

أسواق الأوراق المالية والبنوك والنمو : ارتباط أو علاقة سببية؟*

Thorten Beck and Ross Levine

ترجمة: أميمة عبد العزيز**

١- المقدمة :

هل اسواق الأوراق المالية والبنوك التى تعمل بكفاءة تدعم النمو الاقتصادى؟ إن النظرية تعطى تنبؤات متضاربة بشأن تأثير كل من التنمية المالية الشاملة على النمو، وللتأثيرات المنفصلة لأسواق الأوراق المالية على النمو، وللبنوك على النمو الاقتصادى. ويؤكد الكثير من النماذج أن العمل الكفء للوسطاء واسواق الأوراق المالية يؤدي إلى تحسين تكاليف المعلومات والمعاملات الأمر الذى يعزز تخصيص الكفاء للموارد مما يؤدي إلى نمو أسرع على المدى البعيد. (Bencivenga and Smith, 1991, Bencivenga smith and Starr, 1995, King and Levine 1993a) ومع ذلك فإن هذه النماذج تظهر ايضا أن التنمية المالية يمكن ان تضر النمو. وبصفة خاصة، فإن التنمية المالية من خلال تدعيم تخصيص الموارد وبالتالي عوائد الادخار، قد تخفض معدلات الادخار. فاذا وجدت وفورات خارجية ضخمة بدرجة كافية مرتبطة بالادخار والاستثمار، فإن التنمية المالية تبطئ من النمو على المدى البعيد. كما أن النظرية تعطى تنبؤات متضاربة عما اذا كانت اسواق الأوراق المالية والبنوك تعتبر بدائل أو مكملات أم أن إحداها تفضى للنمو اكثر من الاخرى. وعلى سبيل المثال وضع (Boyd and Prescott 1986) نموذجاً للدور الخطير الذى تلعبه البنوك فى التخفيف من

* هذه الترجمة لكل من: ثورستن بيك: World Bank

وروس ليفين School of Management, University of Minnesota

** أميمة عبد العزيز: وكيل أول وزارة التعاون الدولي سابقا.

التباين في المعلومات وبالتالي في تحسين تخصيص الموارد ، بينما أكد كل من Stiglitz (1985) & Bhide (1993) على أن أسواق الأوراق المالية لن تعطى نفس التحسينات في تخصيص الموارد وحوكمة الشركات مثل البنوك . ومن ناحية أخرى ، تركز بعض النماذج على أن الأسواق تخفف من قوة الاحتكار غير الكفء التي تمارسها البنوك وتؤكد أن الطبيعة التنافسية للأسواق تشجع الأنشطة الابتكارية المعززة للنمو في مقابل المدخل التقليدي المحافظ للغاية الذي تنتهجه البنوك (Allen and Gale, 2000) و أخيرا تركز بعض النظريات على أنه ليست البنوك أو الأسواق ولكنها البنوك والأسواق ؛ تلك المكونات المختلفة للنظام المالي هي التي تحسن تكاليف المعلومات والمعاملات المختلفة^(١) .

إن هذه الورقة تستكشف بصورة دقيقة جدا التفاعلات بين أسواق الأوراق المالية . والبنوك والنمو الاقتصادي . وبصفة خاصة باستخدام قائمة بيانات لعدد ٤٠ دولة خلال الفترة ١٩٧٦-١٩٩٨ حيث نختبر أولا : ما إذا كانت التنمية المالية لها تأثير ايجابي على النمو الاقتصادي وثانيا : ما إذا كان لكل من البنوك وأسواق الأوراق المالية تأثير مستقل على النمو الاقتصادي . لقد استخدمنا أساليب جديدة من الاقتصاد القياسي (Panel Econometric Techniques) التي تقلل أوجه القصور الاحصائية مع دراسات النمو الموجودة بالفعل.

بالإضافة لذلك ، استخدمنا هذه الأساليب لتقييم التأثير المستقل لكل من أسواق الأوراق المالية والبنوك على النمو ، بينما تركز معظم الدراسات الموجودة حاليا على علاقة البنوك بالنمو فقط.

ومع أن ادبيات تجريبية منتشرة، تشير إلى أن البنوك ذات الكفاءة العالية تسرع من النمو الاقتصادي، غير أن تلك الدراسات عموما لا تبحث في نفس الوقت تطور أسواق الأوراق المالية. وبصفة خاصة يوضح كل من (King and Levine (1993 a , b) أن تطور البنوك يساعد على تفسير النمو الاقتصادي بينما يؤكد كل من (Levine, Loayza, and Levine (1998, 1999) and Beck (2000) أن العلاقة الايجابية بين تطور البنوك والنمو ليست بسبب التحيز الآتسي (Simultaneity Bias)

هذه الدراسات عموما تشمل اكثر من ٨٠ دولة . لقد قاموا بحذف مؤشرات تطور سوق

الأوراق المالية لعدم توافر بيانات عنها تغطي فترة العشرين عاما سوى لأربعين دولة . إن حذف تطورا أسواق الأوراق المالية يعوق تقييم التالي : أ- إن استمرار العلاقة الايجابية بين تطور البنوك والنمو تشترط التحكم فى أثر تطور سوق الأوراق المالية ، ب- إن لكل من البنوك والأسواق تأثيرا مستقلا على النمو الاقتصادى أو ج- أن التنمية المالية الشاملة تمارس دورا على النمو ولكنه من الصعوبة بمكان تحديد التأثير المستقل لاسواق الأوراق المالية والبنوك على الأداء الاقتصادى .

إن التقييم التجريبي الحالى لأسواق الأوراق المالية والبنوك والنمو الاقتصادى يعانى من تشكيله منوعة من نقاط الضعف القياسية . وقد أوضح Levine and Zervos (1998) أن القياسات المبدئية لسيولة اسواق الأوراق المالية وتطوير القطاع البنكى كلاهما متنبىء قوى للنمو الاقتصادى على مدى ١٨ عاما القادمة، ومع ذلك فإن هذا المدخل لا يأخذ منهجيا فى الاعتبار التحيز الآتى المحتمل، كما أنه لا يتحكم بوضوح فى التأثيرات الثابتة التى تعكس خصوصية الدول.^(٢) واستخدم كل من Arestis , Demetriades and Luintel (2000) بيانات ربع سنوية وطبقوا طرق السلاسل الزمنية على خمسة اقتصادات متقدمة وتبين أنه طالما أن تطور كل من القطاع البنكى وأسواق الأوراق المالية معا يفسر النمو اللاحق، فإن تأثير تطور القطاع البنكى يفوق بصورة جوهرية تطور أسواق الأوراق المالية .

ومع ذلك فإن حجم العينه محدود للغاية وليس من الواضح ما اذا كان استخدام البيانات ربع السنوية ونموذج Johansen(1988) لتصحيح متجه الخطأ (Vector Error Correction Model) يستبعد كلية من العوامل ذات التكرار العالى المؤثرة فى العلاقة بين اسواق الأوراق المالية، والبنوك والنمو. وقد قام Rousseau and Waschtel (2000) بإضافة اسهام هام للأدبيات باستخدام قائمة أساليب فنية مع بيانات سنوية لتقييم العلاقة بين أسواق الأوراق المالية، والبنوك والنمو. لقد استخدمنا مقدر قائمة الفروق (Difference Panel Estimator) والذى طوره كل من : Arellano (1990) and Bond (1991) and Holtz - Eakin, Newey , and Rosen (1990) والذى (أ) فسروق معادلة انحدار النمو للتخلص من أى تحيز لمتغير محذوف نشأ عن التأثيرات غير المشاهدة التى تعكس الفروق بين الدول ثم (ب) أدوات المتغيرات على الجانب الأيمن (قيم الفروق لمتغيرات الانحدار الأصلية) Original Regressors باستخدام قيم مبطاء لمتغيرات الانحدار الأصلية للتخلص من عدم الاتساق المحتمل للمعلمات والذى ينشأ عن التحيز الآتى. ولقد أظهر Rousseau

(2000 and Wachtel) أن تطور كل من القطاع البنكي وأسواق الأوراق المالية يفسر النمو اللاحق، حتى بعد السيطرة على السببية العكسية. ومع ذلك فإن استخدام البيانات السنوية لا يستبعد تأثير ظاهرة الدورة الاقتصادية. بالإضافة لذلك ، أظهر (Allonso-Borrego and Arellano 1996) أن الأدوات فى مقدرّ قوائم الفروق غالباً ما تكون ضعيفة ، مما يؤدي إلى تحيزات فى العينات المحدودة الحجم ودقة متواضعة فى التقارب . وأوضح كل من (Blundell and Bond 1998) أن نظام مقدرّ القوائم (System Panel Estimator) والذي يستخدم أنياً كلا من بيانات قوائم الفروق والبيانات من المستويات الأصلية المحددة يترتب عليه مزيداً من الاتساق والكفاءة .

وتدخل هذه الورقة تحسينات على أساليب الاقتصاد القياسى المستخدمه سابقا فى اختبار اسواق الأوراق المالية والبنوك والنمو طويل المدى، وبالتالي تسمح لنا بالآتى (أ) اظهار المزيد من الدلائل حول العلاقة بين التنمية المالية الشاملة والنمو (ب) تقييم دقيق للتأثير المستقل لكل من اسواق الأوراق المالية والبنوك على النمو الاقتصادى. (٣) ومنهجياً : (١) نحن نبني قوائم بمتوسطات بيانات تغطى فترات طولها خمس سنوات من عام ١٩٧٦-١٩٩٨ للتخلص من تأثير علاقات الدورات الاقتصادية (٢) ونستخدم مقدرّ نظام القوائم الذى طوره (Arellano and Bover 1995) لتحسين مقدرّ قائمة الفروق الذى استخدمه (Wachtel and Rousseau 2000) (٤) . كذلك استخدمنا صوراً متنوعة من مقدرّ نظام القوائم. وكما نوقش فى (Arellano and Bond 1998) يفترض مقدرّ نظام الخطوة الواحدة وجود اخطاء ذات تباين ثابت (Homoskedastic Errors). بينما يستخدم مقدرّ الخطوتين اخطاء الخطوة الأولى لبناء اخطاء معيارية متسقة ذات تباين غير ثابت (Heteroskedasticity) (White 1982) . ومع ذلك ، نظرا لتعدد الادوات المستخدمة فى مقدرّ النظام، فإن الاخطاء المعيارية المتقاربة الناتجة عن مقدرّ القائمة ذى الخطوتين ربما يكون مرشدا ضعيفا لاختبار الفروض فى عينات صغيرة الحجم حين تصبح المبالغة فى الموازنة مشكلة. وهذه ليست مشكلة فى المقدرّ دى الخطوة الواحدة . وبالتالي ، فنحن نستخدم مقدرّ الخطوة الواحدة وكذلك المقدرّ ذا الخطوتين ، والاجراء البديل الأحدث الذى طوره كل من (Calderen, Chong and Loayza 2000) ونظام المقدرّ البديل هذا يخفض من أبعاد (Dimensionality) الأدوات لتجنب مشكلة المبالغة فى الملاءمة (دقة التوفيق) ولكنه مع ذلك يسمح بتكوين اخطاء معيارية متسقة ذات تباين غير ثابت. والعيب الذى ينشأ عن هذا الاجراء البديل هو فقدان فترة من العينة .

إذن فبجانب تقييم تأثير أسواق الأوراق المالية والبنوك على النمو الاقتصادي، تساهم هذه الورقة بإضافة فى الادبيات الخاصة فى أساليب تقدير القوائم ، وبينما يشير Arellano and Bond (1998) and Blundell and Bond (1991) إلى التحيزات المحتملة المقترنة بالأخطاء المعيارية التى تنشأ من مقدر الخطوتين فى العينات الصغيرة، وطالما يعترفون بأن التحيزات المحتملة ينبغى ان تكون متوازنة فى مقابل مزايا استخدام اخطاء معيارية متسقة ذات تباين غير ثابت ، فإن هذه الورقة تقدم امثلة للاختلافات الناشئة عن تطبيق هذين الإجراءين. علاوة على ذلك ، فإننا نستخدم التعديلات التى أدخلها كل من Calderon , Chong, and Loza (2000) والتى تقلل من مشكلة المبالغة فى المواءة وبالتالي تخفض من التحيز المحتمل المصاحب للمقدر ذى الخطوتين. وفى هذا الخصوص أوردنا أدلة على استخدام المداخل الثلاثة كلها - وتشير النتائج إلى أنه من المهم استخدام التقديرات الثلاثة كلها حين تقديم الاستنتاجات الاقتصادية .

لقد اكتشفت هذه الورقة ان الاسواق والبنوك هامة بالنسبة للنمو الاقتصادى . ودائما يعد تطوير البنوك وسوق الأوراق المالية سويا من الأهمية بىمكان رغم منهجية القائمة أو مجموعة المعلومات المشروطة التى نستخدمها . هذه الاستنتاجات متسقة بقوة مع النماذج التى تتنبأ بأن الأنظمة المالية التى تعمل بكفاءة تخفف من تكلفة المعلومات والمعاملات وبالتالي تعزز تخصيص الموارد والنمو الاقتصادى. علاوة على ذلك ، عادة ما يدخل كل من مقياس تطور سوق الأوراق المالية مع مقياس تطور البنوك إنحدار النمو بصورة معنوية بعد التحكم فى محددات النمو الأخرى، والتأثيرات التى تعكس خصوصيات الدول، والتحيز الآتى المحتمل . وهذا يعنى أن كلا من البنوك والأسواق هامة للنمو . هذا الاستنتاج ينبغى أن يكون مشروطا . إن المؤشر ذا الخطوتين دائما مايعنى أن كلا من أسواق الأوراق المالية والبنوك تعزز النمو بصورة مستقلة. ومع ذلك فثمة بعض التوافق بين المتغيرات الحاكمة - حجم الحكومة ، والتضخم، وحرية التجارة والعلاوة فى السوق السوداء (Black market Premium) حين استخدام مقدر الخطوة الواحدة ومقدر القوائم البديل الذى تنضم إليه فقط إما سيولة أسواق الأوراق المالية أو تطور البنوك ، بقيمة P أقل من ٠.٠٥ .

وحيثما نقرأ اجمالى النتائج بان معظمها يقترح أن كلا من الأسواق والبنوك يحفز النمو الاقتصادى مستقلا، فإن حقيقة أن النتائج ليست متسقة تماما عبر التحديدات والاساليب القياسية، ربما تجعل البعض يصل إلى نتيجة مفادها إن التنمية المالية الشاملة هامة للنمو ولكنه من الصعب تحديد

المكونات الخاصة بالنظام المالى الأكثر ارتباطا بالاداء الاقتصادى .

أما بقية الورقة فتحتوى على الجزء الثانى ويشمل البيانات أما الجزء الثالث فهو يقدم منهجية القياس، وأهم النتائج يسردها الجزء الرابع وتختتم الورقة بالجزء الخامس.

٢- البيانات

نحن نحلل العلاقة بين تطور سوق الأوراق المالية والبنوك والنمو الاقتصادى فى قائمة تحتوى على اربعين دولة وعدد ١٤٦ مشاهدة . تم حساب متوسطات للبيانات لكل خمس سنوات بين اعوام ١٩٧٦-١٩٩٨^(٥) . والتحرك إلى قائمة تشمل بيانات مقطعية Cross-Sectional Data صافية يتيح لنا استغلال بُعد السلاسل الزمنية للبيانات والتعامل بدقة مع الآتية. وتركز النظريات التى نقوم بتقييمها على العلاقة طويلة المدى بين أسواق الأوراق المالية والبنوك والنمو الاقتصادى . وبالتالى نستخدم متوسطات خمس سنوات وليس بيانات سنوية (أو ربع سنوية) للتركيز على علاقات المدى البعيد (فى مقابل التكرار الأعلى) ويشرح هذا الجزء مؤشرات تطور سوق الأوراق المالية والبنوك . ومجموعة المعلومات المشروطة ويقدم احصائيات وصفية.

ولقياس تطور سوق الأوراق المالية نستخدم مقياس نسبة (أو معدل) الدوران لسيولة السوق، والذى يساوى قيمة تداول الاسهم فى سوق الأوراق المالية المحلية مقسومة على القيمة الكلية للأسهم المقيدة. وهذا يشير إلى حجم التداول فى سوق الأوراق المالية بالنسبة لحجمها. وبعض النماذج تتنبأ بأن دولا ذات أسواق بدون سيولة ستخلق عوائق للاستثمار طويل المدى لأنه من الصعب نسبيا بيع حصة الفرد فى الشركة . ويعكس ذلك فإن زيادة سيولة أسواق الأوراق المالية تعمل على تقليل العقبات امام الاستثمار طويل المدى ، طالما أن سيولة الأسواق توفر اختيارا جاهزا لخروج المستثمرين . كل هذا يمكن أن يشجع تخصيصا أكثر كفاءة للموارد وكذلك فوا أسرع (Levine 1991, Boncivenga^(٦) Smith and Starr, 1995).

ولقياس تطور البنوك، نستخدم الائتمان البنكى والذى يتساوى مع استحقاقات البنوك التجارية (بنوك الودائع) لدى القطاع الخاص مقسوما على الناتج المحلى الاجمالى. هذا المقياس يفصل القروض التى تقدمها البنوك التجارية للقطاع الخاص. وهو يستبعد القروض التى تقدم للحكومات والمؤسسات العامة . هذا المؤشر لتطور البنوك لا يقيس مباشرة الدرجة التى يخفض

اليها البنوك تكلفة المعلومات والمعاملات. ويعكس الكثير من دراسات المالية والنمو والتي تستخدم نسبة النقود بمعناها الواسع إلى الناتج المحلي الاجمالي كبديل تطبيقى للتنمية المالية ، ومع ذلك ، فإن متغير الائتمان المصرفى يفصل الإئتمان البنكى للقطاع الخاص وبالتالي يستبعد الائتمان من خلال بنوك التنمية والقروض للحكومة والمؤسسات العامة. وبالتالي ، فرغم صعوبته فإن مقياس الائتمان المصرفى ، يتفوق على المقاييس البديلة لتطور البنوك والمتاحة بصورة مقطعية لكثير من الدول (٧).

ولتقييم قوة الترابط المستقل بين كل من اسواق الأوراق المالية والنمو وتطور البنوك والنمو الاقتصادى، نتحكم فى محددات أخرى محتمله للنمو الاقتصادى عند اجراء الانحدار. وفى القائمة البسيطة للمعلومات المشروطة يتم تضمين نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي الحقيقى المبدئى للتحكم فى التقارب ومتوسط عدد سنوات الدراسة للتحكم فى تراكم رأس المال البشرى . وفى قائمة السياسات للمعلومات المشروطة نستخدم القائمة البسيطة للمعلومات المشروطة بالاضافة إلى (١) إما علاوة السوق السوداء (٢) أو نصيب الصادرات والواردات من الناتج المحلي الاجمالي، (٣) أو معدل التضخم أو (٤) نسبة الإنفاق الحكومى للناتج المحلي الاجمالي.

ويقدم الجدول رقم (١) احصائيات وصفية ومعاملات ارتباط. وهناك نطاق واسع من التباينات فى تطور البنوك وسوق الأوراق المالية عبر العينة . فبينما نجد معدل الدوران فى تايوان ٣٤٠٪ من الناتج المحلي الاجمالي خلال ١٩٨٦-١٩٩٠ يبلغ معدل الدوران فى بنجلادش خلال نفس الأعوام ١,٣٪ . وبينما اقترضت بنوك تايوان ١٢٤٪ من الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الخاص خلال أعوام ١٩٩١-١٩٩٥ فقد أقرض الوسطاء المليون فى بيرو ٤٪ فقط خلال الفترة ١٩٨١-١٩٨٥. وبينما نجد أن النمو الاقتصادى مرتبط بصورة معنوية بنسبة الدوران، فهو غير مرتبط بدرجة معنوية بالائتمان المصرفى . كما أن الدوران مرتبط معنويا بالتطور البنكى.

٣- المنهجية

بينما يرى (Levine and Zervos (1998 أن تطور سوق الأوراق المالية والقطاع البنكى يعتبر منبىء قوى للنمو فإن نتائجهما لاتتضمن علاقة سببية بين القطاع المالى والنمو الاقتصادى. وللتحكم فى الآتية المحتملة ، فقد استخدما قيما مبدئية لتطور سوق الأوراق المالية والبنوك. ومع

ذلك فاستخدام قيم مبدئية من المتغيرات التفسيرية لا ينطوي فقط على خسارة فى الكفاءة (المعلوماتية) ، ولكن فقدان اتساق محتمل أيضا. وإذا كان السلوك المتعاصر للمتغيرات التفسيرية مهما للنمو الحالى ، فإننا نجازف بسوء القياس للمتغيرات التفسيرية الحقيقية باستخدام القيم المبدئية ، والتي يمكن أن تؤدي إلى تحيز تقديرات المعاملات. ومن ثم فإن استخدام الادوات المناسبة للقيم المتزامنة للمتغيرات التفسيرية يكون أفضل من استخدام القيم المبدئية.

ولتقييم العلاقة بين تطور اسواق الأوراق المالية ، وتطور البنوك والنمو الاقتصادى فى قائمة، استخدمنا مقدرات الطريقة العامة للعزوم (Generalized Method of Moments) GMM والتي طورها كل من:

Holtz- Eakin, Newey and Rosen(1990) , Arellano and Bond (1991) and Arellano and Bover (1995)

وذلك من أجل نماذج القوائم المتحركة (Dynamic Panel Models) ، ويمكن أن نكتب إنحدار النمو التقليدى عبر الدول كالتالى :

$$\gamma_{i,t} - \gamma_{i,t-1} = \alpha \gamma_{i,t-1} + \beta^1 x_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

حيث γ تمثل لوغاريتم الناتج المحلى الاجمالى الحقيقى للفرد ، x تمثل مجموعة المتغيرات التفسيرية ، بخلاف دخل الفرد المتباطىء من الناتج المحلى الاجمالى بما فى ذلك مؤشرات تطور اسواق الأوراق المالية والبنوك ، أما η فهي أثر غير مشاهد يعكس خصوصية الدولة ، ε فيمثل حد الخطأ، أما الرزمان السفليان t و $t-1$ فالأول يمثل الدولة والثانى يمثل الفترة الزمنية على التوالي. كما أننا نضمن متغيرات وهمية للزمن Time Dummies لتفسير الآثار الخاصة بالزمن. ويقترح (Arellano and Bond 1991) معادلة الفروق:

$$(\gamma_{i,t} - \gamma_{i,t-1}) - (\gamma_{i,t-1} - \gamma_{i,t-2}) = \alpha (\gamma_{i,t-1} - \gamma_{i,t-2}) + \beta^1 (x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (2)$$

وبينما يلغى الاعتماد على الفروق أثر خصوصية بالدولة ، فإنه يقدم تحيز جديدا ، من خلال انشاء حد جديد للخطأ $\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ وهذا الحد مرتبط بالمتغير التابع المتباطىء $\gamma_{i,t-1} - \gamma_{i,t-2}$ وبافتراض أن (1) حد الخطأ ، ε ليس مرتبطا بالتسلسل الزمنى (Serially Correlated) ، (ب) أن

المتغيرات التفسيرية خارجية بصورة ضعيفة (أى أن المتغيرات التفسيرية من المفترض ألا تكون مرتبطة بتحقيق حد الخطأ فى المستقبل) ويقترح Arellano and Bond شروط العزوم التالية :

$$E[\gamma_{i,t-s} (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ for } s \geq 2, t = 3, \dots, T \quad (3)$$

$$E[X_{i,t-s} (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ for } s \geq 2, t = 3, \dots, T \quad (4)$$

وباستخدام هذه الشروط للعزوم يقترح (1991) Arellano and Bond استخدام مقدرات الطريقة العامة للعزوم GMM ذات الخطوتين. فى الخطوة الاولى يفترض ان حدود الخطأ تكون مستقلة ذات تباين ثابت عبر الدول وعبر الزمن. فى الخطوة الثانية تستخدم القيم المتبقية من الخطوة الأولى لتكوين تقدير متسق لمصفوفة (التباين- التغاير) (Variance- Covariance Matrix) ، وبالتالي يخفف افتراضات الاستقلالية واطء التباين الثابت. اذن يصبح المقدّر ذو الخطوتين اكثر كفاءة فى التقارب مقارنة بالمقدّر ذى الخطوة الواحدة . إذن يمكن الاشارة إلى المقدّر الناتج عن الطريقة العامة للعزوم GMM المبني على تلك الشروط على أنه مقدّر الفروق. وهذا هو المقدّر الذى يستخدمه (2000) Rousseau and Wachtel ببيانات سنوية لاختبار العلاقة بين اسواق الأوراق المالية والبنوك والنمو الاقتصادى.

وهناك ، مع ذلك ، عيوب مفاهيمية وإحصائية لمقدّر الفروق . من الناحية المفاهيمية نحن نهتم كذلك بدراسة العلاقة عبر الدول Cross-Country بين تنمية القطاع المالى والنمو الاقتصادى، والتي استبعدت فى المقدّر المبني على الفروق ، وإحصائيا يرى كل من Alonso-Borrego and (1996) and Blundell and Bond (1998) أنه فى حالة المتغيرات التفسيرية الدائمة، تكون المستويات المبطة من تلك المتغيرات أدوات ضعيفة لمعادلة الانحدار فى الفروق. وهذا يؤثر على اداء العينة الصغيرة والاداء التقارى لمقدّر الفروق . وبالتقارب يتزايد تباين المعاملات . وفى العينات الصغيرة، تظهر تجارب Monte Carlo أن ضعف الادوات يمكن أن ينتج معاملات متحيزه. وأخيرا ، ربما يتفاقم التحيز بسبب اخطاء القياس فى المتغيرات من خلال انقاص نسبة الاشارة - الضوضاء (Signal-to-noise ratio) . انظر (Griliches and Hansman 1986)

وللتقليل من التحيزات ووعدم الدقة المحتملة والمرتبطة بمقدّر الفروق ، فإننا نستخدم مقدراً يربط فى نظام واحد الانحدار فى الفروق مع الانحدار فى المستويات (Arellano and Bover,

(1998 and Blundell and Bond 1995). كانت الأدوات بالنسبة للانحدار فى الفروق مثل ما اسلفنا . أما الادوات الخاصة بالانحدار فى المستويات فهى الفروق المبطة فى المتغيرات المناظرة. تلك أدوات مناسبة فى الافتراض الاضافى التالى : مع أنه من الممكن وجود ارتباط بين مستوى المتغيرات فى الجانب الأيمن مع الأثر الذى يعكس خصوصية الدولة فى المعادلة رقم (١) فإنه لا يوجد ارتباط بين الفروق فى تلك المتغيرات والتأثير الخاص بالدولة. ومع افتراض استخدام المستويات المبطة كأدوات فى الانحدار فى الفروق ، فإن الفرق الأكثر حداثة فقط هو الذى يستخدم كأداة فى الانحدار فى المستويات. واستخدام فروق مبطة إضافية ينتج عنه شروط عزوم كثيرة (Arellano and Bover , 1995) وبالتالي تصح شروطاً إضافية للعزوم للجزء الثانى من النظام (الانحدار فى المستويات) كالتالى :

$$E[(\gamma_{i,t-s} - \gamma_{i,t-s-1})(\eta_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \text{ for } s = 1 \quad (5)$$

$$E[(X_{i,t-s} - X_{i,t-s-1})(\eta_i + \varepsilon_{i,t})] = 0 \text{ for } s = 1 \quad (6)$$

حينئذ ، نستخدم شروط العزوم المذكورة فى المعادلات (٣) - (٦) مع تطبيق مقدر قائمة النظام لاستخراج تقديرات متسقة وكفء من المعلمات .

إن اتساق المقدر بالطريقة العامة للعزوم GMM يعتمد على سلامة الافتراض بأن حدود الخطأ لا تظهر الارتباط السلسلى، وعلى صلاحية الأدوات . ولمعالجة هذه القضايا نستخدم إختبارين للتحديد اقترحهما Blundell (1995) Arellano and Bover (1991), Arellano and Bond (1998)

أول هذين الاختبارين هو اختبار Sargan للقيود المحددة تحديدا زائدا ، والذى يقيس الصلاحية العامة للأدوات من خلال تحليل تناظر العينة لشروط العزوم المستخدمه فى عملية التقدير. والاختيار الثانى يفحص إفتراض أن حد الخطأ $\varepsilon_{i,t}$ ليس له ارتباطا سلسليا. إننا نختبر ما اذا كان حد الخطأ فى الفروق يأتى فى المرتبة الثانية فى الارتباط السلسلى (ومع البناء، من الممكن أن يأتى حد الخطأ فى الفروق مرتبطا ارتباطا سلسليا من المرتبة الاولى وحتى لو لم يكن حد الخطأ الاصلى كذلك) والفشل فى رفض الفرضية العدمية لكلا الاختبارين يدعم النموذج.

ويظهر كل من مقدر الفروق ومقدر النظام مشكلات معينة حينما يتم تطبيقهما على عينات

ويظهر كل من مقدر الفروق ومقدر النظام مشكلات معينة حينما يتم تطبيقهما على عينات تحتوي على عدد قليل من الوحدات المقطعية Cross-Section Units . وكما اوضح كل من : Arellano and Bond (1991) and Blundell and Bond (1998) فإن الاخطاء المعيارية التقاربية للمقدرات ذات الخطوتين تتجه للتحيز لأسفل، ومع ذلك فإن المقدر ذا الخطوة الواحدة ، يكون غير كفء في التقارب بالمقارنة مع المقدر ذي الخطوتين حتى في حالة حدود الخطأ ذات التباين الثابت. وبالتالي فبينما تكون تقديرات المعامل للمقدر ذي الخطوتين أكثر كفاءة من حيث التقاربية، فإن الاستنتاجات التي يتم التوصل اليها من الاخطاء المعيارية ذات الخطوة الواحدة ربما يعتمد عليها أكثر. وهذه المشكلة تتفاقم حينما يكون عدد الأدوات مساويا أو أكثر من عدد الوحدات المقطعية. وهذا الأمر يؤدي إلى تحيز بالاطاء المعيارية واختبار Sargan إلى اسفل وربما ينتج عن ذلك استنتاجات تقاربية متحيزة.

إننا نعالج هذه المشكلة بأسلوب ثلاثي: أولا ، ندرس نتائج المرحلة الأولى، وبينما تكون تقديرات المعامل أقل كفاءة ، فإن الاخطاء المعيارية التقاربية تكون غير متحيزة . ثانيا ، لقد أضفنا عددا محدودا من المتغيرات الحاكمة (Control Variables) في نفس الوقت . وبصفة خاصة، ومن اجل مجموعة معلومات السياسة المشروطة، نضيف فقط متغيرا سياسيا اضافيا واحدا في كل مرة، بدلا من إضافتهم معا في نفس الوقت مثلما يحدث في انحدارات النمو العادي عبر الدول، هذا الأمر يخفض عدد الأدوات لأقل من عدد المشاهدات المقطعية. ومن خلال الحفاظ على مجموعة الأدوات صغيرة فإننا نقلل من مشكلة المبالغة في الملاءمة ونزيد من الثقة التي يتمتع بها مقدر النظام ذو الخطوتين الأكثر كفاءة.

ثالثا ، إننا نستخدم تحديد بديل للأدوات المطبقة في مقدر النظام ذي الخطوتين. يعالج مستخدمو مقدر الفروق والنظام شروط العزوم كما تطبيق في فترة زمنية معينة ، وهذا يوفر هيكلا للتباين- التغاير أكثر مرونة لشروط العزوم لأن تباين شروط العزوم لايفترض ان تكون متطابقة عبر الزمن (Ahn and Schmidt 1995) . ويعيب هذا المدخل أن عدد الشروط المحددة للغاية تزداد بشكل مفاجيء كلما ازداد عدد الفترات الزمنية . وبالتالي، يتجه هذا المقدر النموذج ذو الخطوتين لاحداث أخطاء معيارية مبالغ في ملاءمتها ومحتمل تحيزها. ولتحديد عدد الشروط المبالغ في تحديدها نميل الى اتباع ما رآه كل من (Calderon, Chang and Loayza2000) ونطبق كل

شرط للعزوم على كل الفترات المتاحة وهذا يخفض من تحيز المبالغة فى الملاءمة (أو جودة التوفيق) للمقدّر ذى الخطوتين . ومع ذلك ، فإن تطبيق هذا المقدّر المعدل يقلل عدد فترات العينة بمقدار واحد . وبينما فى المقدّر المعيارى DPD يستخدم المتغير الوهمى للزمن والثابت كأدوات للفترة الثانية ، فإن هذا المقدّر المعدل لا يسمح باستخدام الفترتين الاولى والثانية، وبينما نفقد فترة ، فإن تحديد Caideron, Chon and Loayza (2000) يقلل من تحيز المبالغة فى الملاءمة وبالتالي يسمح باستخدام مقدّر نظام متسق ذات تباين غير ثابت .

٤- النتائج

تشير النتائج التى توصل اليها جدول رقم (٢) أن (١) تطور اسواق الأوراق المالية والبنوك كليهما له تأثير ايجابى قوى احصائيا واقتصاديا على النمو الاقتصادى ، (٢) هذه النتائج ليست بسبب التحيز الأتى أو المتغيرات المحذوفة أو الآثار التى تعكس خصوصية الدولة . وقيم P بين الأقواس هى من المقدّر ذى الخطوتين . أما النجوم فى جدول (٢) فتشير إلى معنوية المعاملات على متغيرات سوق الأوراق المالية والبنوك على أساس الاخطاء المعيارية ذات الخطوة الواحدة . وبالتالي، فإن جدول (٢) يظهر أهمية تطور سوق الاوراق المالية والبنوك لكل من المقدّرين ذى الخطوتين وذى الخطوة الواحدة^(٨).

ويدخل معدل الدوران والائتمان البنكى بمعنوية (عند مستوى ١٪) وبصورة ايجابية فى كل الانحدارات الخمسة مستخدمة المقدّر ذى الخطوتين. ومع ذلك فالمقدّر ذو الخطوة الواحدة يشير إلى أن الائتمان المصرفى لا يدخل دائما بقيمة (P) أقل من ١٠ . وعلى وجه الخصوص، لا يدخل الائتمان المصرفى بصورة معنوية عند التحكم فى آثار التجارة الحرة او التضخم^(٩). ومع ذلك، فحتى مع المقدّر ذى الخطوة الواحدة فإن المؤشرات المالية تدخل دائما معا بمعنوية . وتشير اختبارات التحديد إلى أننا لانستطيع رفض الفرضية العدمية بأنه لا يوجد ارتباط سلسلى فى حد الخطأ للفروق وأن أدواتنا تعتبر مناسبة .

إن نتائج الخطوتين فى جدول (٢) ليست معنوية احصائيا فقط بل واقتصاديا أيضا. فإذا كان معدل الدوران فى المكسيك عند متوسط دول OECD (٦٨٪) بدلا من المتوسط الفعلى (٣٦٪) خلال الفترة ١٩٩٦-١٩٩٨ ، لكنت نسبة الزيادة ٦٠ . نقطة مثوية أسرع سنويا. وبالمثل

نسبة الزيادة بمقدار 0.8 . نقطة مئوية أسرع سنويا^(١٠) . وتعتبر هذه النتائج ان تطور كلا من البنوك واسواق الأوراق المالية ذات تأثير قوى على النمو الاقتصادي . ولأن المقدّرين ذوى الخطوة الواحدة والخطوتين يتوصلان لنتائج مختلفة حول التأثير المستقل للبنوك على النمو الاقتصادي، فإننا نختبر طريقة كل من Calderon , Chang and Loayza (2000) للحد من مشكلة المبالغة فى الملاءمة التى يقدمها المقدّر ذو الخطوتين للحصول على أخطاء معيارية متسقة ذات تباين غير ثابت. ويعكس ماجاء فى جدول رقم (٢) فإننا نذكر فقط مستويات المعنوية للمقدّر ذى الخطوتين فى جدول رقم (٣) لأنه ليس لدينا مشكلة المبالغة فى الملاءمة أو جودة التوفيق.

وتسجل كل من سيولة اسواق الأوراق المالية والتطور البنكى فى انحدارات النمو بصورة معنوية فى جدول رقم (٣) باستثناء وضع التحكم فى أثر التجارة الحرة . وفى الانحدار عندما يتم التحكم فى أثر التجارة الحرة يسجل الائتمان المصرفى بقيمة P أقل من 0.05 . ولكن معدل الدوران يصبح غير معنوى . ومع ذلك فحتى مع هذا الانحدار فإنهم ينضمون معا بمعنوية. ومع ذلك يدخل كل من تطور البنوك وأسواق الأوراق المالية، بصورة مستقلة بمعنوية فى الانحدارات الأربعة الأخرى. وبصورة عامة توضح هذه النتائج وجود علاقات مستقلة بين النمو وكل من سيولة اسواق الأوراق المالية (معدل الدوران) وتطور البنوك (الائتمان المصرفى) وقد توصل كل من Calderon, Chong and Loayza (2000) نتيجة تعديل المقدّر المعيارى ذى الخطوتين الى كل من اخطاء معيارية متسقة واطفاء معيارية متسقة وذات تباين غير ثابت كما تظهرها نتائج الجدول رقم(٣) . ويحدث هذا على حساب تخفيض حجم مصفوفة المتغيرات المساعدة (Instrumental Variable Matrix). وحيث إن الانحدارات فى الجدول رقم (٣) تجتاز اختبار Sargan واختبار الارتباط السلسلى، يبدو أن هذا المقدّر المعدل ذا نظام الخطوتين يسفر عن تقييم مفيد وواضح لعلاقة سوق الأوراق المالية والبنوك والنمو .

٥- الخاتمة :

فى النهاية، ترفض النتائج بشدة فكرة أن التنمية المالية الشاملة غير ذات أهمية أو تضر بالنمو الاقتصادي . وباستخدام تحديدات مكونة من ثلاثة قوائم بديله ، فإن البيانات ترفض الفرضية التى تقول إن التنمية المالية غير مرتبطة بالنمو. ويدخل تطور أسواق الأوراق المالية والبنوك معا فى كل إنحدارات النمو بمعنوية مع استخدام مجموعات من المعلومات المشروطة

البديلة، ومقدّرات من القوائم البديلة، وهكذا فبعد التحكم فى تأثيرات خصوصيات الدول والنمو المحتمل من الداخل، تصبح البيانات متسقة مع النظريات التى تؤكد على الدور الهام والايجابى للتنمية المالية فى عملية النمو الاقتصادى.

لقد قدمت هذه الورقة ايضا تقييما للتأثير المستقل لكل من تطور اسواق الأوراق المالية وتطور البنوك على النمو الاقتصادى . وبصفة عامة فقد وجدنا أنه عبر مختلف أساليب التقدير وعبر متغيرات التحكم المختلفة أن كلا من أسواق الأوراق المالية والبنوك تدخل فى إنحدارات النمو بصورة معنوية. فمثلا مع استخدام مقدر النظام التقليدى ذى الخطوتين ، تدخل كل من سيولة اسواق الأوراق المالية وتطور البنوك إلى انحدارات النمو بمعنوية بغض النظر عن متغيرات التحكم ، وبالمثل، مع مقدر البديل ذى الخطوتين الخاص بكل من Calderon, Chong , and Loayza (2000) والذى يخفف من مشكلة المبالغة فى الملاءمة وهو ما يتصف به المقدر ذو الخطوتين ولكنه يتوصل فى النهاية الى اخطاء معيارية متسقة ذات تباين غير ثابت، فإننا نجد فى هذه الحالة أن كلا من سيولة اسواق الأوراق المالية وتطور البنوك تدخل إنحدارات النمو بمعنوية باستثناء واحد. وتبين هذه النتائج أن اسواق الأوراق المالية تقدم خدمات مالية متعددة من البنوك أو أن الارتباط المتعدد (Multicollinearity) يؤدي إلى نتائج جوهريه معا ولكنها لا تؤدي الى نتائج حيث يدخل كلاهما إنحدار النمو بصورة معنوية. ومع ذلك فإن المقدر ذا الخطوة الواحدة يقدم تقييما اكثر حذراً . وفى اثنين من الحالات المحددة الخمس يدخل مؤشر تنمية ماليه واحد فقط ، بشكل مستقل بصورة معنوية. وبينما نفسر معظم النتائج باعتبار أن كلا من الأسواق والبنوك محفزة للنمو الاقتصادى بصورة مستقلة . ربما تقود نتائج الخطوة الواحدة بعض القراء إلى التوصل لأن التنمية المالية الشاملة ذات شأن للنمو ولكنه من الصعب تحديد المؤسسات المالية المعنية المرتبطة بالنجاح الاقتصادى.

واقتصاديا ، ترى نتائج هذه الورقة أنه من المهم استخدام تحديدات بديلة لمقدر قائمة النظام حين سرد الاستنتاجات فالمقدر ذو الخطوتين يشير إلى اخطاء معيارية متسقة وذات تباين غير ثابت، ولكنه ربما يؤدي إلى اخطاء معيارية تحيز للأسفل فى العينات الصغيرة، ويظهر المقدر ذو الخطوة الواحدة أخطاء معيارية متسقة ، ولكنه لايسجل اخطاء معيارية ومتسقه وذات تباين غير ثابت وهى هامة فى إنحدارات النمو الاقتصادى، أما تعديل Calderon , Chong and Loayza (2000) للمقدر المعيارى للنظام ذى الخطوتين فينتج عنه كل من الاخطاء المعيارية المتسقة والأخطاء المعيارية

المتسقة وذات التباين غير الثابت، ولكنها تفعل ذلك من خلال خفض مكون المعلومات فى مصفوفة المتغيرات المساعدة. وفى العينات الصغيرة، يبدو أن هذا المقياس المعدل يقدم حلا وسطا مقبولا ، خاصة اذا كان النظام يجتاز اختبارات Sargan والارتباط السلسلى.

الهوامش

(١) انظر (1999)Huybens and Smith (1998)Boyd and Smith (1997), Levine

and Demirguc-Kunt and Levine (2001)

(٢) انظر (2001) Harris and Levine (1997) دراسات عبر الدول لأسواق الأوراق المالية

والنمو الاقتصادى باستخدام متغيرات مساعدة. كذلك انظر (1993) Atje and Jovanovic

(٣) تقوم الورقة كذلك بتحسين الجهود السابقة من خلال إعداد بيانات حول أسواق الأوراق

المالية وتطور البنوك بدقة اكثر، اما مؤشرات التنمية المالية فغالبا ماتقاس فى نهاية الفترة. ومؤشرات التنمية المالية هذه، مع ذلك ، غالبا ماتقسم على الناتج المحلى الاجمالى، والذى يقاس عبر الفترة. وتقليديا ، لم يعالج الباحثون بدقة التحيز الذى ينشأ حين اتخاذ نسبة متغير الارصدة (Stocks) المقاس فى نهاية الفترة ومتغير التدفق Flow المقاس عبر الفترة . هذا التحيز ربما يكون

قويا بصفة خاصة فى الدول ذات التضخم العالى . واذا اتبعنا Levine, Loayza , and Beck فإننا نكش متغيرات الارصدة (2000) and Beck, Demirguc-Kud and Levine (2000) بواسطة مكشآت نهاية الفترة ، ومتغيرات التدفق بواسطة مكش للفترة كلها. ثم نأخذ بعد ذلك متوسط متغير الارصدة الحقيقية فى الفترة t والفترة $t-1$ ونربطها بمتغير التدفق الحقيقى للفترة t

(٤) لاحظ أننا نستخدم ثلاث مشاهدات فقط فى الفترة الاخيرة .

(٥) وبالتالي ، فإن الفترة الأولى تغطى السنوات ١٩٧٦-١٩٨٠ أما الفترة الثانية فتغطى

السنوات ١٩٨١-١٩٨٥ وهكذا ، وتشمل الفترة الأخيرة سنوات ١٩٩٦-١٩٩٨ واخذت البيانات

المالية من Beck, Demirguc - Kunt and Levine(2000)

(٦) لقد جربنا مع مقاييس اخرى . القيم المتداولة تساوى قيمة تداول الاسهم المحلية فى

سوق الأوراق المالية مقسومة على الناتج المحلى الاجمالى . وتنطوى قيمة التداول على خطرين

محتملين. أولا ، أنها لا تقيس سيولة السوق . وأنها تقيس التداول بالنسبة لحجم الاقتصاد . ثانيا ،
 وبما أن الأسواق تنظر للأمام فهي تتوقع نموا اقتصاديا أكبر من خلال ارتفاع اسعار الاسهم. وحيث
 أن قيمة التداول نتاج الكمية والسعر، فهذا المؤشر يمكن ان يرتفع دون زيادة فى عدد الصفقات ،
 أما معدل الدوران فلا يعانى من هذا النقص طالما أن البسط والمقام يشملان السعر . كما أخذنا فى
 الاعتبار رسمله السوق ، والتي تساوى قيمة الأسهم المسجلة مقسومة على الناتج المحلى الاجمالى ،
 وعيبه الرئيسى أن النظرية لا ترى أن مجرد تسجيل الأسهم سيؤثر على تخصيص الموارد والنمو .
 ويشير Levine and Zervos (1998) إلى أن رسملة السوق مؤشر جيد للتنبؤ بالنمو الاقتصادى.
 وتؤكد نتائجنا هذا الاستنتاج . وتلك النتائج متاحة عند طلبها .

(٧) هذا هو نفس مؤشر التطور البنكى الذى استخدمه Levine and Zervos (1998)

(٨) لا تدخل أى من المتغيرات التفسيرية الأخرى بمعنوية فى الانحدارات ذات الخطوة الأولى.

(٩) هذه النتائج تتسق مع النتائج التى توصل اليها Boyd, Levine and Smith (2000)

من أن التضخم يمارس تأثيرا سلبا على التنمية المالية .

(١٠) لقد حسبنا ذلك من خلال استخدام المعاملات الأقل عبر الأعمدة الخمسة ١٩٥٨ ، ٠ فى

حالة معدل الدوران وكذلك ٥٣٨ ، ٠ فى حالة الائتمان المصرفى.

(١) فى الانحدار ، هذا المتغير وارد كلوغارتم (متغير)

الجدول رقم (١)
احصائيات مختصرة
١٩٩٨-١٩٧٥

احصاءات وصفية

النمو الاقتصادي	معدل الدوران	الائتمان المصرفي	
١,٨٩	٤١,٥٤	٥٠,٠٠	المتوسط
٨,٥٧	٣٤٠,٠٢	١٢٤,٣٨	الاقصى
٤,٧٧	١,٣١	٤,١٣	الادنى
٢,٢٣	٤٢,٩١	٢٨,١٦	الانحراف المعياري
١٤٦	١٤٦	١٤٦	المشاهدات

الارتباطات

النمو الاقتصادي	معدل دوران رأس المال	الائتمان المصرفي	
١			النمو الاقتصادي
(٠,٠٠١)			
٠,٣٨	١		معدل الدوران
(٠,٠٠١)			
٠,١١	٠,٤١	١	الائتمان المصرفي
(٠,١٩٤)	(٠,٠٠١)		

قيم P مذكورة بين الأقواس

جدول رقم (٢)
أسواق الأوراق المالية والبنوك والنمو

٥	٤	٣	٢	(١)	المتغيرات التفسيرية
٠,١٥٦-	١,٠٦٢-	٤,٠٩٥-	١,٧٥٧-	٠,٧٧٤-	الثابت
(٠,٨٥٥)	(٠,٢٦٥)	(٠,٠٤٨)	(٠,٠٩٠)	(٠,٥٧٠)	
٠,٣٨٤-	٠,١٨٩-	٠,٢٤٢-	٠,٣٥٠-	٠,٧١٧-	لوغاريتم دخل الفرد المبدئي
(٠,٠٠١)	(٠,٣٥٦)	(٠,٢٩١)	(٠,٠٩٩)	(٠,٠٠٨)	
١,٦٢٩-	١,٢٩٧-	١,٤٩٢-	١,١٥٦-	٠,٣٨٨-	متوسط سنوات الدراسة ^(٢)
(٠,٠١٣)	(٠,٠٤٠)	(٠,٠٧٦)	(٠,١١١)	(٠,٦٤٦)	
			٠,٠٧٣-		الاستهلاك الحكومي ^(١)
			(٠,٨٦٨)		
		٠,٦٧٩			حرية التجارة ^(١)
		(٠,٠٤٥)			
	٠,٣٥٠-				معدل التضخم ^(٢)
	(٠,٢٥٧)				
٠,٥٤٩					علاوة السوق السوداء ^(٢)
(٠,٤٤٤)					
* ١,٠٤٥	٠,٥٣٨	٠,٩٧٧	** ١,٥٣٩	*** ١,٧٥٦	الائتمان المصرفي ^(١)
(٠,٠٠١)	(٠,٠٠١)	(٠,٠٠١)	(٠,٠٠١)	(٠,٠٠١)	
*** ١,٥٠١	*** ١,٦٦٧	*** ١,٥٢٢	*** ١,٠٧٨	** ٠,٩٥٨	معدل الدوران ^(١)
(٠,٠٠١)	(٠,٠٠١)	(٠,٠٠١)	(٠,٠٠١)	(٠,٠٠١)	
٠,٦٥٦	٠,٥٥٨	٠,٤٥٢	٠,٦٠٢	٠,٤٨٨	اختبار سارجان ^(٣) (قيمة P)
٠,٣٣٥	٠,٢٧٢	٠,٢٧٥	٠,٤٥٦	٠,٥٩٥	اختبار الارتباط السلسلي ^(٤) (قيمة P)
*** ٠,٠٠١	*** ٠,٠٠١	*** ٠,٠٠١	*** ٠,٠٠١	*** ٠,٠٠١	اختبار wald للمعنوية المشتركة (قيمة P)
٤٠	٤٠	٤٠	٤٠	٤٠	الدول
١٤٦	١٤٦	١٤٦	١٤٦	١٤٦	المشاهدات

(٢) في الانحدار هذا المتغير وارد كلوغاريتم (١+متغير)

(٣) الفرضية العدمية هي أن الادوات المستخدمة لا ترتبط بالقيم المتبقية

(٤) الفرضية العدمية هي أن الاخطاء في انحدار الفروق الأولى لا تنطوي على ارتباط سلسلي من المرتبة الثانية

*, **, *** تشير إلى المعنوية عند مستوى ١٠٪، ٥٪، ١٪ في انحدار المرحلة الأولى.

جدول رقم (٣)
اسواق الأوراق المالية والبنوك والنمو- مقدر GMM البديل

(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	المتغيرات التفسيرية
١,٨٨٤	٣,١١٣	٤,٥٨٢	٦,١٥٦	١,٨٩٨	الثابت
(. ,٤٣٠)	(. ,١٨٩)	(. ,٦٨٥)	(. ,١٨٢)	(. ,٣٩٤)	
-٠,٧٢٣	-٠,٦١٩	-٠,٢٩٩	-٠,٠٤٨	-٠,٦٨٣	لوغاريتم دخل الفرد المبدئي
(. ,٢٣٩)	(. ,٢٤٩)	(. ,٦٩١)	(. ,٩٤٥)	(. ,٢٧٥)	
٢,٩٧٩	٣,٢٢١	٤,٠٠٨	٣,٧٣٨	٣,٠٠٤	متوسط سنوات الدراسة ^(٢)
(. ,٢٨٣)	(. ,١٥٧)	(. ,١٦٨)	(. ,١١٩)	(. ,٢٧٧)	
			٢,٥٨١		الاستهلاك الحكومي ^(١)
			(. ,١١١)		
		-٠,٦٩٣			حرية التجارة ^(١)
		(. ,٧٥٣)			
	١,٩٧٦				معدل التضخم ^(٢)
	(. ,٠٧٩)				
-٠,٠٦٩					علاوة السوق السوداء ^(٢)
(. ,٩٦٦)					
٢,٢٦٢	١,٩٥٤	٢,١٣٣	١,٧٦٢	٢,٢٠٢	الائتمان المصرفي ^(١)
(. ,٠٠١)	(. ,٠٠٣)	(. ,٠٤٨)	(. ,٠٢٥)	(. ,٠٠١)	
١,٠٥٨	٠,٩٥٠	٠,٧٣٦	٠,٩٤٤	٠,٩٩٣	معدل الدوران لرأس المال ^(١)
(. ,٠١٤)	(. ,٠٠٨)	(. ,١٧٢)	(. ,٠٦٤)	(. ,٠١٢)	
-٠,٥٥٢	-٠,٦٩٨	-٠,٦٤٩	-٠,٥٥٤	-٠,٤٤٨	اختبار سارجان ^(٣) (قيمة P)
-٠,٥٠٧	-٠,٤٢٢	-٠,٥٢٨	-٠,٧٥٢	-٠,٥٥٨	اختبار الارتباط السلسلي ^(٤) (قيمة P)
-٠,٠٠١	-٠,٠٠١	-٠,٠١٨	-٠,٠٠٢	-٠,٠٠١	اختبار wald للمعنوية المشتركة (قيمة P)
٤٠	٤٠	٤٠	٤٠	٤٠	الدول
١٠٦	١٠٦	١٠٦	١٠٦	١٠٦	المشاهدات

(١) في الانحدار ، هذا المتغير وارد كلوغاريتم (متغير)

(٢) في الانحدار هذا المتغير وارد كلوغاريتم (١+متغير)

(٣) الفرضية العدمية هي أن الادوات المستخدمة لارتباط بالقيم المتبقية

(٤) الفرضية العدمية هي أن الاخطاء في انحدار الفروق الأولى لانتطوى على ارتباط سلسلي من المرتبة الثانية

* , ** , *** تشير إلى المعنوية عند مستوى ١٠٪ ، ٥٪ ، ١٪ في انحدار المرحلة الأولى .

جدول رقم (٤)

قائمة الدول

النرويج	اليونان	استراليا
باكستان	الهند	النمسا
بيرو	اندونيسيا	بنجلاديش
الفلبين	اسرائيل	بلجيكا
البرتغال	ايطاليا	البرازيل
جنوب افريقيا	جاميكا	كندا
السويد	اليابان	شيلي
تايوان	الاردن	كولومبيا
تايلاند	كوريا	الدنمارك
الولايات المتحدة	ماليزيا	مصر
اورجواى	المكسيك	فنلندا
فنزويلا	هولندا	فرنسا
زيمبابوى	نيوزيلاند	المانيا
		بريطانيا

References

Ahn, Seung and Schmidt, Peter, "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data", **Journal of Econometrics**, 1995, **68**, pp, 5-27.

Allen, Franklin and Gale, Douglas. **Comparing Financial Systems**. Cambridge, MA: MIT Press, 2000.

Alonso-Borrego, C. and Arellano, Manuel, "Symmetrically Normalised Instrumental Variable Estimation Using Panel Data, " **CEMFI Working Paper No. 96 12**, September 1996.

Arellano, Manuel and Bond, Stephen. "Some Tests of Specification for Panel Data :Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," **Review of Economic Studies** 1991. **58**, pp. 277-297.

Arellano, Manuel, and Bover, Olympia, "Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models, " **Journal of Econometrics** 1995, **68**. pp. 29-52.

Arestis, Philip; Demetriades, Panicos O; and Luintel, Kul B,"Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets," **Journal of Money, Credit, and Banking**, 2001, **33** , pp.16-41.

Atje, R.and Jovanovic, B,"Stock Markets and Development, " **European Economic Review**, 1993, **37**, pp. 632-40.

Beck, Thorsten; Demirguc- Kunt, Asli; Levine, Ross. "A New Database on Financial Development and Structure" **World Bank Economic Review** **14**, 2000, 597-605.

Beck, Thorsten; Levine, Ross; and Loayza, Norman , " Finance and the Sources of Growth" , **Journal of Financial Economics**, 2000, **58** (1).

Bencivenga, Valerie R. and Smith, Bruce D. " Financial Intermediation and Endogenous Growth," **Review of Economic Studies** 1991, **58**, pp. 195-209.

Bencivenga, Valerie R; Smith, Bruce D. and Starr, Ross M. "Transaction Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth". **Journal of Economic Theory** 1995, **67**(1), pp. 53-117.

Bhide, Amar, "The Hidden Costs of Stock Market Liquidity." **Journal of Financial Economics**, August 1993, 34(1), pp. 1-51.

Blundell, Richard and Bond, Stephen, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," **Journal of Econometrics**, 1998, 87, pp. 115-43.

Boyd, John H. and Prescott, Edward C. "Financial Intermediary-Coalitions," **Journal of Economic Theory**, April 1986, 38(2), pp.211-32.

Boyd, John H; Levine, Ross; and Smith, Bruce D. "The Impact of Inflation on Financial Sector Performance." **Journal of Monetary Economics**, 2000, forthcoming.

Calderon, Cesar, Chong, Alberto; and Loayza, Norman, "Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries," **World Bank Research Policy Working Paper 2398**, July 2000.

Demirguc-Kunt, Asli and Levine , Ross. "Financial Structures and Economic Growth. A Cross- Country Comparison of Banks, Markets and Development", Cambridge, MA: MIT Press, 2001.

Demirguc-Kunt, Asli and Maksimovic , Vojislav. "Law, Finance , and Firm Growth," **Journal of Finance**, December 1998, 53(6), pp.2107-2137.

Griliches, Zvi, and Hausman, Jerry A. "Errors in Variables in Panel Data," **Journal of Econometrics**, 1986, 31, pp.93-118.

Harris, Richard D.F. "Stock Markets and Development: A Re-assessment," **European Economic Review**, 1997,41,pp.139-46.

Holtz-Eakin, D.; Newey, W, and Rosen, H. "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data," **Econometrica**, 1990, 56 (6), pp. 1371-1395.

Huybens, Elisabeth, and Smith, Bruce, "Inflation, Financial Markets, and Long-Run Real Activity", **Journal of Monetary Economics**, 1999, 43, pp. 283-315.

Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Co-Integrating Vectors," **Journal of Economic Dynamics and Control**, 1988. 12, pp. 231-54.

King, Robert G. and Levine, Ross, "Finance and Growth : Schumpeter Might

Be Right." **Quarterly Journal of Economics**, August 1993a, **108**(3), pp.717-38.

King , Robert G. and Levine, Ross. "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence," **Journal of Monetary Economics**, December 1993b, **32** (3), pp.513-42.

Levine, Ross, "Stock Markets , Gowth and Tax Policy," **Journal of Finance**, 19991, **46**, 1445-65.

Levine, Ross, "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda," **Journal of Economic Literature**, June 1997, **35**(2), pp.688-726.

Levine, Ross. "The Legal Environment , Banks and Long-Run Economic Growth," **Journal of Money, Credit, and Banking**, August 1998, **30**(3pt.2) , pp. 596-613.

Levine, Ross, "Law, Finance and Economic Growt", **Journal of Financial Intermediation**. 1999, **8**(1/2), pp.36-67.

Levine, Ross, "Napoleon, Bourses, and Growth: With A Focus on Latin America," in **Market Augmenting Government**, Eds. Omar Azfar and Cadwell. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press, forthcoming 2001.

Levine, Ross; Loayza, Norman; and Beck, Thorsten, "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", **Journal of Monetary Economics**, 2000, **46**, pp.31-77.

Levine, Ross and Zervos, Sara, " Stock Markets , Banks, and Economic Growth," **American Economic Review**, June 1998, **88**(3), pp.537-58.

Rousseau, Peter L. and Wachtel, Paul, "Financial Intermediation and Economic Performance: Historical Evidence from Five Industrial Countries," **Journal of Money, Credit, and Banking** November 1998, **30**(4), pp. 657-78.

Rousseau, Peter L. and Wachtel, Paul, "Equity Markets and Growth: Cross-Country Evidence on Timing and Outcomes, 1980-1995, **Jourtnal of Business and Finance**, November 2000, **24**, pp.1933-57.

Stiglitz, Joseph. E. "Credit Markets and the Control of Capital," **Journal of Money , Credit and Banking** 1985, **17**.pp.133-52.