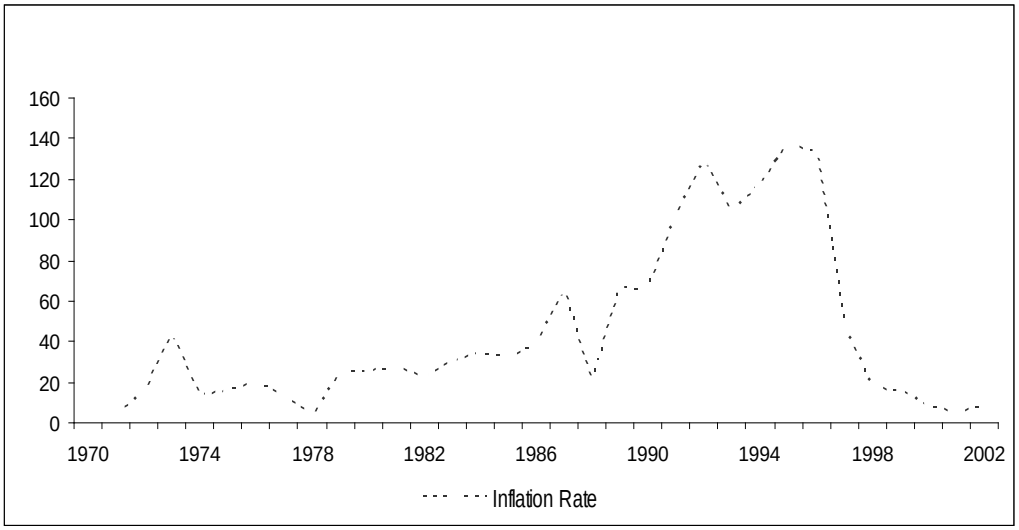
of liberalization of foreign exchange, suggest that an increase in the level of economic activity lowers inflation in the short run. On the other run, liberalization of foreign exchange rate appears to exert an immediate upward pressure on prices. The dummies entered to account for the effects of droughts during 1983-84 and 1993-94 suggest that agricultural supply is negatively affected and in turn, significantly contributed to inflation. Similar results are obtained by studies on inflation experiences of other comparator countries, (Durevall and Ndung'u, 2001; Liu and Adedji, 2000; Sacerdoti and Xiao 2001; Nachega, 2001 and Adam, 1995).

The findings suggest that the policy of defending the exchange rate reform ─ although it has contributed to bring inflation down ─ may not be sustainable in the long run due to the sluggish adjustment of the real exchange rate towards equilibrium. The authorities need to fully develop sound indirect monetary instruments to supplement the policy of exchange rate anchoring. Fighting inflation also depends on the ability of policy to reduce the effects of supply shocks emanating from droughts and foreign price movements.

Background on the Proximate Sources of Inflation in Sudan

In general, the persistence of annual inflation rate of 40% or more over two consecutive years or more, and/or negative real GDP growth over the same period, are known symptoms of macroeconomic instability. Figure 1 shows the annualized rate of inflation over 1970-2002. It suggests that inflation developments since 1970 can be roughly divided into three periods: (a) There was a period of moderate to high inflation from 1970 to 1988 with an annual inflation rate hovering around 20-30% except in 1973 and 1987 where it grew by 44 and 67%, respectively; (b) There was a process of very high inflation in excess of 100% per annum over 1989-96 and (c) Inflation receded to 17% average rate over 1997-2002.

Figure 1. Inflation developments in Sudan over 1970-2002
(annualized inflation rate as aforementioned)



Source: Sudanese Central Bureau of Statistics (various years) and the IFS (various years). See Appendix A for the construction of this variable.

The main macroeconomic episodes and the underlying policy stance during each period of inflation development would be highlighted subsequently. Ali and Elbadawi (2002) presented a comprehensive review of how the evolution of public policies and institutions impacted economic growth in Sudan over a comparable review period. Table 1 presents a summary of the major macroeconomic variables that are likely to influence inflation during each sub-period.

Table 1. Selected Macroeconomic Indicators for Sudan (1970-2002)[a,b,c]

Period	Cons Price Infl	Real GDP Grwth	Chng in Nomnl Money (M1)	Chng in Nomnl Money ((M2)	Chng in Parallel Mrkt Exc Rate (%) /1	Chng in Prem (%)	Ratio of Fisc Def to GDP (%)	Ratio of Current Acct Def to GDP (%)	Chng in Terms of Trade Index (%)	Real Imprts Grwth	Real Exprts Grwth
1971-1988	24.0 (0.6)	1.5 (4.3)	28.5 (0.4)	29.4 (0.4)	26.6 (1.9)	9.5 (3.3)	-8.4 (0.5)	-2.9 (0.9)	6.3 (1.4)	3.0 (6.2)	-0.5 (41.3)
1989-1996	106.8 (0.3)	-3.9 (2.5)	71.0 (0.3)	76.0 (0.5)	126.3 (1.7)	1.1 (61.1)	-6.1 (0.9)	-6.3 (0.6)	-2.1 (2.0)	5.7 (4.6)	3.6 (7.0)
1997-2002	16.8 (0.9)	6.8 (0.2)	16.3 (1.3)	7..20 (0.6)	9.3 (1.3)	-2.5 (2.8)	-1.1 (0.4)	-6.0 (0.4)	0.6 (5.7)	0.9 (17.7)	23.3 (2.1)
1971-2002	43.8 (0.9)	1.2 (6.6)	39.1 (0.5)	41.3 (0.7)	36.9 (1.4)	5.2 (7.5)	-6.5 (0.8)	-4.4 (0.8)	4.8 (1.9)	3.3 (6.0)	4.9 (6.0)

[a] The parallel (or black) market exchange rate is defined as the local currency per unit of the US dollar, hence positive change implies depreciation. The series is compiled from two sources: (a) Pick Dollar Year Book over the period 1970, Q1 - 1993, Q4. The relevant pages were provided by Jantz, R.; Alexander Library, Rutgers University and (b) Bank of Sudan over 1994, Q1 - 2001, Q4.
[b] Exports and imports are deflated by the foreign price index. (See Appendix A for the definition of foreign price index).
[c] Figures in parenthesis are the coefficients of variation.

Source: Bank of Sudan Annual Reports, Pick Currency Year Book (various years) and the IFS (various years).

The first burst of inflation during 1970-88 is associated with the oil price increases in early 1970s. However, the economy was not immediately affected by the full impact of these shocks. At that time the government managed to exploit the geopolitical position of the country and attracted substantial FDI especially from the surplus of the oil rich Arab countries in a view to promote Sudan as a breadbasket for the region. The Peace Agreement signed between the North and the South in 1972 encouraged the inflows of FDI. Most of these foreign investments are attracted to the government-led projects in agriculture and imports-substituting industries. Nonetheless, the FDI boom failed and by late 1970s, the government had neither the foreign exchange nor the domestic resources with which to meet the politico-economic demands for spending following the peace and the debt servicing obligations. Accordingly, Sudan

adopted a Structural Adjustment Program (SAP) with the support of the IMF and the World Bank over 1978-84.

Despite the adoption of the SAP, the monetary policy continued to follow the ISI strategy and is largely based on fixed exchange rate and various forms of trade and foreign exchange controls. However, in post mid-1980s, a premium exchange rate was introduced along with liberalization measures that shifted imports, and to some extent exports, from the official to the parallel market. These reforms aimed at attracting the remittances of the Sudanese nationals working abroad after having failed to attract more investments from the oil-exporting Arab countries, but these efforts were largely unsuccessful (Elbadawi, 1992a and 1992b).

The intensification of controls to repress inflation tolerated an entrenched rent seeking, black markets and smuggling. The successive devaluations of the free exchange rate in the black market led to overvaluation of the official exchange rate and inflation vicious circle and to loss of external competitiveness. Over the period, real export growth was negative averaging -0.5 and showed very high volatility, as indicated by the coefficient of variation of 41.3 (Table 1).

The parallel market premium ─ defined as the ratio of the free exchange rate to the official exchange rate ─ grew on the average by 9% during 1970-88, (Table 1). The finance for more than 80% of imports is channeled through the parallel market, (Hussian, 1986). The resulting increases in the prices of imported intermediate inputs and consumer tradables fed the inflationary process, with serious implications for capacity utilization and growth in the country.

The budget deficit as a percentage of the GDP averaged 8.4% over this sub-period. The fiscal gap is financed mainly by money creation thought to substitute external credit, which dried up in the late 1970s and by 1987, inflation stated to run loose in the economy, (Table 1).

The macroeconomic imbalances and the policy failures of the period[(1)] are complicated by the outbreak of the Civil War in 1983, ending ten years of peace, and aggravated by the droughts and crop failures that developed in severe food shortages during 1984-85. The pressure of the situation has not only resulted

in an economic u-turn, but has also induced massive political instability. For example, the sub-period witnessed succession of four changes of the political regimes.

The second period of inflation development over 1989-96 opened with a political change in 1989. The new government was faced with a deteriorating balance of payments due to loss in competitiveness and a large fiscal deficit. A National Economic Salvation Plan was introduced in 1990 which is a home-grown vintage of the SAP. This was largely a reflection of the severe decline of the foreign finance. The Plan consisted of the following main measures: (a) Strict control of foreign exchange, including imports and prices, and exports retention through the Central Bank surrender requirements, which furnished a base for export tax; (b) Adherence to strict cash budget system; and (c) Privatization of the non-performing public enterprises. Following these measures, the fiscal deficit as a ratio of the GDP declined by 2 percentage points on the average compared to the previous period. However, it remained high due to the burden of the Civil War. The official exchange rate is occasionally devalued, but not merged with the free market rate which depreciated on the average by 77.5% during 1989-96. The premium continued to be positive and exhibited considerable volatility (Table 1).

Notwithstanding these efforts, Sudan has experienced a bad combination of shocks that negatively affected the internal and external balances during this sub-period. These included the withdrawal of the IMF balance of payments support and the loss of seal of approval; the meat export ban in 1992; the drought and food shortages in 1993-94 and the cuts of aids from multilateral institutions. The combined effects of these internal and external shocks caused inflation to grow by phenomenal records and the economic growth was negatively hit. As seen in Table 1, during 1988-96, real output growth was negative and volatile with recorded average decline of -3.9% and a coefficient of variation of 2.53.

The government relied on money printing to finance the growing domestic resource gap, and at the same time perused a policy of maintaining the Purchasing Power Parity (PPP). This policy mix has resulted in massive parallel market premium and large real exchange rate overvaluation spells. More importantly, it could be hypothesized that the dual exchange system maintained during the

sub-period could have indirectly influenced price movements through the quasi-fiscal deficit of the Central Bank operations. The direction of change depends on whether the Central Bank is a net buyer of foreign exchange; i.e. collector of implicit tax; or a net seller; i.e. provider of implicit subsidy (Morris, 1995 and Pinto, 1991). Very few studies on Sudan, if any, analyzed the inflation-premium relation. An attempt is made in this paper to empirically evaluate this link.

The third episode of inflation development followed the reform introduced in 1997 which built on liberalization of the foreign exchange in 1992 and focused on lifting the remaining imports and prices controls as well as on fiscal consolidation and streamlining the banking system. The IMF started to monitor the reform program in 1998. Because liberalization of trade and foreign exchange are essential components of this program, the Central Bank significantly reduced the surrender requirements, and in some cases, eliminated the surrender applicable to some exports.

The 1997 reform policies coincided with a substantial inflow of FDI associated with the commercial exploitation of oil and the rise of the oil money as an important source of public revenue. The combined effects of these developments provided an enabling macroeconomic environment. Real export including oil grew on the average by 23.3% during the sub-period. The growth in broad money, M2 ─ which is M1 (narrow money) plus quasi-money ─ declined by about 55 percentage points compared to the previous period and inflation receded to a single digit as from 2000. The growth of real GDP showed a strong response to these developments. It grew on the average by 6.8% (Table 1). The fiscal consolidation is at the center of this reform effort. The large cuts in public spending has also improved the fiscal stance and significantly curbed escalation of inflation.

The preceding discussion suggests that financing of the fiscal deficit appeared as a key element determining the environment for monetary policy. Despite the introduction of Islamic financing mode in 1984, the financial market remained relatively thin and characterized by entrenched guidelines for credit allocation. The effects of the continued deficit financing on price stability is a concern for the Central Bank and started to become a cause of worry in post mid 1990s.

Following the 1997 reform, the Bank introduced the Central Bank Musharaka Certificate (CBMC) in 1998 to streamline its long-standing, cost-free lending to the government and the commercial banks (Kireye, 2001). The CBMCs are short-run liquidity papers which the Central Bank trades with banks to smooth short-term fluctuations in liquidity and hence, finish a base for open market operations. A similar Government Musharaka Certificate (GMC) was introduced in 1999. In spite of this, only recently that the sharp decline in the budget deficit due to fiscal retrenchment and the rise of oil revenues in public finance, has created space for more proactive monetary policy.

The combined size of the CBMCs and GMCs available for open market operations is small to fully neutralize the effects of deposit changes on reserves money and hence, inflation. Nevertheless, under the Islamic finance mode, without ex ante interest rate, the Central Bank may use the monetary aggregates, change the reserve requirements, pursue moral suasion as well as selective credit controls to achieve its objective of low inflation real GDP growth. Yet, to a great extent, the monetary policy in Sudan is based on the management of the exchange rate and the control of the monetary aggregates. Selecting an appropriate anchor within a comprehensive monetary framework relevant for the Central Bank's objectives, presents a challenge for the policy mix in the period ahead.

This is of crucial importance especially that the recent rise in inflows of oil revenues may lead to money supply growth, and consequently inflation ─ if the oil money is not appropriately sterilized following the developments in the real sector of the economy. Therefore, it remains important to highlight the main channels through which the behavior of the monetary aggregates could affect inflation in a small open economy like Sudan with an underdeveloped financial sector and instruments of monetary policy.

Analytical Framework and the Econometric Methodology

The paper relies on the proximate sources of inflation previously for modeling inflation process. The most important are: (a) The impact of domestic aggregate demand ─ for example, the monetization of the fiscal deficit and other causes for excessive money growth); (b) The impact of supply side that emanates from the external sector and transmitted via the price of imported capital goods and

intermediate inputs; and (c) The impact of drought shocks which are transmitted to inflation.

Theoretically, inflation process is often modeled as: (a) A mark-up pricing mechanism following the work of Duesenberry (1950); (b) An interaction of supply and demand for money, following the contribution of Harberger (1963) and (c) A response to internal domestic (expectations) disequilibria or external "equilibrium exchange rate" misalignment pressures. Other modeling strategies involve various combinations of the above factors.

The model adopted in this study assumes that inflation originates from both demand and supply sides of the economy. Various studies on inflation in developing countries represent the aggregate demand side by the demand for money relation. The influence from the supply side could be represented by the external sector. In small open economy like Sudan with underdeveloped local sources of capital goods and inputs supplies, the share of tradable inputs in production of consumer goods is large. It is more likely that changes in import prices pass-through to the consumer prices. Thus, the analytical model allows overall inflation to adjust to long-run disequilibria in the money market and the external sector as well as to short-term impact of the variables determining these equilibrium conditions including other relevant factors.

The PPP provides a representation of the long-run price formation process in an open economy. Accordingly, the overall price level P may be expressed as weighted average of the domestic price P_d and foreign price measured in domestic price $E\,P^f$, that is;

$$P = P_d^{\delta}\,(E\,P^f)^{1-\delta} \qquad \text{(Equation 1)}$$

Equation 1 in log-linear form with lower case letters denoting logarithms may be rewritten as;

$$p = \delta p_d + (1-\delta)\,(e + p^f) \qquad \text{(Equation 1')}$$

Here, (e) is the nominal effective exchange rate and δ sands for the share of the domestic component of price level, which is determined by the equilibrium condition in the money market, that is, $M^s / P_d = M^d / P_d$. Expressing this condition in logarithms denoted by lower case letters and solving for P_d gives:

$$p_d = m^s - m^d \qquad \text{(Equation 2)}$$

Where, m^d is the log of real money demand and m^s is the log of nominal stock of money. The demand for real money for Sudan may be expressed as;

$$m_t^d = \beta_1 y_t - \beta_2 \pi_t^e - \beta_3 prem_t \qquad \text{(Equation 3)}$$

Due to the distortions of the financial markets in Sudan, the long-run demand for money, in terms of Equation 3, is assumed to be affected by real income y; the expected rate of inflation π^e as well as by the exchange rate movements measured by the parallel marked premium prem; and t is time index. In this setting, a rise in the premium may lead to a decline in demand for money, reflecting currency substitution motive, due to devaluations of the parallel exchange rate. Other studies used similar equation to describe demand for real money in developing countries, (Liu and Adedji, 2000).

Suppressing the coefficients and the time index in Equation 3, substitute into Equation 2 and using the resultant expression in Equation 1', this gives:

$$p = \delta (m^s + y - \pi^e - prem) + (1 - \delta)(e + p^f) \qquad \text{(Equation 4)}$$

Equation 4 establishes a general framework for the long-term movements of the aggregate price level, where both internal disequilibria in the money market as well as changes in foreign prices measured in domestic price jointly determine such movements. However, the dependent variable and some of the independent variables in the equation may be simultaneously determined, and may be that they are non-stationary but render stationarity by first differencing[2].

In such case, Johansen (1988)'s cointegration testing method and error-correction modeling could be used. This method is particularly relevant for testing to verify if there are any cointegration relationships, or long-run equilibrium relationships; among the study variables. In addition, the ECM permits the use of a general lag structure and allows for alternative hypotheses testing. Hence, the following general unrestricted vector autoregression (VAR) of order k may be used to represent the study variables;

$$x_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \; ; \; t=1, 2\ldots\ldots\ldots T \qquad \text{(Equation 5)}$$

Where $x = (p, m, y, \pi, prem, e \; and \; p^f)'$ is a column vector of 7x1 dimension containing the endogenous variables; A_i, i=1,…..k, are 7x7 matrices of unknown coefficients; μ represents 7x1 vector of unknown deterministic terms (including intercepts) and ε is IID disturbance term with zero mean and constant variance.

With I(1) variables, and using the first difference operator: $\Delta x = (x_t - x_{t-1})$, Equation 5 may be re-parameterized in the following vector error correction model:

$$\Delta x_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \alpha\beta' x_{t-1} + \varepsilon_t \; ; \; t=1, 2\ldots\ldots\ldots T \qquad \text{(Equation 6)}$$

Where, $\Gamma_i = -\sum_{r=i+1}^{n} A_r$ and $\alpha\beta' = -(1 - \sum_{i=1}^{k} A_i)$, with I representing a (7x7) identity matrix, α and β' (7,r) are respectively full-rank matrices of the adjustment factors and cointegrating vectors; with r being the number of expected cointegrating vectors.

Ideally, cointegration estimation and analysis should be carried out through the full set of variables. However, not all the study variables are available in the required frequency to fit the estimation and analysis of the full system. The main challenge is the lack of quarterly observations on GDP. Annual data on the GDP are available for Sudan and had to be interpolated. The interpolated GDP gives

a series measuring the trend which is relevant for long-run analysis, but contains less information about the short-run changes in output. Instead, the quantity index for power consumption (pc) is included to proxy the level of economic activities in the short-run dynamic analysis. This variable is used for the following reasons. Firstly, it is widely acknowledged that there is a close link between aggregate macroeconomic activity and power consumption(3). Secondly, it is arguable that power intensity of the real value added does not change significantly during the study period. Prior reasoning suggests that a rise in the overhead power use per unit of output due, for example to decline in capacity use, fall in maintenance investment etc., will be checked by the higher direct and indirect power costs.

The estimation of the standard PPP implied by Equation 1 poses another challenge. This version of the PPP may not hold for Sudan due to the Balassa-Samuelson (1964)(4) and other factors, including transport costs, barriers to currency conversion and the presence of non-traded goods. These factors cause market segmentations and create a wedge among prices across countries. However, if they remain constant over time, the long-run PPP can be estimated including a positive constant term. In addition, the use of price indices, as in the present paper, justifies the presence of the constant. Thus, a sectoral approach was followed for testing the existence of cointegration in the subset of variables to allow for different assumptions about the restriction of the constant in the cointegration space per subsystem.

Accordingly, the vector x_t, containing the endogenous variables in Equation 5, can be partitioned into two subsets: $(p, m, y, \pi \ and \ prem)'$ as well as $(p, \ e \ and \ p^f)'$ representing, respectively, the demand for real money and the PPP relationship. This method is equivalent to adding prior identifying restrictions to the full system. It also allows the analysis of the short-run dynamics within the entire system. Thus, rather than conducting the analysis using the system of dynamic equations, a conditional single equation framework is developed and estimated based on weak exogeneity testing. Such modeling strategy is consistent with other studies (Ndung'u, 1993; Durevall and Ndung'u, 2001; Sacerdoti and Xiao, 2001; Liu and Adedji, 2000; and Nachega, 2001).

Assuming the existence of two cointegrating relations, the following general single equation ECM; similar to the ECM representation of the variables in Equation 6; may be had after dropping ($\Delta\pi$) and replacing the first difference of the interpolated y, in the short-run part of the model, by the first difference of the of log power consumption (Δpc);

$$\Delta p_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k-1}\gamma_{1i}\Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\gamma_{2i}\Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\gamma_{3i}\Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\gamma_{4i}\Delta prem_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\gamma_{5i}\Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\gamma_{6i}\Delta p^f_{t-i} +$$
$$\alpha_1[m - \beta_1 p - \beta_2 y - \beta_3 \pi - \beta_4 prem]_{t-1} + \alpha_2[\theta_1 e + \theta_2 p^f - p - \theta_0]_{t-1} + \sum_{i=1}^{3}\gamma_{7i}\varepsilon_{it} + \gamma_8 D_t + \mu_t$$

(Equation 7)

Where μ_t is a white noise process with the usual properties; sc_{it} is a vector of seasonal centered dummies and D_t is a vector containing two dummies over 1984, Q3 - 1985, Q1 and 1993, Q3 - 1994, Q3 to account for the impact of two episodes of drought on agricultural supply and the ensuing shortages of major food staples which are expected to influence price growth. The severity of these droughts and their effects on inflation is difficult to measure with precision. However, both irrigated and rain-fed agriculture had been affected most during the specified periods (Mirghani, 1999 and Teklu et al, 1991). The other variables in the equation are defined as before.

In the case that all variables are I(1), then their respective summations in Equation 7 are all stationary, and if cointegration exist, the error correction terms, that is, the linear combinations of variables represented in the brackets, are also stationary. The short-run dynamics is captured by the summations over the first difference of the variables. The long-run impact of the right hand side variables is measured by the two error correction terms. Their coefficients show the strength of adjustment, disequilibria, transmitted into the rate of inflation each period.

Equation 7 embeds several hypotheses underlying the explanation of inflation. For example, empirical testing of the pure monetarist hypothesis would require the variables entering money demand relation be significant both in the short run and long run. However, this is equivalent to assuming closed

economy, or perfect exchange rate floating, and that imports and domestic goods are perfect substitutes. In the event that the latter assumptions do not hold for an open economy, it can be hypothesized that inflation is driven by persistent divergence from the PPP in the long run, with short-terms feedbacks. Therefore, the coefficient of the error correction term, α_2, measures the extent to which deviations of the long-run domestic price level from equilibrium in the external sector affect inflation next period. It is also hypothesized that price growth is affected by the dynamic terms on these determinants in the short run.

The premium is included in the dynamic part of the model to measure the impact of foreign exchange liberalization on inflation. The relationship between inflation and the premium is indirect and complex. Generally the inflation-premium link depends on the portion of traded goods allocated to the parallel marked and on the mechanisms of international reserves adjustment and money supply creation as well as on the inflation elasticity of money demand. However, it may be hypothesized that a decrease in the premium following the 1992 unification, might reflect a short-run positive fiscal shock ─ if it leads to increased exports directly through the enhanced incentives to exporters; and/ or indirectly through reducing the incentive for tax evasion. It is also expected that the elimination of the premium may reflect a short-run fiscal shock that through monetization of the deficit to compensate for the loss of revenues from export surrender and abolition of export tax, raises inflation. These tentative channels of influence would be tested empirically.

The following section presents the results of Johansen's (1988) cointegration testing. Based on these results, the OLS technique is used to determine the data congruent dynamic inflation model for Sudan over the review period following an approach similar to Hendry's general-to-specific modeling strategy[5].

The Empirical Model

Cointegration Analysis

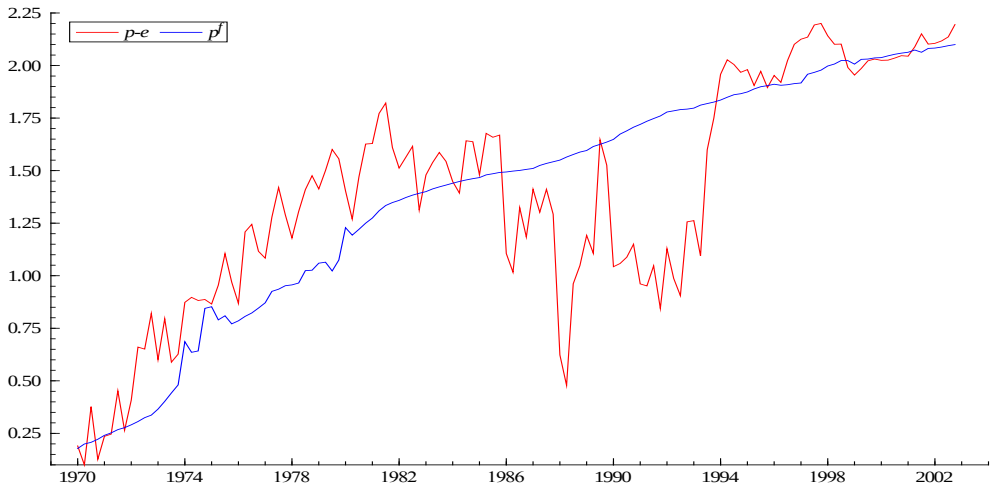
The way money is defined is important in estimating the demand for money specified in Equation 3. Since the quantity theory relation is assumed to hold in the long run, M2 is included in the analysis. In addition, both measures of money are closely related in case of Sudan due to the shallow financialization of the economy, (Kireye, 2001).

The general price level (P); measured by the Consumer Price Index (CPI); is available. However, the other variables needed for the analysis of the foreign sector had to be constructed. Appendix A explains how the trade weighted nominal effective exchange rate index and the foreign price index are calculated for Sudan.

Figure 2 shows the matched means plot of log foreign price and the logarithmic difference between the CPI and the nominal effective exchange rate. As it appears, the two series roughly trend upwards and follow each other closely overtime except during the period of high inflation. This implies that the exchange rate, the CPI or both, often adjust to reduce the transitory deviations between p^f and (p-e).

Before cointegration is tested, the standard Augmented Dickey Fuller (ADF)[6] and Phillips-Perron (PP) unit root tests are used to determine the order of integration of the study variables. The results of ADF and PP testing do not uniformly agree on the choice of the order of integration of the study variables. However both tests fail to reject the null hypothesis of unit root when the variables are tested in levels. The null hypothesis is rejected for the first difference of all variables[7].

Figure 2. The log of foreign price and the mean adjusted log CPI minus log nominal effective exchange rate 1970, Q1 - 2002, Q4.



Source: See Appendix A for the construction and definitions of the variables.

Based on these results, Johansen's (1988) maximum likelihood approach to cointegration is applied to demand for money Equation 3 and a PPP relation spanning $(p,\ e\ and\ p^f)$. It is known that testing for cointegration using this approach is sensitive to the lag length of the VAR underlying the analysis and to whether or not a constant and a trend are included, restricted or otherwise. Since none of the study variables can be considered a priori as exogenous, the specification search starts with un-structural VAR per subsystem. In order to ascertain the lag length of the VAR, twelve lags are initially included. Tests for lag length selection are carried by the Akaike information criterion (AIC); Schwartz Bayesian criterion (SBC) and the log-likelihood ratio statistics (LR)[8].

The AIC selects VAR order 11 for the monetary sector, while SBC selects order 2 and LR test statistics accepts these selections. In the case of the external sector, AIC suggests VAR order 7; SBC selects order 1 and LR test statistics rejects all VAR order less than 4. Overall, the results indicate that the AIC and SBC criteria are in sharp conflict in determining the lag order of the VARs to

be used[9]. Thus, to avoid the problem of serial autocorrelation of errors of the individual equations entering the cointegration analysis, and in order not to run the risk of over-parameterization, a seventh-order VAR was used in the long-run analysis of the money market and four lags were used for the VAR of the external sector. Estimation of the first VAR included constant, seasonal centered dummies and step dummies entered unrestricted. According to the unit root testing results, (not reported), the proxy variables used to measure the purchasing power parity relationship for Sudan were not expected to form a stationary linear combination. Hence, the VAR underlying the analysis of this relationship was estimated with a constant entered restricted, seasonal centered dummies and step dummies entered as unrestricted.

The results of the Johansen procedure are reported in Tables 2 and 3 for each subsystem. As seen in Table 2, the results of testing using the money market variables indicate that there is one large and three relatively small eiginvalues. The λ-max eiginvalue statistics suggests that the null of no cointegration is rejected in favor of a single cointegrating vector at 5% level. According to the trace statistics, the hypothesis that there is at most two cointegrating vector, is not rejected with the second cointegrating vector implying that inflation forms a linear combination by itself. Detection of two cointegrating vectors in similar specification of demand for money has been found in other studies (Kuijs, 1999 and Liu and Adedji, 2000). However, the results of λ-max statistics are accepted and the subsequent analysis assumes the existence of one cointegrating relationship.

Table 2. Cointegration Testing and Analysis of the Monetary Sector[a, b, c]

Eiginvalues	0.28097	0.19173	0.15630	.091651	0.00535
Null Hypothesis, Rank $(\hat{a}\hat{a}')$ = r:	r=0	r≤1	r≤2	r≤3	r≤4
λ-max:	40.901*	26.39	21.07	11.93	.665
95% critical values[b]:	33.64	27.42	21.12	14.88	8.07
Trace-statistics:	100.95*	60.05*	31.48	12.58	.665
95% critical values:	70.49	48.88	31.54	17.86	8.07
Normalized Cointegrating Vector:	m2	p	Y	Prem	π
	1	-1.187***	-0.840	0.475	0.689**
	(0.000)	(0.134)	(0.610)	(0.319)	(0.308)
Restricted Cointegrating Vector:	1	-1.163***	-1.000	0.456	0.663**
	(0.000)	(0.093)	(0.000)	(0.300)	(0.284)
χ^2 (1): ٠.٠٧٣٢ [٠.٧٨٧]					
	1	-1.058 (٠.٠٤٨)	-1 (0.000)	-0.0000 (0.000)	1.001 (0.262)
χ^2 (2): ٣،١١١ [0.211]					
	1 (0.000)	-1 (0.000)	-1 (0.000)	-0.0000 (0.000)	0.999*** (0.250)
χ^2 (3): ٤،٩٣٥ [0.177]					
Weak exogeneity test statistics α_{1i}=0 for each variable[c]					
χ^2	3.950**	4.325**	2.37	2.587	3.058*
p-value	[0.047]	[0.038]	[0.123]	[0.108]	[0.080]

[a] The estimation period is 1970, Q1 - 2002, Q4. See Appendix A for the definitions of the variables. All variables are expressed in logarithms except the inflation rate (π). The VAR underlying the analysis includes seven lags of each variable, unrestricted constant, seasonal centered dummies and a step dummy for the foreign exchange liberalization taking the value of one over 1992, Q2 and zero otherwise.

Asterisks ***; ** and * denote significance at 1%; 5% and 10% level respectively. Numbers in parentheses are symptomatic standard errors and numbers in brackets are p-value of the χ^2-statistics.

[b] Testing uses the critical values at the 95 and 90% levels based on those computed by Pesaran et al (2000) rather than the original Johansen-Juselius (1990) or Osterwald-Lenum (1992) values.

[c] Weak exogeneity tests statistics are examined under the assumption that r=1 and so are asymptotically distributed as χ^2 (1) if weak exogeneity of the specified variable for the cointegrating vector is valid; significant [p-value] denotes rejection of weak exogeneity, (Engle et al, 1983).

Source: Based on long-run estimation of Equation 3. See Appendix A for definitions of the variables.

The normalized cointegrating vector corresponding to the long-run demand for money is shown in Table 2, row number 8. As it appears, the estimated coefficient for price is near unity while that of income is below unity. The estimated long-run coefficients for price level and the rate of inflation are statistically significant, whereas the other coefficients are not. Accordingly, restrictions are imposed sequentially starting with those that are most likely to accept. The imposition of unitary restriction on the income coefficient is accepted $\chi^2 = 0.0732$ (0.787)[10]. The coefficient of the premium is negative indicating possible currency substitution influence on long-run demand for money, albeit statistically insignificant. The, imposition of zero restriction on this coefficient is accepted $\chi^2 = 3.111$ (0.211). Thus, the currency substitution type of argument does not seem to directly explain the long-run demand for real money. The insignificant currency substitution implies that the estimated equation reflects an average effect that misses the impact of large depreciations of the exchange rate during 1989-1996. Finally the usual homogeneity restriction between real money and real income is accepted, $\chi^2 = 4.935$ (0.177). The restricted cointegrating vector can be written as:

$$m - p = y - 0.999^{*}\pi \qquad \text{(Equation 8)}$$
$$(0.250)^{(11)}$$

The demand for money relation of Equation 8 reveals that the long run income elasticity of M2 is unity in consonance with the quantity theory hypothesis. The semi-elasticity of real money with respect to inflation is, however, strongly negative. The order of magnitude is comparable to other studies (Adam 1995 and Ozmen 1998). The restricted cointegrating vector could be recognized as an extended Cagan money demand. Inflation appears to play an important long-run role in weakening the demand for real money in Sudan especially in the form of holdings in the domestic banking system. Hence, it may be argued that escalation of inflation over the review period has contributed to undermine the financial deepening process.

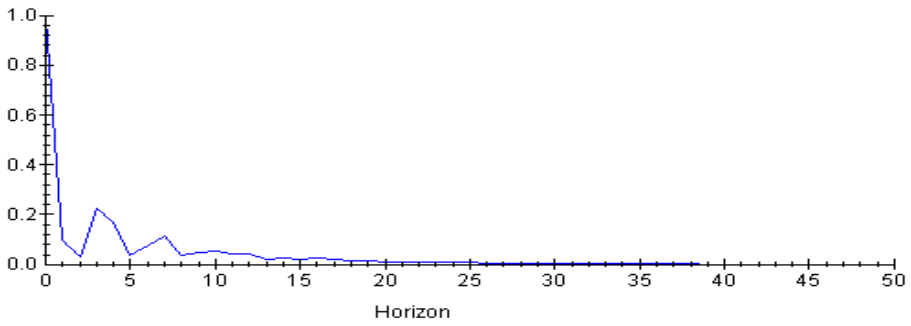
Feedbacks from the cointegrating relationship may be examined by weak exogeneity test[12]. The p-values of the test statistics for weak exogeneity of money, price, real income, the premium and inflation rate indicate that weak exogeneity can be rejected for money and prices at the 5% significance level and for inflation at 10% level, but not for real income and the premium (Last row, Table 2). This means that if a simultaneous system of equation is to be used, then, the error correction terms should be introduced for money and price equations only, implying no feedback from excess money to output. The result confirms the long-run neutrality of money and that there is no long-run Phillips-type trade-off between inflation and output, which is theory consistent[13].

The study period witnessed a number of structural changes, which have implications for the stability of the estimated relationship. Thus, to assess the overall performance of the estimated demand for money model, the persistence profile suggested by Pesaran and Shin (1996) is used to examine the speed of convergence of the estimated money demand vector to its long run equilibrium following a system-wide shock. The value of the profile is equal to unity on impact and should tend to zero with passage of time if the estimated cointegrating relationship is a genuine one.

Figure 3 contains the plot of the persistence profile of a system-wide shock to the estimated cointegrating vector. The plot suggests that the estimated vector responded by the full amount of the shock on impact and died out in about twenty quarters. The bulk of adjustment to the shock takes place during the first year. However, it takes about four years for the long-run money demand to completely converge to its equilibrium following a system-wide shock.

The result of cointegration analysis for the set of the variables (e, p and p^f) representing the external sector is presented in Table 3. Testing based on λ-max and trace statistics do not uniformly agree on the existence of one cointegrating vector spanned by data. The latter test accepts the existence of at most, one cointegrating vector among the included variables at 5% significance level, while the former testing procedure confirms the existence of one cointegrating vector at 10% significance level. Hence, the subsequent analysis assumes that one cointegrating vector is supported by data.

Figure 3. Persistence profile of the effect of a system-wide shock to the estimated cointegrating vector in the monetary sector.



Source: Based on long-run estimation of Equation 3.

The normalized cointegrating vector is shown in row 8 in Table 3. All the estimated coefficients have the expected signs; the constant and the term on domestic price level are significant. The coefficient on foreign price is higher than unity and is statistically insignificant. Accordingly, the symmetry and homogeneity restrictions implied by the purchasing power hypothesis are imposed. The results of the validity of these restrictions are reported in rows 12 and 14. As seen, the two restrictions accepted at χ^2 =0.359 (0. 54) and χ^2 =4.089 (0. 129), respectively. Thus, it seems that the weaker version of the PPP is supported by data over the sample period. The restricted cointegrating vector may be written as;

p^f+e-p =4.021 (Equation 9)
(0.766) (14)

Following the standard interpretation, the significant constant implies that the long-term price differential between Sudan and its trading partners is attributable to the relatively high local non-traded costs; sales taxes and transport costs. The constant may also represent the missing fundamentals and or a trend-like variable in the real exchange rate.

Table 3. Cointegration Testing and Analysis of the Foreign Sector[a, b, c]

Eiginvalues		0.14412	11429 .0	01864 .0
:Null Hypothesis, Rank $(\hat{a}\hat{a}')$ = r		r=0	r≤1	r≤2
:λ-max		19.92	15.53	2.408
:critical values/[2] 95%		22.04	15.87	9.160
:Trace-statistics		*37.863	17.942	2.408
:critical values 95%		34.87	20.18	9.16
:Normalized Cointegrating Vectors	Constant	E	P	p[f]
	-1.464	1	***-0.963	1.679
	5.989	(0.000)	(0.114)	(1.477)
:Restricted Cointegrating Vectors	***-4.173	1	***-0.916	1.000
	(453 .0)	(0.000)	(0.046)	(0.000)
[0.540] 0.359 :(1) χ^2				
	***-4.021 (0.766)	1 (0.000)	-1 (·00.0)	1 (0.000)
[129 .0] 4.089 :(2) χ^2				
Weak exogeneity test statistics α_{2i} =0 for each variable/[3]				
χ^2		**5.646	**3.578	1.697
p-value		[0.017]	[0.038]	[0.193]

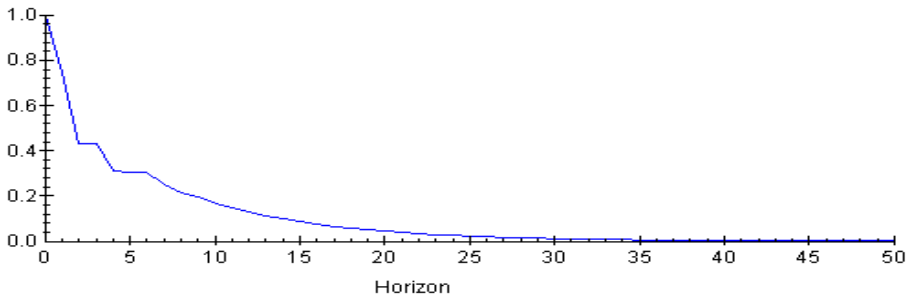
[a] The estimation period is 1970, Q1- 2002, Q4. See Appendix A for the definitions of the variables. The VAR underlying the analysis includes four lags of each variable; restricted constant; unrestricted seasonal centered dummies and two step dummies to account for the first devaluation of the official exchange rate in 1978, Q3 and the rise in inflow of the oil revenues since 1999, Q1. Asterisks ***; ** and * denote significance at 1%; 5% and 10% level respectively. Numbers in parentheses are symptomatic standard errors and numbers in brackets are p-value of the χ^2-statistics.
[b, c] See footnotes b and c respectively, in Table 2.

Source: Based on long-run estimation of PPP (Equation 1). See Appendix A for the definitions of the variables.

As before, the persistence profile of the estimated cointegrating vector to the effect of a system-wide shock is used to assess convergence to the equilibrium relationship. Figure 4 shows the plot. It is clear that the estimated cointegration relationship is genuine but it takes several years to converge to the equilibrium following a system-wide shock. Testing for weak exogeneity hypothesis in this sub-system suggests that foreign price is weakly exogenous, while the hypothesis

cannot be rejected for the exchange rate and domestic prices (Last row, Table 3). This implies that these two variables move together to restore the long run equilibrium following an exogenous shock which is consistent with the visual impression of Figure 2.

Figure 4. Persistence profile of the effect of a system-wide shock to the estimated cointegrating vector in the external sector.

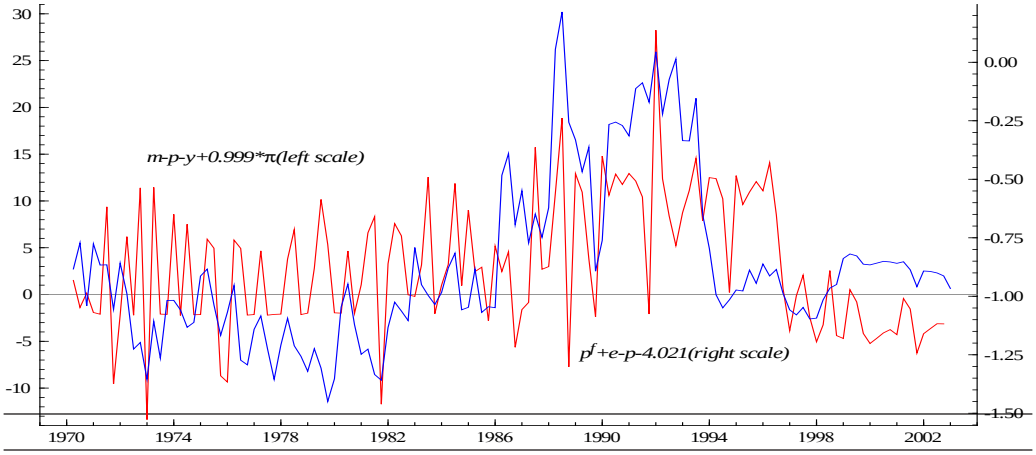


Source: Based on long-run estimation of PPP (Equation 1).

In summary, Johansen testing determined two cointegrating vectors interpreted as representing long-run real money demand and real effective exchange rate. In addition, theory based restrictions are not rejected. It should be noted that this analysis assumes that the whole system is not fully simultaneous. The restricted cointegrating vectors are stationary according to the ADF test. Figure 5 shows their plots.

In the light of Equation 7, inflation in Sudan is determined by deviations from the equilibrium conditions — defined by two error-correction terms $\alpha_1 = [m - p - y + 0.999 \ * \pi]_{t-1}$ and $\alpha_2 = [p^f + e - p - 4.021]_{t-1}$ — augmented by the dynamics of contemporaneous and lagged difference of the system and relevant non-system variables. The unrestricted model is estimated with 5 lags of each variable, constant term and seasonal centered dummies. The model also includes two dummies over 1984, Q3 - 1985, Q1 and 1993, Q3 - 1994, Q3 to account for the impact of the droughts on agricultural supply and the ensuing shortages of major food staples which are expected to increase inflation.

Figure 5. Restricted co-integrating vectors.



Source: Based on long-run estimation of Equation 3 and the PPP, Equation 1.

Inflation Model for Sudan

Appendix Table A.1 presents the estimation results of the general model. The misspecification tests are reported in footnotes of the table. The errors autocorrelation AR, ARCH error, non-normal error, heteroscedastic error and model misspecification are rejected. The unrestricted ECM, as an initial model, appears to perform reasonably well in terms of these tests. However, many coefficients are both economically and statistically insignificant. Therefore, exclusion restrictions are used to simplify this general model into a parsimonious, economically interpretable and statistically significant ECM. The F-test, the standard error of the regression and Schwartz criterion are used to check the model reduction process. The report on the model reduction progress did not reveal any problem implying that the simplification process is statistically viable[15].

The reduced model is reported in Table 4. The misspecification tests are reported in footnotes of the table. The errors autocorrelation AR, ARCH error, non-normal error, heteroscedastic error and model misspecification are rejected. The restricted ECM seems to perform well in terms of these diagnostic tests and

reasonably tracks the data. The estimated dynamic equation explains 61% of the variation in inflation. The coefficient on the error-correction term on the foreign sector, α_2 is statistically significant. This implies that foreign prices, measured in domestic currency, determine inflation in the long run.

Given that the error-correction term affects both the price level and its rate of change, other things being equal, a 1% increase in foreign price tends to raise domestic price by 1% in the long run. The adjustment process towards this equilibrium is very slow. About 4% disequilibrium is removed by adjustment in domestic price per quarter. In addition, a considerable short-run pass-through from exchange rate depreciation and foreign price increase affect the dynamics of inflation. The coefficient of the nominal effective exchange rate entered contemporaneously and with two lags suggesting that depreciation of the exchange rate causes inflation to rise[16] and foreign price entered with a coefficient of 0.43.

These results are consistent with those obtained by Mahran and Gangi (1996) and Mahran (1999). Other studies show that generally high inflationary environment — as in the case of Sudan — leads to high exchange rate pass-through to domestic price. For example, Choudhri and Hakura (2001) found in a cross-country panel framework that there exists a positive and significant correlation between inflation rates and the size of the pass-through. Other studies on CPI inflation also find immediate and long lasting impact of the foreign sector on inflation (Robinson, 1996 and Devereux, 2000).

Table 4. Estimation Results of the Restricted ECM for Inflation in Sudan [a, b]

Regressors	Estimated Coefficients	Regressors	Estimated Coefficients
Δpt-2	0.165** (2.17)	Δpf	0.431** (2.16)
Δm2	0.175* (1.72)	[pf+e-p-4.021]t-1	0.038** (2.11)
Δm2t-3	0.266** (2.61)	Constant	0.037* (1.71)
Δpct-5	-0.066** (-2.44)	sc1	0.001 (0.026)
Δpremt-1	-0.078* (-1.90)	sc2	0.088** (4.67)
Δpremt-5	-0.072** (-2.63)	sc3	0.105** (6.13)
Δe	0.113** (3.13)	D1	0.065* (1.70)
Δet-1	0.118** (2.02)	D2	0.082** (2.22)
Δet-4	0.067* (1.71)		

T = 126 (1970, Q1 - 2002, Q4); R^2 =0.61; $\tilde{\sigma}$ = 0.06461and DW = 2.11
AR 1 — 5 F (5,104) = 0.54308 [0.7432]: Test for serial autocorrelation of residuals (H0: no autocorrelation)
ARCH 1— 4 F(4,101) = 1.9120 [0.1142]: Test for autocorrelation conditional heteroscedasticity (H0: no heteroscedasticity).
Normality χ^2 (2) = 3.3750 [0.1850]: Test for normality of distribution of residuals (H0: normality)
Xi*Xj F(27,81) = 0.80866 [0.7283]: Test for heteroscedasticity (H0: no heteroscedasticity)
RESET F (1,108) = 0.14186 [0.7072]: Test for general misspecification of equation (H0: no misspecification)

[a,] The variables sc1, sc2 sc3 are centered seasonal dummies. D1and D2 are dummies over 1984, Q3 - 1985, Q1 and 1993, Q3 - 1994, Q3 respectively, taking the value of one over the specified quarters and zero otherwise.
[b] Figures enclosed in parenthesis are t-statistics. Asterisks* and ** denote significance at 10% and 5% level, respectively.

Source: Based on Appendix Table A.1.

Excessive money does not appear to determine inflation in the long run as the lagged error correction term on money market, α_1, does not enter the restricted model. However, there may be three reasons for the failure to find significant impact of monetary disequilibrium on short-run inflation dynamics. Firstly, the monetary shocks appear to be more related to shifts in the velocity. Secondly, with a large rural sector and great deal of barter trade, there is a belief that Sudan has been undergoing a process of monetization during the review period.(17).

Finally, the Sudanese monetary authority seems to be limited on the use of the indirect instrument of monetary policy, due to a long-standing accumulation of large excessive reserves in banking sector. All these counts may allow for more accommodative stance without serious long-lasting effects of money growth. Nevertheless, the short-run money growth contemporaneously and lagged, has significant negative effects on inflation, with the sum of elasticities of inflation to money of 0.44%. This finding is consistent with a wide range of literature within the monetarist tradition. The standard explanation of high inflation is expansionary monetary policy.

Independent from the direct effect of money growth, excessive money is also transmitted through the foreign exchange market (Mahran and Gangi 1996). The liberalization of the foreign exchange which is reflected by reduced premium, hence negative Δprem, temporarily increased inflation (Table 4). The expected positive effects of the exchange rates unification in terms of expansion of the export tax base and the enhanced incentives for exporters' tax-compliance, may have happened late in the sample, as from 1999, which may explain the failure to find evidence on the pleasant fiscal consequences of unification. Thus, decontrols of foreign exchange seem to contribute to revenue losses because of the removal of implicit export taxes rather than to revenue gains due to removal of importers subsidies from over-valued exchange rate.

This finding provides evidence on excessive short-run money growth related to the quasi-fiscal deficit of the Central Bank operations driven by the attempts of the authorities to compensate for fall in revenue by an increase in monetary financing. Similar result is reported by Pinto (1991) for other comparators countries. Short-run money growth may also be explained by the attempts of the monetary authority to maintain constant real exchange rate in the face of the continually deprecating nominal exchange rate.

Inflation inertia is found significant, lagged inflation entered with a coefficient of 0.17. The extent of inflation inertia is usually taken as measuring the consequences of indexation or inflation expectations. Price indexation has not been used in Sudan, but administrative price controls were common especially before the 1992 liberalization. Hence, inertia largely reflects expectations, which in the presence of quantity and price controls, might create self-enforcing

expectations of increasing inflation. The reported evidence on deterioration in expectations implies that once inflation is initiated, it tends to have a life of its own. As noted by Calvo (1988), among others, once the public expects high inflation to continue, it may become too costly for the government not to validate the public's expectations.

An attempt is made to control for the impact of real output growth on inflation. Power consumption is entered to proxy real GDP. The result shows that an upsurge in economic activities, as reflected in the growth of power consumption, exerts downward pressure on inflation. The two dummies entered to account for the impact of back-to-back droughts over 1984-85 and 1993-94 are also significant revealing that inflation is linked to large agricultural supply shocks due to crop failures.

Overall, it is evident that inflation in Sudan during the review period, originates from the fiscal imbalances triggered by the aborted investment boom associated with the inflows of FDI in the mid 1970s and is propagated by monetary accommodation to the internal and external shocks and by its own dynamics.

The restricted ECM is estimated recursively with a default sample over 1970, Q1 - 2002, Q4 in order to examine its stability and the constancy of the estimated parameters. The results are shown in graphs.

Figure A1, Panel A, pictures the recursive estimates of the coefficients and their respective ±2 standard errors. As seen from these plots, all the estimated parameters are reasonably stable. Panel B depicts the one-step residuals and their ±2 standard errors as well as the Chow tests statistics. The plot of the one-step residuals suggests that almost all the residuals lie within the ±2 standard error bands indicating the absence of outliers. In addition, the sequence of one step ahead and the breakpoint Chow tests statistics do not reject the stability of the parameters at 1 per cent level.

Figure A2 plots the fitted inflation and actual inflation series. From this figure, it seems that the estimated ECM tracks the movements of inflation very closely even during the period of high inflation. Accordingly, it may be concluded that the estimated inflation model is reasonably stable and tracts actual price growth very well.

Conclusion and Policy Implications

This paper is an attempt to develop a simple analytical framework relevant for inflation determination in Sudan. Three main patterns of inflation developments were identified in terms of the macroeconomic performance and the underlying policy stance. The moderate inflation during the 1970s coincided with a government-led program of ISI based on tariffs, foreign exchange control and credit allocation. Thereafter, a process of very high inflation erupted during the 1980s through the mid 1990s resulting from the continued resort to inflation tax due to drop in foreign financing, the continued civil conflict and the partial failure of the ISI program. However, the reform initiated in 1997– which was further aided by the advent of the oil sector and the inflow of oil revenues– succeeded to bring inflation to single-digit as from 2000. These structural changes would make it difficult to fully gauge the impact of nominal rigidities on inflation. Nonetheless, the analysis established a parsimonious, statistically and economically viable ECM.

The following main conclusions on the proximate determinants of inflation may be formulated:

- Firstly, the analysis confirmed the existence of long-run relationships for the foreign exchange market and the money market tending to govern price level in the long-run.
- Secondly, disequilibrium in the external market appears to exert a long-run effect on inflation, and the adjustment to this disequilibrium is very slow. Moreover, the short-run feedbacks from the nominal effective exchange rate and foreign prices movements to inflation are rather rapid. Such rapid pass-through is attributable to the continuous devaluations during the review period which led to some cost-push mechanisms from imported raw materials, particularly that the consumer-industries in Sudan contain insignificant local value added. Continuous devaluations can also generate expectations of sustained future movements in the same direction. It also serves as an excuse for producers to adjust price upwards even for unconnected reasons.
- Thirdly, excess money does not seem to determine inflation in the long run. However, money growth significantly affects the dynamics of inflation. The short-run money growth may be attributed to the direct monetization of

the fiscal deficit and to the liquidity impact of the exchange rate unification working through the quasi-fiscal deficit of the Central Bank. It could also be explained by the attempts of the monetary authority to maintain constant PPP in the face of the continually deprecating nominal exchange rate.

- Finally, the consecutive large agricultural supply shocks due to droughts are found to have significant impact on the dynamics of inflation. In addition, deterioration in inflation expectations ─ within adaptive expectations/ distributed lag specification ─ is found significant.

The analysis in the paper may be further improved in a number of directions. Firstly, as the ECM shown in Table 4 is chosen from seven equations, and it is selected from eight models including the reference, still other channels of monetary transmission may be studied especially those working through the exchange rate and money supply equations. Secondly, the precise price transmission mechanism in Sudan requires further investigations, especially in the context of the structural shifts late in the sample following the advent of the oil sector, that could have influenced the process of price formation. There is also a need for the analysis of the impact of these structural changes on the choice of the monetary instruments and, more importantly, on the transmission channels of monetary policy shocks. Finally, although the paper controls for the effects of droughts through dummies, further refined measures of these effects on agricultural production and food price inflation can be more informative. Notwithstanding these limitations, the next section briefly highlights the policy implications of the findings.

Policy Implications

The existence of long-run link between exchange rate and prices and the significance of external sector disequilibrium on inflation dynamics as well as the short-run pass-through from the exchange rate on inflation, suggest that the exchange rate is a crucial transmission channel for the monetary policy to prices in Sudan. This also highlights the absence of a well functioning alternative transmission instrument such as the cost of capital. Despite the immediate inflationary effect of unification, the policy of defending the exchange rate reform, made possible by build-up of foreign reserves from oil revenues, had contributed to bring inflation down.

However, as suggested by the findings, the exchange rate-based stabilization may not be sustainable in the long run due to the sluggish adjustment of the real exchange rate towards equilibrium. Even in the face of the presence of rigidities, sectoral disequilibria and inertial factors which often result in accommodative monetary policy, the authorities need to fully develop sound indirect monetary instruments to supplement the policy of exchange rate anchoring.

The stabilization experiences in Latin America show that in situations of fiscal indiscipline ─ as the case of Sudan during most of the review period ─ flexible exchange rate provides more fiscal discipline (Tornell and Velasco, 1995). For example, under money-based anchoring of inflation, the fiscal authority pays for high deficit today by enduring high inflation both today and in the future (Sargent and Wallace, 1981). In contrast, with exchange anchoring, the bulk of the fiscal burden is pushed to the future.

Although the study does not control for the short-run transmission channels of monetary policy, it appears that money supply grows in response to exchange rate depreciation, which in turn negatively impacts inflation. If this is the case, the design of monetary plan for inflation control may be based on a hybrid regime of exchange rate and monetary targeting. This strategy can augment exchange rate flexibility─ hence leading to more fiscal discipline ─ and can lay the base for full inflation targeting. Such monetary plan could easily be adapted to keep inflation under control while maintaining external competitiveness.

The main problem with this strategy is that the authorities may have the discretion to move from one target to the other. The conflict between rule and discretion is not easy to resolve. Building and maintaining reputation and credible commitment are crucial elements for any policy. It is arguable that Sudan has a history of monetary policy errors. Developing experience in gauging the effects of monetary policy on inflation is of cardinal importance especially in the context of the currently operating Islamic banking system.

Policies for GDP growth and low inflation in Sudan need to ameliorate the impact of the supply shocks. As shown, supply shocks driven by droughts are important determinants of inflation. The agricultural sector weighs high in the economy and the source of food staples, but remains subject to the vagaries

of weather and inappropriate trade policies that compromise its competitiveness. Hence, a serious national policy of buffer stock of staple food can ensure price stability. Obviously, additional measures to enhance agricultural supply and productivity, including sound exchange rate and trade policies, are crucial for GDP growth and low inflation.

Footnotes

(1) These policy failures are not exclusively Sudanese. Similar policy failures and macro crises have been documented for the Sub Saharan African countries over the 1970s and 1980s (McKinley, 2001 and the references cited therein).

(2) In general, a variable is said to be integrated of order n if it needs differencing n times to render stationarity; i.e. to be integrated of order zero; written I(0).

(3) Elbirt and Domac, 1998 and the literature cited therein.

(4) See Balassa (1964) and Samuelson (1964).

(5) See Hendry (1993) for an overview.

(6) It is known the ADF have low power for testing in small samples, the PP is non-parametric test and robust to general forms of heteroskedasticity in the error term, (see for example Pesaran and Peseran, 1996).

(7) These testing results are not reported to conserve space.

(8) See Pesaran and Pesaran (1996) for an overview.

(9) These test results are not reported to conserve space.

(10) Henceforth, the calculated chi-square statistics is followed by the symptomatic p-value in parentheses.

(11) Numbers in parenthesis are asymptotic standard errors.

(12) Testing for weak exogeneity is important in a system of error correction equations. It is known that if the error term does not enter the long term equation for one variable, then this variable is considered weakly exogenous, and therefore it can be dropped out of the system without affecting the statistical properties of the test statistics of hypotheses about the cointegrating vector (Engle et al, 1983).

(13) See for example Lucas (1973).

(14) Numbers in parenthesis are asymptotic standard errors.

(15) These testing results are not reported to conserve space.

(16) From the definition of the nominal effective exchange rate used in the paper, positive sign indicates depreciation.

(17) World Bank, 2003, Chapter 2.

References

Adam, C. 1995. Financial liberalization and inflation dynamics: Some evidence from Zambia. World Development 23: 735-750.

Abdel-Rahman, A. M. M. 1997. Determinants of inflation and its instability in Sudan. 1970-94. Working Paper No.9721, Economic Research Forum, Cairo, Egypt,

Aghevli, B. B. and M.S. Khan. 1978. Government deficits and the inflationary process in developing countries. IMF Staff Papers, Vol 25: 383-416.

Ali, A. A. and I. Elbadawi. 2002. Explaining Sudan's Economic Growth Performance. AERC Growth Project, African Economic Research Consortium, AERC, Nairobi, Kenya.

Balassa, B. 1964. The purchasing power parity doctrine: A reappraisal. The Journal of Political Economy Vol. 72: 584-96.

Bank of Sudan's Annual Reports. Various years. Government of Sudan, Khartoum, Sudan.

Calvo, A. 1988. Servicing the debts: The role of expectations. American Economic Review Vol 78: 641-67.

Choudhri, E. U. and D. S. Hakura. 2001. Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? IMF Working Paper No. 194. International Monetary Fund, Washington D.C.

Devereux, M. B. 2000. Monetary policy, exchange rate flexibility and exchange rate pass-through. In Revisiting the Case for Flexible Exchange Rates, Bank of Canada. (2001 ed.) Bank of Canada, Canada.

Duesenberry, J. 1950. The mechanics of inflation. Review of Economics and Statistics Vol 32: 144–149.

Durevall, D. and N.S. Ndung'u. 2001. A dynamic model of inflation for Kenya 1974 ─1996. Journal of African Economies 10.1: 91-124.

Elbadawi, I. 1992a. Macroeconomic management and the black market in foreign exchange in Sudan. WPS 859, World Bank, Washington, D.C.

Elbadawi, I. 1992b. Real overvaluation, terms of trade shocks and the cost to agriculture in Sub-Saharan Africa. WPS 83, World Bank, Washington, D.C.

Elbirt, C. and I. Domac 1998. The determinants of inflation in Albania. World Bank Working Paper No. 1930. World Bank, Washington, D.C.

Engle, R., D. Hendry and J. Richard. 1983. Exogeneity. Econometrica 51: 277-304.

Fischer, S., R. Sahay and C. A. Végh. 2002. Modern hyper-and high inflations. Journal of Economic Literature 40 .3: 838-880.

Hendry, D. F. 1993. Econometrics: Alchemy or Science? Essays in Econometrics Methodology. Oxford: Blackwell Publishers.

Harberger, A. 1963. The dynamics of inflation in Chile. In Measurements of Economics: Studies in Economics and Econometrics in the Memory of Yehundo Grunfied. Edited by C. F. Christ. Stanford, California: Stanford University Press.

Hussian, M. N. 1986. Causes of inflation and the devaluation of the Sudanese pound. In Inflation in the Arab World. Edited by R. Zaki. Arab Planning Institute, Kuwait.

IFS. Various years. International Financial Statistics. International Monetary Fund. Washington, D.C.

Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors. Journal of Economic Dynamics and Control Vol 12 (No 2/3): 231-254.

Johansen, S. and K. Juselius. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics Vol. 52: 169–210.

Kireye, A. 2001. Financial reforms in Sudan: Streamlining banks intermediation. IMF Working Paper No. WP/01/53. International Monetary Fund, Washington, D.C.

Kuijs, L. 1999. Determinants of inflation, exchange rate and output in Nigeria. IMF Working Paper No. WP/99/160. International Monetary Fund, Washington, D.C.

Liu, O. and O. S. Adedji. 2000. Determinants of inflation in the Islamic Republic of Iran ─ A macroeconomic analysis. IMF Working Paper No. WP/00/127. International Monetary Fund, Washington, D.C.

London, A. 1989. Money, inflation and adjustment policy in Africa: Some further evidence. The African Development Review 1: 87-111.

Lucas, R. E., Jr. 1973. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. American Economic Review Vol 63: 326-34.

Mahran. H.A. and Y.A. Gangi. 1996. Causes of inflation in the Sudan 1970 ─ 1991. Eastern Africa Social Science Research Review. Vol Xll (No. 2): 13-24.

Mahran, H.A. 1999. Causality between the inflation rate and the exchange rate in Sudan, 1971 ─ 1991. The OSSREA Newsletter Vol XVII, (No. 2): 14-20.

McKinley, T. 2001. Introduction to macroeconomic policy, growth and poverty reduction. In Macroeconomic Policy, Growth, and Poverty Reduction. Edited by T. McKinley. New York: Palgrave.
Ministry of Energy and Mining. Research Department. Government of Sudan, Khartoum.

Mirghani, M. A. 1999. Time series of cereals and oil crops (1970/1 ─ 1998/9). Report No. 4. Ministry of Agriculture and Forestry. Khartoum, Sudan.

Morris, S. 1995. Inflation dynamics and the parallel market for foreign exchange. Journal of Development Economics Vol 46: 295-317.

Nachega, J. C. 2001. Financial liberalization, money demand and inflation in Uganda. IMF Working Paper No. WP/01/118. International Monetary Fund, Washington, D.C.

Ndung'u, N. S. 1993. Dynamics of inflationary process in Kenya. Ekonomiska Studier No. 47. Department of Economics Cöterborg University, Sweden.

_____. 1994. A Monetary Model of Inflation: Kenyan Case. African Development Review Vol 6 No. 2: 109-36.

Osterwald-Lenum, M. 1992. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. Oxford Bulletin of Economics and Statistics Vol 54: 461–71.

Ozmen, E. 1998. Is currency seigniorage exogenous for inflation tax in Turkey? Applied Economics Vol.30: 545-552.

Pesaran, M. H. and Y. Shin. 1996. Cointegration and the speed of convergence to equilibrium. Journal of Econometrics Vol 71: 117-43.

_____, _____ and R.J. Smith. 2000. Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. Journal of Econometrics 97(2): 293-343.

_____ and B. Pesaran. 1996. Microfit 4.0. Oxford: Oxford University Press.

Pick Currency Year Book. Various editions. New York: Pick Publishing Co.

Pinto, B. 1991. Black markets for foreign exchange, real exchange rates and inflation. Journal of International Economics Vol 30: 121-136.

Robinson, W. 1996. Forecasting inflation using VAR analysis. Research Paper. Bank of Jamaica. Jamaica.

Sacerdoti, E. and Y. Xiao. 2001. Inflation dynamics in Madagascar, 1970—2000. IMF Working Paper No. WP/01/168. International Monetary Fund, Washington, D.C.

Safi-Eldin, A. 1976. The impact of inflation on socio-economic development of Sudan. Economic and Research Council. 1976 paper series. Khartoum, Sudan.

Saini, K.G. 1982. The monetarist explanation of inflation: the experience of six Asian countries. World Development 10 (10): 871-884.

Samuelson, P.A. 1964. Theoretical notes on trade problems. Review of Economics and Statistics Vol 46: 335-46.

Sargent, T, and N. Wallace. 1981. Some unpleasant monetarist arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review Vol 5: 1-17.

Sowa, N.K. and J.K. Kwakye. 1993. Inflationary Trends and control in Ghana. AERC Research Paper 22. African Economic Research Consortium, Nairobi.

Suliman K.M. 1989. Growth, Financial Deepening and Self-Generating Inflation in Sudan, 1960-1982. Unpublished MA dissertation, University of Manchester, United Kingdom.

Tegene, A. 1989. The monetarist explanation of inflation: the experience of six African countries. Journal of Economic Studies 16(1): 5-18.

Teklu, T., von Braun, J. and E. Zaki. 1991. Drought and famine relationships in Sudan: Policy implications. IFPRI Research Report 88. International Food Policy Research Institute, Washington, D.C.

The Sudanese Statistical Bureau. Government of Sudan, Khartoum, Sudan.

Tornell, A. and A. Velasco. 1995. Money-based versus exchange rate-based stabilization with endogenous fiscal policy. WP 5300 NBER. National Bureau of Economic Research, Inc. Cambridge, Massachusetts.

Vogel, R. C. 1974. T he dynamic of inflation in Latin America 1950 ─ 1969. American Economic Review 64: 102-114.

World Bank. 2003. Sudan: Stabilization and Reconstruction, Country Economic Memorandum. The Government of Sudan and the World Bank, Report No.24620-SU. World Bank, Washington D.C.

Appendix: Definitions of Variables and Data Sources

Y: is income measured by Gross Domestic Product. Source: The Sudanese Statistical Bureau

P: is the general price level measured by the Consumer price index, the weighted average indices of the lower middle and upper income groups, 1990 = 100 Source: IFS and the Sudanese Statistical Bureau.

M1: is nominal narrow money. Source: IFS.

M2: is nominal broad money. Source: IFS.

Parallel exchange rate: is period average, defined as a unit of the domestic currency per US dollar. Source: Pick Currency Year Book during the period 1970, Q1 - 1993, Q4. The relevant pages were provided by Jantz, R.; Alexander Library, Rutgers University and over 1994, Q1 - 2001, Q4 compiled from Bank of Sudan.

Official exchange rate: is period average, defined as a unit of the domestic currency per US dollar. Source: Bank of Sudan.

PREM: is the parallel market premium for foreign exchange rate, defined as the ratio of the parallel exchange rate to the official exchange rate.

E: is the author's calculation of the nominal effective exchange rate index:

computed as; $E_{it} = \sum_{j=1}^{n} w_j \frac{E_{ijt} * 100}{E_j\ 1985}$, where wij is the trade share of Sudan (denoted by country i) with respect to its jth trading partners, with $\sum_{j=1}^{n} w_{ij} = 1$, and Eit is the index of effective exchange rate of country i. Eijt is the market rate of exchange of the ith currency in terms of the jth currency, with the dollar being used as a numeraire currency. Eij1985 is the average value of Eij over the quarters in 1985 and n is the number of trading partners. From this definition, it follows that an increase in the index records depreciation. The main trading partners for Sudan considered were: United Kingdom, Japan, Slovak Republic, Thailand, Turkey, Saudi Arabia, India, Singapore, Egypt and USA. Source: IFS. The parallel exchange rate for Sudan is obtained from various editions of the Pick Currency Year Book and the Bank of Sudan.

P^f: is the author's calculation of the foreign price index of Sudan, (denoted by country i), defined as the weighted average of the CPIs of its main trading partners computed as $P_{it}^{f} = \sum_{j=1}^{n} w_j\ p_j$. The same weights and trading

partners, used in the calculation of E are applied in the computation of this index.

PC: is an index of power consumption measured by the quantity consumed of dezil, gasoline, Benzene and gas (in thousand metric tons of oil equivalent). Source: The Sudanese Ministry of Energy and Mining.

π: is constructed as: 100*(P – P (-1))/P(-1).

Table A.1. Estimation Results of the General (EC) Model for Inflation in Sudan [a]

Regressors	Estimated Coefficients	Regressors	Estimated Coefficients
Δp_{t-1}	-0.225 (-0.747)	Δe	0.123* (1.74)
Δp_{t-2}	0.194* (1.71)	Δe_{t-1}	0.220** 2.71
Δp_{t-3}	0.020 (0.180)	Δe_{t-2}	0.0168 (0.203)
Δp_{t-4}	-0.059 (-0.521)	Δe_{t-3}	-0.112 (-1.43)
Δp_{t-5}	0.067 (0.594)	Δe_{t-4}	0.127 (1.45)
$\Delta m2$	0.0767 (0.556)	Δe_{t-5}	0.115 (1.38)
$\Delta m2_{t-1}$	-0.0298 (-0.212)	Δp^f	0.316 (1.23)
$\Delta m2_{t-2}$	0.182 (1.24)	Δp^f_{t-1}	-0.083 (-0.330)
$\Delta m2_{t-3}$	0.309** (1.96)	Δp^f_{t-2}	0.226 (0.887)
$\Delta m2_{t-4}$	-0.157 (-0.987)	Δp^f_{t-3}	0.127 (0.491)
$\Delta m2_{t-5}$	-0.111 (-0.766)	Δp^f_{t-4}	-0.088 (-0.366)
Δpc	0.029 (0.900)	Δp^f_{t-5}	-0.140 (-0.582)
Δpc_{t-1}	-0.044 (-1.30)	$[m-p-y+0.999*\pi]_{t-1}$	0.002 (0.506)
Δpc_{t-2}	-0.007 (-0.178)	$[p^f+e-p-4.021]_{t-1}$	0.024 1.02

continue.....

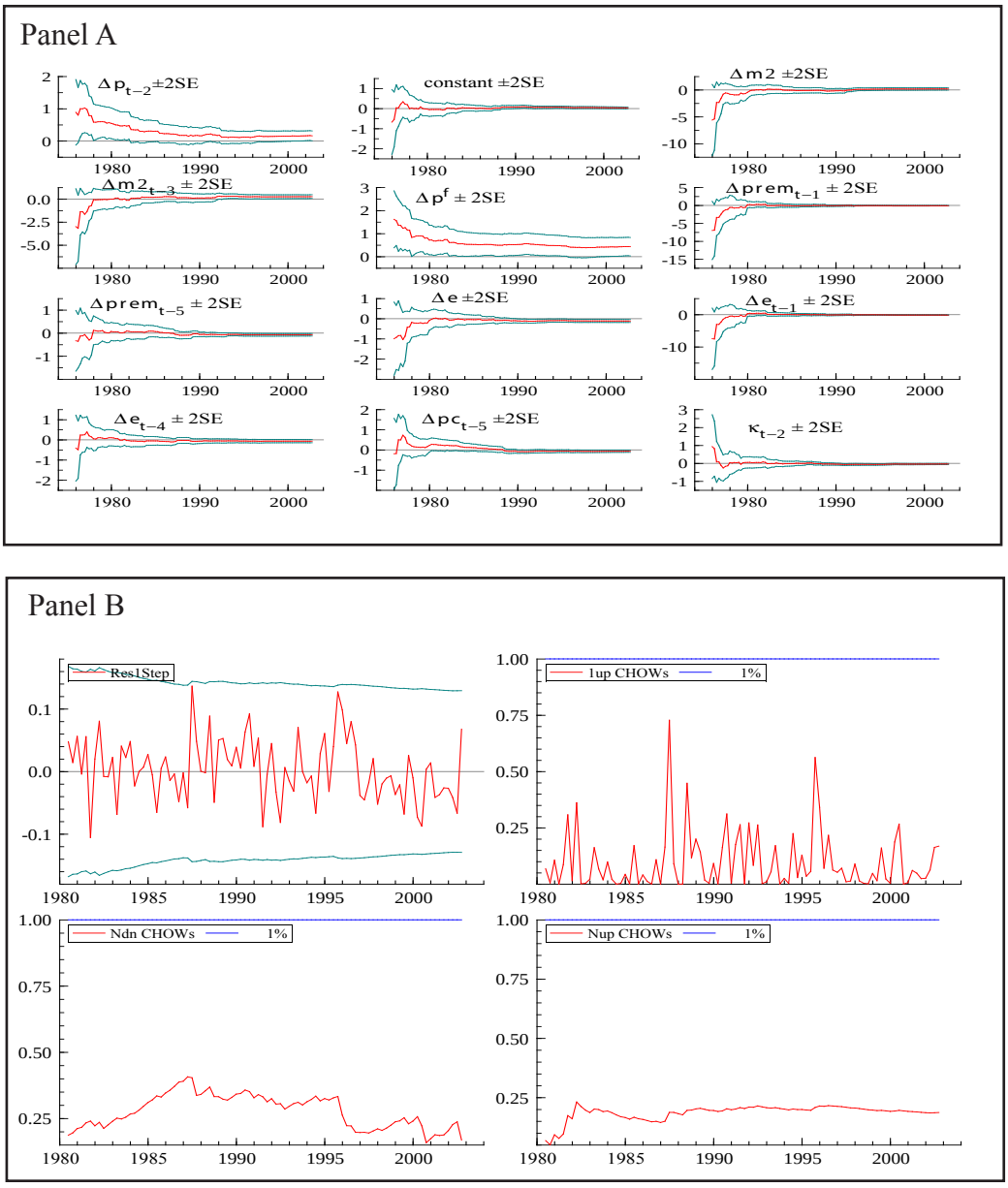
Regressors	Estimated Coefficients	Regressors	Estimated Coefficients
Δpc_{t-3}	0.005 (0.127)	Constant	0.035 (1.06)
Δpc_{t-4}	-0.005 (-0.155)	sc1	-0.014 (-0.477)
Δpc_{t-5}	-0.059* (-1.68)	sc2	0.078** (2.66)
$\Delta prem$	-0.015 (-0.254)	sc3	0.097** (3.86)
$\Delta prem_{t-1}$	-0.127** (-2.05)	D1	0.060 (1.43)
$\Delta prem_{t-2}$	0.043 (0.685)	D2	0.089* (1.80)
$\Delta prem_{t-3}$	0.105* (1.70)		
$\Delta prem_{t-4}$	-0.074 (-1.10)		
$\Delta prem_{t-5}$	-0.129** (-2.03)		

T = 126 (1970, Q1 - 2002, Q4); $R^2 = 0.67$; $\tilde{\sigma} = 0.0675$ and DW = 1.9.
AR 1– 5 F(5,78) = 1.8561 [0.1117]: Test for serial autocorrelation of residuals (H_0: no autocorrelation)
ARCH 1 – 4 F (4,75) = 0.66589 [0.6177]: Test for autocorrelation conditional heteroscedasticity (H_0: no heteroscedasticity)
Normality χ^2 (2) = 1.6869 [0.4302]: Test for normality of distribution of residuals (H_0: normality)
Xi*Xj F(79,3) = 0.062995 [1.0000]: Test for heteroscedasticity (H_0: no heteroscedasticity)
RESET F (1,82) = 0.027521 [0.8686]: Test for general misspecification of equation (H_0: no misspecification)

[a] The variables sc1, sc2 sc3 are centered seasonal dummies. D1and D2 are dummies over 1984, Q3 - 1985, Q1 and 1993, Q3 - 1994, Q3 respectively, taking the value of one over the specified quarters and zero otherwise. And t-statistics are in parentheses. Asterisks ** and * denote significance at 5% and 10% level respectively.

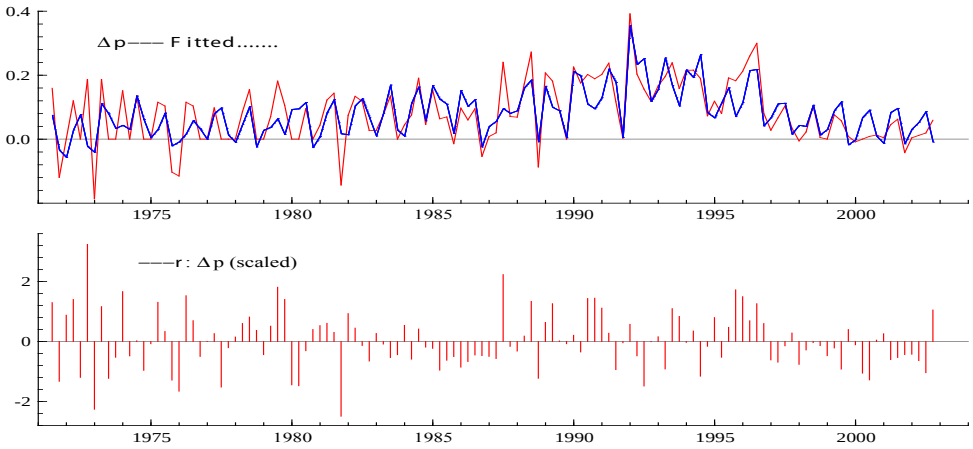
Source: Based on estimation of Equation 7. See Appendix A for variables definitions.

Figure A1. Recursive residuals; 1-step Chow Tests and Break-Point Chow Test (1980, Q1 - 2002, Q4).



Source: Based on recursive estimation of the reduced model of Equation 7.

Figure A2. Fitted and actual inflation (1970, Q1 – 2002, Q4).



Source: Based on recursive estimation of the reduced model of Equation 7.

Anti-Poverty Transfers and Spatial Prices in Tunisia

Christophe Muller

Anti-Poverty Transfers and Spatial Prices in Tunisia

Christophe Muller*

Abstract

In this paper, the role of price deflation in estimating the impact of price subsidies and anti-poverty cash transfer schemes on poverty in Tunisia is studied. Three types of price corrections are considered: (a) no corrections; (b) living standards deflated by spatial Laspeyres price indices; and (c) living standards deflated by true price indices that are estimated from a quadratic almost ideal demand system. Distinguishing these corrections and using data from Tunisia, the effects of the price deflation and the demand system estimation on poverty and budget leakage estimates are analyzed. These effects can intervene at two stages of the estimation: (a) the calculation of transfer levels for each household; and (b) the estimation of post-transfer social statistics. Results show that price correction, whatever its form, may have only limited importance for the assessment of anti-poverty policy in Tunisia. Correcting or not for spatial price differences, or for consumption substitution does not modify the performance ranking of the studied policies. This is at odds with other findings in the empirical literature that price differences may be important for poverty monitoring.

أثر دعم الأسعار والتحويلات النقدية على مكافحة الفقر في تونس

كرستوف مولر

ملخص

تدرس هذه الورقة دور تكميش الأسعار في تقدير آثار دعم الأسعار ومخططات التحويل النقدي لمكافحة الفقر على الفقر في تونس. وقد تم الأخذ في الاعتبار ثلاثة تصحيحات للأسعار: الأول: بدون تصحيحات، الثانيك تخفيض (تكميش) مستويات المعيشة بواسطة الرقم القياسي للاسبير، والثالث/ تقليص مستويات المعيشة بواسطة الرقم القياسي الحقيقي المقدر من نظام الطلب المثالي. وبالتمييز بين هذه التصحيحات، واستخدام بيانات من تونس، يتم تحليل الآثار المترتبة على الانكماش في الأسعار وتقدير نظام الطلب على الفقر وعلى تسرب الميزانية. ويمكن أن تدخل هذه التأثيرات في مرحلتين من التقدير: (1) حساب مستويات النقل لكل مسكن، و(2) التقدير لمرحلة ما بعد تحويل الإحصاءات الإجتماعية. تظهر النتائج أن تصحيح الأسعار، مهما كان نوعه، قد يكون ذات أهمية محدودة في تحديد سياسة مكافحة الفقر في تونس. وسواء كان هناك تصحيح أو لم يكن لفروق الأسعار المكانية، أو لإحلال الاستهلاك فإن ذلك لن يعدل ترتيب أداء السياسات المدروسة. وذلك على خلاف النتائج الأخرى في الأدبيات التجريبية القائلة بأهمية فروقات الأسعار في رصد ومراقبة الفقر.

---

* Développement Economique et Finance Internationale (DEFI), University of Aix-Marseille, France. e-mail : Christophe.muller@u-cergy.fr and christophe.muller@univmed.fr. The author is grateful to the National Institute of Statistics of Tunisia (INS) that provided the data for the study. He is also grateful to Dr Sami Bibi for his comments. Usual disclaimers apply.

Introduction

Price deflation at individual level has been found important in poverty monitoring (e.g., in Muller, 2008). In principle therefore, price differences across households should be accounted for when designing and assessing anti-poverty policies.

Deflating seems particularly relevant where geographical price differences may be expected to be large between rural and urban, or between coastal areas and the interior as in Tunisia. Indeed, in this country, many households dwell long distances apart and in diversely dynamic economic areas. This situation may correspond to substantial price gaps.

The Tunisian government has implemented price subsidies and price controls for several decades. It it may be that the price leveling impact of these policies makes the price differences less important in Tunisia than expected when assessing alternative anti-poverty policies. In this paper, the importance of accounting is studied and tested for spatial prices for choosing between anti-poverty policies in Tunisia.

Different Stages of the Analysis

Cash transfer schemes and price subsidies ─ two major policies of poverty alleviation ─ are based on the assessment of household living standards and involve income transfers. One recurrent difficulty when assessing social policies is that households face different prices, in part because they live in different locations. Accordingly, price deflation may take place at two stages of the poverty monitoring procedure. Firstly, the estimation of the living standard predictions on which the calculation of transfer levels depends; and secondly, the estimation of post-policy social statistics. The first stage characterizes policy implementation, while the second stage is rather related to policy assessment. In this paper the importance of price deflation methods for selecting poverty alleviation programs in Tunisia is studied.

Diverse Price Indices

Accounting for price differences is important because spatial and temporal price dispersions may substantially change the way households spend their income. Firstly, the general level of prices directly affects household purchasing power. Secondly, the variations in individual prices may cause households to adjust their consumption basket in an attempt to reach better satisfaction from the same monetary income. Finally, the way the calculated transfers account for price differences also matters. Indeed, since only money is transferred, the purchasing power of this monetary amount is what ultimately delivers welfare improvement.

In this paper, three methods of price correction are considered: (a) No Correction at all; (b) Deflation based on Laspeyres Price Indices; and (c) Deflation based on 'True Price Indices' calculated from a demand system estimates. Then, mixing the two stages, nine distinct combinations of price correction methods may be obtained. These combinations constitute the situations analyzed for anti-poverty cash transfer schemes and price subsidies.

More generally, assessing price correction for poverty alleviation is important if credit is to be given to analyses neglecting price differences across households, the main set of results in the literature. The objective of this paper is to investigate the following questions by analyzing household survey data from Tunisia (descriptive statistics and preliminary analyses of this survey are available in République Tunisienne, 1993a and 1993b):

- Do price corrections make a difference for poverty-alleviating policies?
- For which price indices? and
- What are the direction, the magnitude and the consequences of the deviations caused by the price correction at each stage of the statistical procedure?

Anti-Poverty Transfer Schemes

The popular poverty measures of the Foster-Greer-Thorbecke (FGT) class are used (Foster et al., 1984) because of their attractive axiomatic properties:

$$P_\alpha(y,z) = \int_0^z \left(\frac{z-y}{z}\right)^\alpha f(y)\,dy,$$

Where z is a pre-specified poverty line, f is the p.d.f. of household living standard y and α is a poverty aversion parameter. The $P_\alpha(.)$ is the head-count ratio if α = 0, the poverty gap index if α = 1, and the poverty severity index if α = 2.(1) This approach could easily be extended to other poverty measures. Once an anti-poverty budget has been decided, it remains to calculate and implement the transfers that allocate this budget across households.

Cash Transfers

The situation where the pre-transfer incomes are perfectly observed is first considered. In this case, the optimal allocation of benefits is the solution to the following program for finite population and is denoted as 'perfect targeting':

$$\min_{\{t^i\}} \quad P_\alpha \equiv \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{z-(y^i+t^i)}{z}\right)^\alpha \quad I_{[\,y^i+t^i<z]}$$

subject to

$$\sum_{i=1}^{N} t^i = B, \qquad \text{with} \quad t^i \geq 0, \ \forall \ i,$$

where N is the population size, z is the poverty line, t^i is the non-negative income transfer to person i and y^i is the income. How the fixed budget B is funded is not taken into consideration.

Transfer schemes are often directed to households rather than individuals. Moreover, household living standards are generally used instead of incomes. Thus, one may account for differences in household composition and heterogeneity of individual and environment characteristics. The methods of this paper may be easily adapted to households and living standards instead of individuals and incomes. However, to simplify the notations, they are reported first for individuals and then incomes.

Bourguignon and Fields (1997) show that, under perfect observation of incomes, the optimal transfer scheme for the headcount ratio ($\alpha = 0$) corresponds to awarding transfers so as to lift the richest of the poor out of poverty:

$$t^i = z - y^i \text{ if } y_{min} \leq y^i < z,$$

where y_{min} is the threshold income required to be in the targeted group; $t^i = 0$ otherwise; and $\sum_{i=1}^{Np} t^i = B$. The sum runs up to N_p, which is the number of the served pre-transfer poor, while B is the budget to allocate. On the other hand, the optimal transfer for a FGT poverty measure satisfying the transfer axiom ($\alpha > 1$) is such that:

$$t^i = y_{max} - y^i \text{ if } y^i < y_{max},$$

where y_{max} is the highest cut-off income to be in the served group; $t^i = 0$ otherwise; and $\sum_{i=1}^{Np} t^i = B$. As the budget rises, y_{max} increases up to the poverty line. When enough funds are available, all the poor can be lifted out of poverty.

For the poverty gap ($a = 1$), both rules of transfer allocation are equivalent provided the poor incomes are never lifted strictly above the poverty line.

However, perfect targeting is not feasible because the income distribution cannot be perfectly observed. Nevertheless, since household living standards are correlated with some observable characteristics, denoted x, it is possible to use these characteristics to predict living standards using living standard survey data. Then, one can minimize poverty measures based on these predictions, or fitted values, subject to the available budget, i.e. the perfect targeting rules for calculating transfers are applied to the sample of predicted living standards. In

this case, the obtained transfer levels depend on the estimation method chosen for generating the predicted living standards. In particular, the deflation method used for the estimation should matter.

Many authors have studied how to target poor people when some individuals' characteristics can be observed, while income cannot.(2) Although living standards are measured in household surveys, they are generally badly known for households not included in the survey. In Ravallion and Chao (1989), the targeting problem is described as the minimization of some poverty measure subject to a given transfer budget, by using as sole information the location of individuals. In practice, anti-poverty targeting is implemented by using predictions of household living standards instead of true living standards. The predictions are obtained from regressing living standards on a set of household characteristics, e.g. Glewwe (1992).

Given a set of correlates x, a poverty measure, poverty line z, and a budget, the transfer solution is a function of: the chosen poverty measure, x, z and B. The predicted living standard, which is an estimated score calculated from the regression estimates, has three uses: (a) It helps to identify the poor by comparing the predicted living standard with the chosen poverty line; (b) It is used to calculate the transfer level, which is equal to the difference of the predicted income with a fixed amount (poverty line or highest cut-off living standard for the served households); and (c) It is used to rank households for being served, which determines the value of the highest cut-off living standard of the served households.

In the case of price subsidies, the true price index corresponding to each household accounts for the post-policy reduced prices and for substitutions in the household consumption basket. The subsidies improve household living standards in a way that may be described with an 'equivalent shadow cash transfer'. The true price index is defined as the ratio of cost functions associated with a demand system, which corresponds to the shadow transfer.

Equivalent-Income

The calculus of the equivalent-incomes is based on the estimation of a demand system. In the empirical part, it is assumed that households within the

same cluster face the same prices, a usual convention (Deaton, 1988). Before the implementation of the subsidy scheme, household h in cluster c has an exogenous nominal income y^h and faces an initial price vector $\mathbf{p}_c^o$. After implementation of the subsidies, household h has the same nominal income, while it faces a new price vector p^{ps}. The vector of the observed prices, p^{ps}, is equal to the vector of reference prices (prices without subsidies) minus the vector of subsidies for each good.

To compare the incomes of households facing different prices, a reference price vector is chosen, denoted by p^r. As advocated by King (1983), an equivalent-income is defined. Namely, let a given budget constraint be defined by the couple (p, y), where p is a price vector, and y is the household income. The household equivalent-income y_e is the income level which allows the households to reach the same utility level at the reference prices. Let v(.) be the household indirect utility function and $v(\mathbf{p}^r, y_e) = v(\mathbf{p}, y)$. Because p^r is fixed across all households, and y_e is an increasing monotonic transformation of v(.), variable y_e is a money-metric of the actual utility v(p, y). The equivalent-income function $y_e(.)$ may be expressed in terms of the expenditure function e(.) associated to the demand system:

$$y_e = e\left(\mathbf{p}^r;\ v(\mathbf{p},\ y)\right) = y_e(\mathbf{p}^r,\ \mathbf{p},\ y).$$

Therefore, the equivalent-gain of the subsidy program for household h is:

$$y_e(\mathbf{p}^r, \mathbf{p}_c^{ps}, y^h) - y_e(\mathbf{p}^r, \mathbf{p}_c^0, y^h)$$

When direct transfers are awarded to households predicted poor after removing subsidies, the equivalent-gain for household h of moving from the reference situation is:

$$y_e(\mathbf{p}^r, \mathbf{p}_c^0, y_c^h + \hat{T}_c^h) - y_e(\mathbf{p}^r, \mathbf{p}_c^0, y_c^h)$$

where $\hat{T}_c^h$ is the estimated household transfer. Poverty drops following replacement of subsidies by cash transfers if and only if

$P_\alpha[z_e, y_e(\mathbf{p}^r, \mathbf{p}_c^0, y+\hat{T})] - P_\alpha[z_e, y_e(\mathbf{p}^r, \mathbf{p}_c^{ps}, y)] < 0$, where $\hat{T}$ is the vector of transfers, y is the vector of incomes and z_e is the equivalent-income function applied to the poverty line.

In this paper, the equivalent income y_e for each household from estimates of the QAIDS demand system of Banks et al. (1997) is calculated. The QAIDS estimates are shown in Bibi and Muller (2009).

Welfare Statistics

Assessing Policy Performance

The policy performance of alternative social programs in terms of poverty reduction for P_0, P_1 and P_2 is now assessed. For this, the price reference is p^r. The variation in measured P_α poverty following a cash transfer scheme is:

$$\Delta P_\alpha = P_\alpha(Y + \hat{T}, z) - P_\alpha(Y, z).$$

In the case of a subsidy program, the equivalent transfer ET of the subsidies scheme is computed such that: $y_e(p^r, p_c^{ps}, Y) = Y + ET$, where the benchmark price vector, p^r, is the price vector before implementing the subsidies. The poverty measure under subsidies is:

$$P_\alpha(y_e(p^r, p_c^{ps}, Y), y_e(p^r, p_c^{ps}, z)) = P_\alpha(Y + ET, z).$$

The budget leakage of program benefits is also estimated. This is obtained by adding the transfers given to those whose pre-transfer living standard is above the poverty line and the transfers which, although received by pre-transfer poor, are unnecessary because the post-transfer living standards are lifted strictly above the poverty line.(3) The budget leakage ratio is obtained by dividing the budget leakage by the available budget.

Two Estimation Stages

As mentioned before, the choice of the deflation method can intervene at the two identified stages in estimating the policy performance: (a) The prediction of living standards for the transfer calculation; and (b) The estimation of poverty and budget leakage measures. In total, nine possibilities could arise from the choice of the deflation methods at each of these two stages since nothing implies that the same method should be used at both stages. For example, the calculus of the transfers based on predicted living standards may be done much before the assessment of the program performance, or the two stages can be based on different data.

Income Definition. The lines of the calculus are as follows. For each surveyed household, the nominal income level y* corresponding to the reference situation defined without transfers or subsidies (at prices p^r) is calculated. This is done by applying the estimated equivalent-income formula with $p^r = p^{ps}$ – unitary subsidies. In this way, the studied programs (cash transfers and subsidies) may be compared by putting them on the same stand.

The nominal income variable is then deflated. The three deflation possibilities correspond to the following definitions of real incomes:

- No Correction: y*;
- Laspeyres Index Deflation: y*/P, where P is the spatial Laspeyres Price Index describing the general level of local prices faced by the household;
- Equivalent-Income Deflation: $y_e(p^r, p_c, y^*)$, where p_c is the price vector observed in the cluster c of the considered household.

Transfer Calculation. Given these definitions of price-corrected living standards, two alternative social programs — cash transfers and subsidies — are considered. In the case of cash transfers, the algorithm of perfect targeting is applied to the sample of the predicted incomes obtained from the regressions of observed incomes y* on observed correlates x. This yields the vector of transfers t(x), denoted as $\hat{T}$. In the case of the subsidies, the equivalent transfer

is computed by using the y_e function: $y_e(p^r, p_c, y^*) = y^* + \hat{T}$, where $\hat{T}$ now denotes the estimated equivalent transfer.

It will be noted that for calculating actual transfers, one may use non-deflated incomes, Laspeyres-deflated incomes or equivalent-incomes. The post-transfer equivalent-income is calculated by first anchoring the equivalent-income function on the reference situation of prices without subsidies, and secondly, incorporating the transfer amount in the income in this situation. For example, for cash transfer schemes, the equivalent-income $y_e(p^r, p_c, Y)$ may be calculated, where p^r are the observed prices minus the subsidies. The perfect targeting transfer computation on the sample of equivalent-incomes may then be applied.

On the other hand, looking at the situation where only subsidies are applied, the equivalent-income is equal to $y_e(p^r, p^{ps}, Y) = Y + \hat{T}$, where $\hat{T}$ denotes the estimated transfer equivalent to the effect of subsidies. If instead of the equivalent-income, Laspeyres deflation (respectively no deflation) is used, then it is y^*/P before subsidies and $(y^*+\hat{T})/P$ after (respectively, y^* and $y^*+\hat{T}$). In all cases, $\hat{T}$ varies across households. Thus, transfer terms may be considered in the case of subsidies too, albeit only when equivalent-income is used for defining the living standard variable. It will also be noted that in practice, there is no need to calculate explicitly $\hat{T}$ since the social welfare statistics are based on $y_e(p^r, p^{ps}, Y)$.

Deflation When Estimating Welfare Statistics. The second stage consists of deflating the post-transfer incomes for the estimation of poverty and budget leakage. Again, there are the same three possibilities:

- No Correction: Sampling estimators of social welfare criteria are used based on the sample of $y + \hat{T}$.
- Laspeyres Correction: Sampling estimators are used based on the sample of $(y + \hat{T})/P$;
- Equivalent-Income Correction: Sampling estimators are used based on the sample of y_e.

The Complete Procedure. To sum up, the following procedure is used:

1. A sample of living standard predictions from household survey data is computed. These predictors are the basis of the transfer calculation.

Let Y be the n x 1 vector of observed living standards in the survey with n observations, and X be the n x k matrix of variables used for the prediction. Y can be diversely deflated, as discussed before. So, Y is a vector composed of indicators of the types y*, y*/P or $y_e(p^r, p_c, y^*)$. The prediction of Y is Y_hat = g(Y, X), where g is a function determined by the used statistical predictor. Usually, only linear predictors are used with the popular case of OLS predictor: Y_hat = $X(X'X)^{-1}X'Y = X\ b_{OLS}$, where b_{OLS} is the OLS estimator of the coefficients in the regression of Y on X. If quantile regressions are used instead of OLS, as in Muller and Bibi (2008), Y_hat = X b_theta, where b_theta is the quantile regression estimator centered on quantile theta.

2. The transfers to implement for the studied sample are calculated. The calculus depends on: (a) the considered poverty indicator and (b) the considered policy (cash transfers or subsidies).

For calculating cash transfers, the vector Y_hat, which depends on X because of step 1, is incorporated in the optimization program (PB1) instead of the y's. The obtained solution yields the vector of transfers for cash transfer schemes.

When price subsidies are considered, the shadow transfer is calculated in applying the formula of the QAIDS equivalent income function to observed vector Y. That is, $y_e(p^r, p_c, Y)$ is calculated and the initial Y is subtracted. On the other hand, if the shadow transfer is calculated using a synthetic price index (i.e. Laspeyres Index), one obtains $Y/P_{post} = (Y+\hat{T})/P$, where P_{post} is the price index after the subsidies. Thus, for price subsidies, there is no need to use the ancillary variables X. The obtained transfer vector is called $\hat{T}$ in all cases .

3. Whatever the considered policy may be, a sample of post-transfer living standards is generated by implementing the calculated cash transfers and subsidies to each sampled household.

The post-transfer living standard is denoted Y_post (e.g. Y_hat + $\hat{T}$). In the case of price subsidies and equivalent-income, it becomes Y_post = $y_e(p^r, p^{ps}, Y)$.

4. Post-program poverty and budget leakage measures are estimated, using sampling estimators and the sample of post-transfer living standards.

For example, $P_\alpha(y, z)$ is estimated by using price-deflated (or not) Y_post instead of Y in its formula of sampling estimator. Again, Y_post, Y_post/P or $y_e(p^r, p_c, Y_post)$ may be used for the estimation of poverty and leakage measures.

The choices of the deflation methods take place in steps 1 and 4. The combination of deflation methods in Steps 1 and 4 yields diverse results for poverty and budget leakage measures.

Estimation Results

The Context and the Data

In Tunisia, basic foodstuffs have been under universal subsidy since 1970. The Tunisian Universal Food Subsidies Program (TUFSP) allows the government to redistribute income to the poor and preserve their purchasing power. However, even if beneficial to the poor, this program has been inefficient and costly. By 1990, subsidies accounted for 10% of total government expenditure. Moreover, the wealthier households which consume more food, benefited more from the program than the poor. With rising international food prices caused by the food crisis, subsidies are increasingly expensive, while their suppression may cause social unrest.

Substituting subsidies with cash transfers to the poor (Ahmad and Bouis, 2002) would reduce the large budgetary leakage of food subsidies to the non-poor. Also, direct cash transfers may reduce poverty at a lower cost. Reforms of Tunisian food subsidies and their impact on poverty have also been studied by Bibi (2003) and Audet et al. (2007).

The methodology presented above is applied to data from the 1990 Tunisian consumption survey conducted by the National Statistical Institute of Tunisia (République Tunisienne, 1993a, 1993b). The household survey provides information on expenditures and quantities for food and non-food items for 7734 households. The usual statistical information from household surveys is available such as the consumption of own production, education, housing, region of residence, demographic information and economic activities.

Various calculations and estimations have been discussed by referring to income variables only. In practice, household demographic composition must also be accounted for. For this, income per adult-equivalent is used instead of incomes. However, using arbitrary equivalence scales or estimating them is contentious (Pollak and Wales, 1979, Blundell and Lewbel, 1991). To avoid distorting the results by using special equivalence scales, and to concentrate on the issue of imperfect targeting, per capita total consumption expenditure is used as the indicator of household member's welfare.

The correlates of living standards used in the predictive regressions include: regional location of the households;[4] demographic information on households; characteristics of the household's dwelling; occupation and education level of the household's head. They are described by Muller and Bibi (2009).

Price Corrections

Each correction method for price dispersion has advantages and drawbacks. Obviously, non-correcting for price deflation does not treat price dispersion. However, this approach is not sensitive to measurement or design errors in the used price indices.

Price deflation based on Laspeyres Price Indices deals with price dispersion and is not sensitive to estimation errors in demand system estimation. However, it does not account for consumption substitution across goods.

Finally, correction may be based on estimated true price indices, which are ratios of equivalent-incomes. Here, they are derived from the estimation of a Quadratic Almost Ideal Demand System for Tunisia (as discussed in Bibi and

Muller, 2009). The true price indices account for diverse substitution behavior across households. However, they are sensitive to estimation errors of the demand system. Also, if market imperfections are important, approximating consumer decisions by assuming that households only face a budget constraint may be invalid.

Results

Muller and Bibi (2009) present detailed analyses of how targeting efficiency may be improved by using quantile regressions for predicting living standards. These results are based on income-equivalent measures derived from a first-stage estimation of a demand system. In this paper, the analysis has been extended to two additional types of price correction and has incorporated the poverty measures P_0 and P_1. Here, only the two living standard prediction methods are considered that provide the best performance with these data: OLS and quantile regressions centered on the first decile.

Tables 1 to 4 present the estimates of post-transfer poverty (respectively measured with Head Count Index — P_0; Poverty Gap — P_1; Poverty Severity Index — P_2) and budget leakage for different transfer and subsidy schemes. The poverty line is defined as Tunisian Dollar 280 per capita per year (TD1 = $0.77189 as of December 2009), which is close to usual values for poverty lines in Tunisia.(5)

Table 1. Head-Count Index (P_0, in percentages)

Correction Transfers	Correction P_0	No Price Correction	Laspeyres Index	Equivalent Income
No Price Correction	Subsidies OLS Quantile Regressions	12.79 6.36 6.75	12.00 5.84 6.06	12.48 6.25 6.16
Laspeyres Index	Subsidies OLS Quantile Regressions	12.79 6.59 6.86	12.72 6.33 6.51	
Equivalent Income	Subsidies OLS Quantile Regressions	13.87 6.96 7.36		13.86 6.79 6.89

N.B. 7734 observations. Author's estimates from the 1990 Tunisian National Budget Survey. Poverty line z = TD280.

The first column of Table 1 indicates the rows corresponding to the diverse price correction methods at the stage of transfer calculation, successively: No Price Correction, Laspeyres Index and Equivalent-Income. The first row indicates the columns corresponding to the price correction method at the stage of social welfare criteria estimation. The successive columns respectively show the estimates of the head-count index P_0, calculated with: 'No Price Correction', 'Laspeyres Index' and 'Equivalent-Income'. The second column shows the names of the three assessed social programs: Price Subsidies, Cash Transfers based on OLS predictions, Cash transfers based on quantile regression predictions. In this situation, the core of the Table shows the obtained estimates of P_0 for all the respective deflation methods at both estimation stages.

The other Tables have the same structure, while they show different social welfare criteria: respectively, Poverty Gap (P_1) in Table 2, Poverty Severity Index (P_2) in Table 3 and finally the Leakage Ratio in Table 4.

In the empirical results, the following combinations are not considered because they lack practical sense as explained below. Firstly the combination of Laspeyres Index Correction for living standard prediction and the True Price Index correction for poverty estimation) are dropped. This means dropping the case of two contradictory deflation methods at two distinct steps of the global procedure. Secondly, and for the same reason, the combination of the True Price Index correction for living standard prediction and the Laspeyres Index Correction for poverty estimation are also dropped. Indeed, these combinations have little sense. If a method of price correction is deemed to be useful for the prediction equations, the same method should also be adopted for estimating poverty. In contrast, due to data limitations, the absence of price correction at some stage could be justified and combined to any method of price correction at the other stage.

In Rwanda, Muller (2008) found that corrections for spatial price differences could substantially affect poverty estimates. However, it may be seen that such finding does not extend to Tunisia. It may also be noted that measured poverty is commented on rather than unobserved exact poverty level.

One major feature emerging from Table 1 is that much higher poverty rates are reached under price subsidies (about 12-14 %), as compared to the cash transfer systems (roughly half level of poverty rates, and 6-7 %). This result is confirmed for all combinations of price corrections applied to the two estimation stages. The same result is obtained with all methods ─ although the number of the poor under subsidies is rather small in Tunisia, using the subsidies budget to implement direct cash transfers can reduce this number by about half.

Comparing the two considered transfer schemes respectively based on OLS and first-decile regressions, could be trickier. This is because the corresponding estimates of poverty rates seem to be concentrated around similar levels. The assessment of what the best transfer scheme is ─ i.e. in terms of reduced head-count index ─ could depend on the used deflation method. The results show that in fact the deflation method does not change the ranking of transfer schemes in their capacity of reducing the head-count index. Whatever deflation method is used, the estimated poverty rate obtained from implementing OLS-based transfers is always lower than the estimated poverty rate obtained from implementing quantile regression-based transfers.

Nevertheless, choosing a given combination of deflation methods may slightly change the estimated poverty rates. That is, the ranking of policies is not affected, while the reached numerical poverty estimates are, albeit not enough to change policy ranks. For example, after OLS-based transfers, the poverty rates vary from 5.84 % up to 6.96 %, across deflation methods. Although such variations appear to be non-negligible, they are, in fact, not substantial as they merely describe statistical measurement decisions. For example, if at all stages one trusted better the use of equivalent-incomes than other methods of price correction, one would choose to measure the poverty rate as equal to 6.79 % after OLS-based transfers. In contrast, if it is believed that the price information is too imperfect to be used for price correction at any stage, the estimated poverty rate after OLS-based transfers would correspond to 6.36 %.

Turning to Poverty Gap estimates (P_1) in Table 2, and to Poverty Severity estimates (P_2) in Table 3, it confirms the general result that deflation does not affect the comparison of the considered policies. Under price subsidies, the estimated poverty gap (around 3 %) and the estimated poverty severity index

(around 1.2 %) are systematically much higher than under the two studied transfer schemes (respectively from 0.90 % to 1.25 %, and from 0.22 % to 0.37 %). All these estimates correspond to moderate levels of poverty. However, there is no question that cash transfers can massively reduce poverty as opposed to subsidies, whatever price correction methods are used at any stage.

Table 2. Poverty Gap (P_1, in percentages)

Correction Transfers	Correction P_1	No Price Correction	Laspeyres Index	Equivalent Income
No Price Correction	Subsidies	3.30	2.99	3.10
	OLS	1.16	1.07	1.11
	Quantile Regressions	0.99	0.90	0.92
Laspeyres Index	Subsidies	3.30	3.26	
	OLS	1.18	1.15	
	Quantile Regressions	0.99	0.94	
Equivalent Income	Subsidies	3.47		3.44
	OLS	1.25		1.22
	Quantile Regressions	1.06		1.01

N.B. 7734 observations. Author's estimates from the 1990 Tunisian National Budget Survey. Poverty line z = TD280.

Tablle 3. Poverty Severity Index (P_2, in percentages)

Correction Transfers	Correction P_2	No Price Correction	Laspeyres Index	Equivalent Income
No Price Correction	Subsidies	1.26	1.12	1.15
	OLS	0.35	0.32	0.32
	Quantile Regressions	0.25	0.22	0.23
Laspeyres Index	Subsidies	1.26	1.24	
	OLS	0.35	0.35	
	Quantile Regressions	0.25	0.24	
Equivalent Income	Subsidies	1.31		1.30
	OLS	0.37		0.36
	Quantile Regressions	0.26		0.25

N.B. 7734 observations. Author's estimates from the 1990 Tunisian National Budget Survey. Poverty line z = TD280

Again, and perhaps surprisingly, considering the proximity of estimates whether in terms of poverty gap (P_1) or poverty severity index (P_2), the ranking of the two studied cash transfer schemes, is not affected by selecting different deflation methods at any stage. Cash transfer based on first-decile regressions are always more efficient in alleviating poverty measured by P_1 and P_2 than OLS-based cash transfers. These results stand despite the fact that P_1 estimates and P_2 estimates are heterogeneous across price correction methods. Indeed, P_1 estimates vary from 1.07 % to 1.27 % under OLS-based transfers, and from 0.90 % to 1.06 % under quantile regression-based transfers. On the other hand, P_2

estimates spread from 0.32 % to 0.37 % under OLS and from 0.22 % to 0.26 % under quantile regressions.

Finally, Table 4 shows the estimated leakage ratios. Again, price correction does not change the comparison result of the considered poverty alleviation programs. This is not necessarily expected as this Table deals with different social indicators from poverty measures. It is observed that the calculation of the transfer amounts delivered to non-poor households would not lead to rank differently the considered policies.

Table 4. Budget Leakage Ratio (in percentages)

Correction Transfers	Correction Leakage	No Price Correction	Laspeyres Index	Equivalent Income
No Price Correction	Subsidies	90.86	91.47	91.02
	OLS	73.84	76.69	75.70
	Quantile Regressions	72.49	75.39	74.29
Laspeyres Index	Subsidies	90.86	90.90	
	OLS	73.98	74.84	
	Quantile Regressions	72.46	73.25	
Equivalent Income	Subsidies	90.05		90.07
	OLS	72.40		73.06
	Quantile Regressions	70.86		71.40

N.B. 7734 observations. Author's estimates from the 1990 Tunisian National Budget Survey. Poverty line z = TD280

In all cases, the share of the budget is wasted, because what is not directed towards the poor, is extremely high. This result has been found for most assessed transfer schemes in the world. The influences of the two correction stages are close. Finally, results with Laspeyres Price Indices and with Equivalent Incomes are close. As a matter of fact, the gap between estimated leakage from OLS-based transfers and quantile regression-based transfers is smaller than the variations caused by different types of price correction.

Again, price subsidies stick out as especially inefficient with estimated leakage ratios around 90 %, while both transfer schemes correspond to estimated leakage ratios from 70-9% up to 76.7 %, for the different price correction methods. A substantive share of the budget can be re-oriented towards its proper use by switching to cash transfers.

The comparison of the considered transfer schemes yields an unambiguous ranking, independent from the price correction methods. For all the considered schemes, using quantile regression-based transfers saves more of the budget than OLS-based transfers, albeit slightly so. Therefore, the method of price correction would not affect policy choice among the considered programs, even if the main choice criterion is to avoid budget waste.

In recapitulation of the results: firstly, using data from Tunisia 1990, it is observed that the used methods of price correction do not matter much. This is if the issue at hand is to choose between applying subsidies and direct cash transfers, whether the aim is to reduce poverty or to limit budget waste when fighting poverty. In all studied cases and for all considered deflation methods, cash transfers appear to be much more efficient than subsidies[(6)]. The differences found in poverty estimates between the cases of subsidies and transfers are so large that the used deflation methods are a minor concern for this comparison. This is true despite the range of poverty estimates being sometimes substantial across price correction methods.

Secondly, two types of cash transfer schemes were compared, respectively based on two living standard prediction methods: OLS vs quantile regressions centered on the first decile. Results show again that the choice between these transfer schemes does not depend on the considered deflation methods. In all

cases, the use of first-decile regressions yields better results. Moreover, the two deflation stages considered (firstly, for calculating transfers and secondly, for estimating post-policy poverty) have impacts of similar magnitude on poverty estimates. Solely deflating the poverty estimation stage would lead to slightly smaller measured poverty than solely deflating the living standard prediction stage, while the gap remains marginal.

Conclusion

This study focuses on the importance of correcting for price differences for policy comparisons of anti-poverty cash transfers schemes and price subsidy schemes. Price correction can intervene at two stages based on household survey data: when predicting unobserved living standards and calculating transfer amounts from the predictions; and when estimating poverty or budget leakage indicators. Three types of price correction were considered: (a) No Deflation; (b) Deflation based on Laspeyres Indices; and (c) Deflation based on 'True Price Indices' taken from an estimated demand system.

The results based on the 1990 Tunisian consumption survey, show that correcting for spatial price dispersion would have only insignificant effects on monitoring poverty policy in Tunisia. This is at odds with results found in other contexts like in Indonesia in Ravallion and van de Walle (1993) and in Rwanda in Muller (2008), where the design of poverty alleviation policies would be much affected by accurately accounting for spatial price dispersion for poverty monitoring. Results of this study show that the importance of spatial price deflation for poverty monitoring may be country-specific.

In Tunisia, estimation results based on using Laspeyres Price Indices are found very close to results based on using True Price Indices derived from an estimated quadratic almost ideal demand system. Therefore, the motivation for estimating such a demand system in Tunisia seems rather weak if the purpose of the estimation is to improve poverty alleviation policies. Moreover, even the complete absence of spatial price deflation is found acceptable for designing poverty alleviation in Tunisia at this period.

A few caveats need to be mentioned. Firstly, only food prices have been considered as it is not possible to define accurate prices for other consumption categories with the available data. As always, consumption data contamination may be an issue for such analyses, and there is no guarantee that the Tunisian data sets are devoid of it. Moreover, unit-values calculated from consumption records, have been used as price indicators rather than information from market price surveys. This may be an issue when some values or quantities of some products are systematically under- or over-estimated during the collection. Also, quality bias may occur in the case where wealthy households systematically consume higher qualities of some goods (which are often associated with higher prices).

Finally, Tunisia is characterised by publicly administered prices for a substantial section of the consumption of the poor (e.g. wheat for couscous). These prices are identical over the national territory for households surveyed at the same time, while they may change over time. This special situation could explain why spatial prices differences might matter less for poverty alleviating policies in Tunisia as compared to less developed countries with fully liberalized price systems.

On the whole, the above caveats and the specificity of the administered prices in Tunisia suggest that the policy conclusions of the present paper may not be easy to generalize to other countries. Deflating for spatial price differences should still be a general requirement of careful anti-poverty analysis, even if this study found it of little importance in Tunisia.

However, price deflation is time-consuming, requires spatial price data and is sometimes technically difficult when a flexible demand system has to be estimated to generate household-level price indices. Therefore, a methodical approach would be useful. A hypothetical example is proposed for such an approach. During the pilot survey that usually precedes fully-fledged household living standard surveys, one could collect price indicators for a small sub-sample of households. Thereafter, using this sub-sample, one could study the statistical correlation of prices and real living standards, as in Muller (2002). The result of this preliminary statistical analysis would indicate whether there is enough spatial price discrimination against (or in favour) of the poor to justify using sophisticated deflation techniques for the design of poverty alleviation policies. If

little correlation of prices and real living standards is found, as in Tunisia, then the policy design may proceed without excessive heed to spatial price differences.

Footnotes

(1) The FGT poverty measures satisfy the transfer axiom if and only if $\alpha > 1$, and the transfer sensitivity axiom if and only if $\alpha > 2$. All these measures satisfy the focus axiom and are decomposable. Focus axiom: The poverty index P(y,z) is independent of the income distribution above z. Monotonicity: P(y,z) is increasing if one poor has a drop in income. Transfer: P(y,z) increases if income is transferred from a poor person to someone more wealthy. Transfer-sensitivity: The increase in P(y,z) in the previous Transfer axiom is inversely related to the income level of the donator. Sub-group consistency: If an income distribution is partitioned in two sub-groups y' and y'', then an increase in P(y'',z) with P(y',z) constant, increases P(y,z).

(2) See also Besley and Coate (1992), Glewwe (1992), Besley and Kanbur (1993), Datt and Ravallion (1994), Bourguignon and Fields (1997), Alderman and Lindert (1998), Chakravarty and Mukherjee (1998), Ahmed and Bouis (2002), Coady, Grosh and Hoddinott (2002, 2004), Coady and Skoufias (2004), Lindert et al. (2006), Muller (2005), Skoufias and Coady (2007), Muller and Bibi (2009).

(3) See also Besley and Coate (1992), Glewwe (1992), Besley and Kanbur (1993), Datt and Ravallion (1994), Bourguignon and Fields (1997), Alderman and Lindert (1998), Chakravarty and Mukherjee (1998), Ahmed and Bouis (2002), Coady, Grosh and Hoddinott (2002, 2004), Coady and Skoufias (2004), Lindert et al. (2006), Muller (2005), Skoufias and Coady (2007), Muller and Bibi (2009).

(4) For more information about regional targeting, see Ravallion (1992), Datt and Ravallion (1993), Baker and Grosh (1994) and Bigman and Fofack (2000).

(5) The lower poverty line estimated by the National Statistic Institute and the World Bank (1995). See also Ravallion and van der Walle (1993) which, on the basis of needs in food energy corresponds to TD 196. The poverty lines by Ayadi and Matoussi (1999) vary between TD 213 and 262, and the poverty lines by Bibi (2003) range from TD227 to 295. Poverty lines calculated by the World Bank for 1995 (The World Bank, 2000, Muller, 2007) are between TD252 to TD344. These diverse views correspond to slight variants in the estimation methodology. The value TD 280 is used because it corresponds to the more accepted methodology.

(6) Note again that when considering the effect of subsidies on the estimates of poverty and budget leakage, applying no price correction or using Laspeyres index correction for cash transfers yield exactly the same estimates (e.g., 12.79 % for P_0). This is because under subsidies, for which there is no actual cash transfer, the shadow transfers are calculated in a similar proportional way for all synthetic price indices. The calculus of shadow transfers depends on either using the equivalent-income function in calculating living standards, or adjusting proportionally living standards for general price changes. The equivalent-income correction affects the shadow transfer caused by the subsidies also by accounting for consumption substitution.

References

Ahmed, U.A. and H.E. Bouis. 2002. Weighing what's practical: Proxy means tests for targeting food subsidies in Egypt. Food Policy 27: 519-540.

Alderman, H. and K. Lindert. 1998. The potential and limitations of self-targeting food subsidies. The World Bank Research Observer Vol. 13, Issue 2: 213-230.

Audet, M., D. Boccanfuso and P. Makdissi. 2007. Food subsidies in Egypt: Analyis of program reform using Stochastic Dominance. Journal of Development and Economic Policies Vol. 9, No. 2, 57-79.

Ayadi, M. and M. S. Matoussi. 1999. Analyse de la pauvreté en Tunisie: Comparaison spatiale et temporelle en utilisant des enquêtes ménages. Paper presented at the ERF Sixth Annual Conference, Cairo, 28-31 October.

Baker, J. and M. E. Grosh 1994. Poverty reduction through geographic targeting: How well does it work? World Development Vol. 22: 983-995.

_____ and _____. 1995. Proxy means tests for targeting social programs, simulation and speculation. LSMS Working Paper, # 118. The World Bank, Washington, D.C.

Banks, J., R. Blundell and A. Lewbel. 1997. Quadratic Engel Curves, welfare measurement and consumer demand. The Review of Economics and Statistics Vol. LXXIX, No. 4, 527-539.

Besley, T. and S. Coate. 1992. Workfare vs. Welfare: Incentive arguments for work requirements in poverty alleviation programs. American Economic Review Vol. 82: 249-261.

_____ and R. Kanbur. 1993. Principles of targeting. In Including the Poor. Edited by M. Lipton and J. van der Gaag. The World Bank, Washington, D.C., pp. 67-90.

Bibi, S. 2003. Comparing the impact of food subsidies and regional targeting on poverty: Evidence from Tunisia. Journal of Development and Economic Policies Vol. 6 (1): 5-37.

_____ and C. Muller. 2009. Which almost ideal demand system for Tunisia? Mimeo. DEFI, University of Aix-Marseille II, Aix-en-Provence, France.

Bigman, D. and H. Fofack. 2000. Geographical targeting for poverty alleviation: An introduction to the Special Issue. The World Bank Economic Review Vol. 14: 129-145.

Blundell, R. and A. Lewbel. 1991. The information content of equivalence scales. Journal of Econometrics Vol. 50: 49-68.

Bourguignon, F. and G. Fields. 1997. Discontinuous losses from poverty, general $P\alpha$ measures, and optimal transfers to the poor. Journal of Public Economics Vol. 63: 155-175.

Chakravaty, S. R. and D. Mukherjee. 1998. Optimal subsidy for the poor. Economics Letters Vol. 61: 313-319.

Coady, D.P., M. Grosh and J. Hoddinott. 2002. Targeting anti-poverty interventions: A selected annotated bibliography. Mimeo. The World Bank, Washington, D.C.

_____, _____ and _____. 2004. Targeting outcomes redux. The World Bank Research Observer Vol. 19, No. 1: 61-85.

_____ and E. Skoufias. 2004. On the targeting and redistributive efficiency of alternative transfer instruments. Review of Income and Wealth Ser. 50, No. 1: 11-27.

Cornia, G. A. and F. Stewart. 1995. Two errors of targeting. In Public Spending and the Poor, Theory and Evidence. Edited by D. van de Walle and K. Nead. Baltimore: The Johns Hopkins University Press for the World Bank, pp. 350-386.

Creedy, J. 1996. Comparing tax and transfer system: Poverty, inequality and target efficiency. Economica Vol. 63: 163-174.

Datt, G. and M. Ravallion. 1993. Regional disparities, targeting and poverty in India. In Including the Poor. Edited by M. Lipton and J. Van Der Gaag. The World Bank, Washington, D. C., pp. 91-114.

_____ and _____. 1994. Transfer benefits from public works employment: Evidence for rural India. Economic Journal Vol. 104: 1346-1369.

Deaton, A. 1988. Quality, quantity and spatial variation of prices. The American Economic Review Vol. 78 (3): 418-430.

Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke. 1984. A class of decomposable poverty measures. Econometrica Vol. 52: 761-765.

Glewwe, P. 1992. Targeting assistance to the poor, efficient allocation of transfers when household income is not observed. Journal of Development Economics Vol. 38: 297-321.

King, M. A. 1983. Welfare analysis of tax reforms using household data. Journal of Public Economics Vol. 21: 183-214.

Lindert, K., E. Skoufias and J. Shapiro. 2006. Redistributing income to the poor

and the rich: Public transfers in Latin America and the Caribbean. The World Bank, Washington, D.C.

Muller, C. 2002. Prices and living standards. Evidence for Rwanda. Journal of Development Economics Vol. 68: 187-203.

_____. 2005. Optimising anti-poverty transfers with quantile regressions. Applied and Computational Mathematics Vol. 4, No. 2: 178-191.

_____. 2007. Poverty change in Tunisia. Korean Journal of Economics Vol. 14, No. 2: 295-333.

_____. 2008 The measurement of poverty with geographical and temporal price Variability: Evidence from Rwanda. Review of Income and Wealth Ser. 54, No. 1: 27-49.

_____ and S. Bibi. 2009. Refining targeting against poverty: Evidence from Tunisia. Forthcoming: Oxford Bulletin of Economics and Statistics.

Pollak, R.A. and T.J. Wales. 1979. Welfare comparison and equivalence scales. The American Economic Review Vol. 69: 216-221.

Ravallion, M. 1992. Poverty alleviation through regional targeting: A case study for Indonesia. In The Economics of Rural Organization. Edited by A. Braverman, K. Hoff and J. Stiglitz. New York: Oxford University Press, 453-468.

_____ and K. Chao. 1989. Targeted policies for poverty alleviation under imperfect information: Algorithms and applications. Journal of Policy Modeling Vol. 11: 213-224.

_____ and D. van de Walle. 1993. A Profile of Poverty in Tunisia 1990. Document Policy Research Department, The World Bank, Washington, D.C.
République Tunisienne, Ministère du Développement Economique, Institut National de la Statistique. 1993a. Enquête Nationale sur le Budget, la Consommation et le Niveau de Vie des Ménages – 1990. Volume A: Résultats de l'Enquête sur le Budget des Ménages.

_____. 1993b. Enquête Nationale sur le Budget, la Consommation et le Niveau de Vie des Ménages – 1990. Volume B: Résultats de l'Enquête Alimentaire et Nutritionnelle.

Skoufias, R. and D.P. Coady. 2007. Are the welfare losses from imperfect

targeting important? Economica 74: 656-776.

The World Bank. 1995. Republic of Tunisia, Poverty Alleviation: Preserving Progress while Preparing for the Future. Middle East and North Africa Region, Report N° 13993-TUN, The World Bank, Washington D.C.

_____. 2000. A Profile of Poverty in Tunisia 1995. The World Bank, Washington D.C.