فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال دوّم، شماره‌ی ۷، پاییز ۱۳۹۲
صفحات: ۸۶-۶۳

ارزیابی تأثیر همزمان و مجزای شاخص‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی: کاربرد مدل پانل پویای دو مرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند

سعید صمدی[۱]
رحمان خوش اخلاق[۲]
سید پرویز جلیلی‌کامجو[۳*]
هادی امیری[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۲/۲۵

چکیده

توسعه مالی و بانکی از اصلی‌ترین کلیدهای دستیابی به رشد بلندمدت از طریق شفافیت و گسترش اطلاعات، شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کسب و کار، کاهش هزینه مبادلات، افزایش کارایی بازارها، متنوع‌سازی، کاهش و پوشش ریسک، تجهیز پس اندازها، جذب سرمایه‌های سرگردان و خُرد و تسهیل جریان تخصیص بهینه منابع می‌باشد. هدف از توسعه بازارهای بانکی و بازارهای مالی که در دهه‌های اخیر کشورهای در حال توسعه و بخصوص کشورهای درحال گذار شدیدا آن را دنبال می‌کنند، ایجاد ارتباط بین این دو بخش و تقویت بخش تولید، به‌عنوان بخش حقیقی اقتصاد می‌باشد. با توجه به این مهم در این مقاله با بهره‌گیری از رویکرد تحلیل حساسیت در چهار مدل مجزا به ارزیابی تأثیر انفرادی و همزمان شاخص‌های توسعه بانکی (بازار پول) و شاخص‌های توسعه مالی (بازار سهام) بر رشد تولید ناخالص داخلی (بخش حقیقی اقتصاد) خواهیم پرداخت. به‌منظور نیل به این هدف ما از مدل پانل پویا (DPD) به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و تخمین‌زن‌های آرلانو- باور/ بوندل – باند دو مرحله‌ای در طی دوره ۲۰۱۰- ۱۹۹۵ برای ۳۲ کشـور که علاوه بر ایـران شامل کشورهای درحال‌توسعه و نوظهور می‌باشد، بهره خواهیم برد. نتایج مدل حاکی از تاثیر مثبت و معنی‌دار شاخص‌های پولی، مالی و متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد تولید ناخالص داخلی در مدل‌های همزمان و مدل‌های مجزاست. کنترل شاخص‌های پولی، مالی و شاخص‌های اقتصاد کلان به‌صورت مجزا در چهار مدل متفاوت تأثیری بر معنی‌داری یا تغییر علامت سایر متغیرها ندارد و ثبات علامت در هر چهار مدل وجود دارد که علاوه بر آزمون‌های والد، سارگان و آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم نشان از تصریح درست مدل اقتصادسنجی دارد.

کلید واژه‌ها: شاخص‌های پولی- مالی، آرلانو- باور/ بوندل – باند دو مرحله‌ای، پانل پویای GMM.
طبقه‌بندی JEL: E 44, O16, C33.

۱. دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان **Email:** samadi_sa@yahoo.com
۲. استاد دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان **Email:** rahmankh44@yahoo.com
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان(*نویسنده مسئول) **Email:** parviz.jalili@gmail.com
۴. استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان **Email:** amiri_66@gmail.com

مقدمه

توسعه مالی و بانکی از اصلی‌ترین کلیدهای دستیابی به رشد بلندمدت از طریق شفافیت و گسترش اطلاعات، شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کسب و کار، کاهش هزینه مبادلات، افزایش کارایی بازارها، متنوع‌سازی، کاهش و پوشش ریسک، تجهیز پس‌اندازها، جذب سرمایه‌های سرگردان و خُرد و تسهیل جریان تخصیص بهینه منابع می‌باشد.

در طی چهار دهه اخیر مطالعات نظری گسترده‌ای در زمینه رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی و توسعه بانکی و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف بخصوص کشورهای درحال‌توسعه و درحال‌گذار صورت گرفته است و نتایج متفاوتی حاصل شده است. اقتصاددانانی چون هیکس و شومپیتر بر توسعهٔ بازارهای مالی تأکید کرده و آن را موتور و جزء لاینفک هر فرآیند رشد اقتصادی عنوان کردند. نظریه‌های رشد کلاسیک‌های جدید (لوکاس، رومر، ریبلو، گراسمنوهلپمن)[1] نیز بر اهمیت تأثیر توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی تأکید کرده و معتقدند که کارکردهای مالی از دو کانال، نرخ انباشت سرمایه و نرخ ابداعات تکنولوژی، بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند (عصاری و دیگران، ۱۳۸۷). تجارب کشورهای مختلف و مطالعات تجربی متعدد در این زمینه نیز بیان‌کننده‌ی این واقعیت است که توسعه‌ی بخش مالی اثر خالص و مثبتی بر پس‌انداز، تشکیل سرمایه و رشد اقتصادی داشته است (Levine, 1997).

مطالعات اخیر به روشنی نشان داده است که تأثیر همزمان متغیرهای پولی و مالی قوی‌تر از تأثیر مجزا بوده است (Naceur&Ghazouani, 2007). ارتباط نظری میان توسعه مالی و رشد اقتصادی به مطالعه شومپیتر (1934Schumpeter, 1934) مربوط می‌شود. وی خدمات واسطه گریمالی را از ملزومات اساسی توسعه اقتصادی تلقی می‌کند. بوید و پرسکات (boyd& Prescott,1986) بیان می‌کنند که بانک‌ها نابرابری‌های اطلاعاتی را کاهش داده و بنابراین تخصیص منابع را آسان‌تر می‌کند در حالی‌که استیگلیتز (Stiglitz,1985) و باید (Bhide,1993) معتقدند که در بهبود تخصیص منابع و حکمرانی شرکتی، بانک‌ها بسیار کاراتر از بازارهای سهام عمل می‌کنند. البته ساندراراجان و بالینو (۱۹۹۱) بر اساس تجربه کشورهای مختلف نشان دادند که توسعه سیستم مالی و بانکی در صورتی اثربخش خواهد بود که مقامات اجرایی مهارت کافی را برای مدیریت این توسعه داشته باشند.

بدین‌ترتیب سؤال اصلی این مطالعه این است که چه رابطه‌ای بین شاخص‌های توسعه بانکی و شاخص‌های بازار مالی و تاثیر آنها بر رشد اقتصادی به‌صورت همزمان و مجزا در بلندمدت وجود دارد؟ با

1. Lucas, paulromer, Sergio rebelo, Grossman, Elhanan Helpman.

توجه بـه ارتباط پیچیده شـاخص‌های بازار پولی (بانکی) و شـاخص‌های بـازار مالی (سرمایه) در سطح بین‌المللی، آیا ارتباط این شاخص‌ها و رشد اقتصادی در مطالعات بین کشوری نیز وجود دارد؟ در این مطالعه برانیم تا با بهره‌گیری از رویکرد تحلیل حساسیت و استفاده از داده‌های تجربی بین کشوری به سؤالات فوق پاسخ دهیم.

به منظور مدل‌سازی و پاسخ به سؤالات فوق از متغیرهای زیر استفاده خواهیم نمود که از سایت صندوق بین‌المللی پول استخرج شده است.

جدول ۱: معرفی متغیرها

متغیر	اختصار	توضیحات
رشد GDP حقیقی سرانه	*GDP*	رشد سالانه تولید ناخالص داخلی حقیقی
ارزش بازار[1]	*MC*	کل ارزش بازاری سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار
ارزش مبادله شده[2]	*VT*	ارزش معاملات سهام داخلی
حجم معاملات[3]	*TR*	حجم معاملات سهام به ارزش بازاری
شاخص بازار سهام[4]	*SMINDEX*	میانگین سه شاخص MC, VT, TR
اعتبار داخلی برای بخش خصوصی[5]	*PCREDIT*	شاخص توسعه بانکی (راه‌های تأمین منابع مالی برای بخش خصوصی)
درجه باز بودن اقتصاد	*TO*	مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی
سرمایه گذاری مستقیم خارجی	*FDI*	کل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی
تورم	*INF*	رشد شخص قیمت مصرف کننده بر اساس سال پایه ۲۰۰۵

1. Market capitalization
2. Value traded
3. Turnover
4. Stock market index

۵. قابل ذکر است میانگین وزنی این متغیر با تعهدات نقدینگی M_3 به عنوان شاخص توسعه بانکی در نظر گرفته می‌شود که به‌دلیل در دسترس نبودن این متغیر برای اکثر کشورها از جمله ایران برای دوره مورد مطالعه ازاعتبار داخلی برای بخش خصوصی به‌تنهایی به عنوان شاخص شاخص توسعه بانکی استفاده شد.

مخارج مصرفی دولت	*GCG*	کل مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی
GDP در سال ۱۹۹۵	*IGDP*	تولید ناخالص داخلی در ابتدای دوره
متغیر مجازی	*DUM*	متغیر مجازی به‌منظور در نظر گرفتن بحران مالی ۲۰۰۸ که موجب ایجاد داده دور افتاده در مدل شده بود.

منبع: یافته‌های تحقیق

ساختار ادامه مقاله به این صورت خواهد بود که در بخش دوم به بیان ادبیات نظری و پیشینه پژوهش خواهیم پرداخت. بخش سوم به مبانی نظری و تصریح مدل و بخش چهارم به برآورد مدل اقتصادسنجی و تحلیل داده‌های تجربی اختصاص خواهد داشت و در نهایت در بخش پنجم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ذکر خواهد شد.

ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر مطالعات متنوعی در ارتباط با توسعه‌ی مالی و تاثیر آن بر رشد اقتصادی صورت گرفته است (Levine, Demirguc, 2010) . استدلال اصلی در تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی این است که در بازارهای مالی بزرگ‌تر فرصت‌های بیشتری برای مدیریت، پوشش، کاهش و تنوع بخشی ریسک ایجاد می‌شود، لذا بازارهای مالی بزرگ‌تر کاراترند. بازار بانکی (پولی) بزرگ‌تر نیز با شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کسب و کار، کاهش هزینه مبادلات و افزایش کارایی بازارها و تجهیز پس‌اندازها دارای اثرات مثبت و مستقیم بر رشد اقتصادی می‌باشد. بدین‌ترتیب هدف از توسعه بازارهای بانکی و مالی که در دهه‌های اخیر کشورهای درحال‌توسعه و به‌خصوص کشورهای درحال‌گذار شدیداً آن را دنبال می‌کنند ایجاد ارتباط بین این دو بخش است که در نهایت موجب تقویت بخش تولید، به‌عنوان بخش حقیقی اقتصاد خواهند شد.

به‌طور خاص، مقاله کینگ و لوین (King and Levine, 1993) سرآغازی برای یک تحقیق جامع در این زمینه محسوب می‌شود. تحقیقات تجربی درباره رابطه بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی اولین‌بار توسط گولداسمیت آغاز شد. (Goldsmith, 1969). او به‌دنبال ارزیابی این بود که آیا نظام مالی یک تأثیر علی بر رشد اعمال می‌کند و اینکه آیا ترکیب بانک‌ها و بازارهای سهام موجود در یک اقتصاد بر رشد اقتصادی اثر گذارند. وی با نگاهی بر میانگین دهه برای ۳۵ کشور از سال ۱۸۶۰ تا ۱۹۶۳، به‌صورت

نموداری همبستگی مثبت بین توسعه نظام مالی و رشد اقتصادی را نشان داد. مروری بر ادبیات مربوط به مطالعات بین کشوری به‌صورت داده‌های ترکیبی، مطالعات مبتنی بر داده‌های سری زمانی تک متغیره یا برداری، مطالعات مقطعی و موردی کشورها را می‌توان در کار (Theil, 2001)، (Dawson, 2003)، (Wachtel, 2003) و (Levine, 2002) مشاهده نمود.

آتجه و جوانویچ (Atje and Jovanovic, 1993) به ارزیابی تأثیر بازارهای سهام و توسعه بانک‌ها بر رشد اقتصادی پایدار برای ۴۰ کشور در طول دوره‌ی ۱۹۸۰– ۱۹۸۸ پرداختند، نتایج حاکی از مطالعه آنها نشان داد که توسعه بازار مالی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی پایدار دارد، ولی آنها به رابطه‌ای دقیق بین توسعه بازار بانکی (بازار پول و وام) و رشد اقتصادی دست نیافتند. هاسلاگوکو (Haslag and Koo, 2000) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و تلفیقی[1]، اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی ۷۳ کشور جهان را بررسی کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، تمام متغیرهای مالی اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب داشتند. آلنودیکومانا (Allen and Ndikumana, 2002) با کمک روش حداقل مربعات دومرحله‌ای، اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی آفریقای جنوبی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشانگر اثر مثبت و معنی‌دار شاخص‌های عمق مالی بر رشد اقتصادی می‌باشد.

سالای‌مارتین و ارتادی (Sala-i-Martin and Artadi, 2002)، به این نتیجه رسیدند که کیفیت نهادها و مؤسسات مالی عامل اصلی عدم‌کارآیی مشاهده شده در سرمایه‌گذاری کشورهای عرب صادرکننده‌ی نفت است. تانگاولی و جیون (Thangavely and Jiunn, 2004) به‌صورت تجربی رابطه پویای بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را در استرالیا از لحاظ ساختار مالی مبتنی بر بانک و مبتنی بر بازار مالی بررسی کرده‌اند. آنها دریافتند که بانک‌ها و بازارهای مالی تأثیرات متفاوتی بر رشد اقتصادی در اقتصاد داخلی می‌گذارند. هوندرویانیس و دیگران (Hondroyiannis et al., 2005) با استفاده از مدل VAR به‌صورت تجربی رابطه بین توسعه نظام بانکی و بازارهای سهام و عملکرد اقتصادی در مورد کشور یونان را برای دوره‌ی ۱۹۸۶–۱۹۹۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تجربی نشان می‌دهند که هم بانک‌ها و هم تأمین مالی بازارهای سهام (اگرچه در کوتاه‌مدت تأثیر کمی دارند) در بلندمدت می‌توانند منجر به بهبود رشد اقتصادی شوند. ون نیوربورگ و دیگران (Van Nieuwerburgh et al., 2006) به بررسی رابطه بلندمدت بین توسعه بازارهای مالی توسعه اقتصادی در بلژیک پرداخته‌اند. آنها به شواهد محکمی دست یافتند که نشان می‌دهد توسعه بازارهای سهام باعث رشد اقتصادی می‌شود. تغییرات نهادی که بر نرخ

1. Ordinary Least Squares (OLS) and Pooled OLS

مبادله سهام اثرگذارند، قادرند به خوبی ماهیت متغیر رابطه بین توسعه بازارهای سهام و رشد اقتصادی را توضیح دهند.

لیو و سو (Liu and Hsu, 2006)، در مطالعه‌ای با عنوان" نقش توسعه‌ی مالی در رشد اقتصادی" به برآورد رابطه‌ی توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی با استفاده از الگوی پانل پویا در کشورهای تایوان، کره و ژاپن پرداختند. آنها در این مطالعه بیشتر بر توسعه‌ی مالی و ساختاری شامل بانک و بازارهای سهام، سیاست‌های مالی و پولی و همچنین درجه‌ی تحرک سرمایه‌ی بین‌المللی در روند رشد اقتصادی تأکید نمودند. نتایج مطالعه نشان داد که خارج شدن سرمایه از این کشورها، تأثیر منفی بر اقتصاد دارد در حالی که وارد شدن سرمایه نیز اثر منفی دارد ولی معنی‌دار نیست. سرمایه‌گذاری بالا سبب تسریع رشد اقتصادی در هر سه کشور می‌شود، و اگر سرمایه‌گذاری به‌صورت کارآ تخصیص نیابد لزوماً موجب عملکرد بهتر رشد نمی‌شود، بحران‌های آسیایی بر اقتصاد تایوان تأثیر منفی کمتری نسبت به کره و ژاپن می‌گذارد. تعمیق مالی تأثیر مثبت بر اقتصاد تایوان دارد، اما بر اقتصاد کره و ژاپن تأثیر منفی دارد. توسعه‌ی بازار سهام تأثیر مثبت بر اقتصاد تایوان دارد (عصاری و دیگران، ۱۳۸۶).

ختایی (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه میان توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی در ایران بر اساس روش کینگ و لوین (۱۹۹۳) پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اثر نسبت مطالبات سیستم بانکی از بخش غیرمالی خصوصی به کل اعتبارات داخلی و حجم اعتبارات بانک‌های داخلی و تجاری به اعتبارات داخلی بانک‌های تجاری و بانک مرکزی بر رشد اقتصادی مثبت است. صمدی (۱۳۷۹) نشان داد که تنها یک رابطه علی کوتاه‌مدت از توسعه مالی به رشد اقتصادی وجود دارد. این نتیجه از فرضیه رشد به تبع عرضه حمایت کرده و گسترش مؤسسات مالی جدید را برای انباشت سریع سرمایه و در نهایت رشد اقتصادی توصیه می‌کند. نتایج مطالعه احسانی (۱۳۸۳) حاکی از رابطه همگرایی بلندمدت و مثبت بین شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران می‌باشد. ولی مطالعه نظیفی (۱۳۸۳) حاکی از ارتباط منفی میان رشد اقتصادی و توسعه واسطه‌های مالی می‌باشد که علت آن را اثرات منفی شیوه آزادسازی و گسترش مالی بر کارایی سرمایه‌گذاری ذکر می‌کند. تقوی و خلیلی عراقی (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای، عوامل مؤثر بر سرکوب مالی را از نظر صاحب‌نظران و دسترسی به اجماع نظرات آنان شناسایی کرده‌اند. عوامل مورد شناسایی آنان عدم پاسخ‌گویی، اقتصاد وابسته به نفت، خصوصی‌سازی نامناسب، بازارهای پول و سرمایه توسعه نیافته، رانت، عدم انضباط مالی، کم توجهی به حقوق شهروندی و ... است. کمیجانی و سیفی‌پور (۱۳۸۵) در قالب مدل کاپور، دو ابزار مهم پولی برای خروج از وضعیت سرکوب مالی

را کاهش نرخ رشد نقدینگی و افزایش نرخ سود سپرده معرفی کرده‌اند که می‌تواند منجر به کاهش نرخ تورم و افزایش رشد اقتصادی شود.

مبانی نظری و تصریح مدل

بسیاری از مدل‌های داده‌های پانل در اصل، پویا می‌باشند و لحاظ این پویایی‌ها در مدل‌های پانل به صحت و استحکام نتایج به‌دست آمده کمک خواهد نمود. در مدل‌های پانل با ورود وقفه‌های متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در سمت راست مدل، فرم پویای مدل حاصل می‌گردد. روش پانل پویای گشتاورهای تعمیم یافته زمانی کاربرد دارد که در داده‌های پانل تعداد مقاطع بیشتر از تعداد سری‌های زمانی باشد (Baltagi, 2008). در این مقاله نیز تعداد مقاطع ۳۲ و تعداد سال‌های سری زمانی ۱۶ می‌باشد. برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآوردگر پر توانی است که بر خلاف روش حداکثر درست‌نمایی (ML) نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال ندارد (مشکی، ۱۳۹۰).

وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل منجر می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جملات اختلال به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود. در نتیجه استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (در مدل پانل اثرات ثابت و اثرات تصادفی) نتایج تورش‌دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد (Arellano and Bond, 1991;Baltagi, 2008). استفاده از روش تعمیم‌یافته گشتاروها[1] (GMM) با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد یعنی درون‌زایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می نماید و جهت حذف تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اخلال ندارند به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند (Green, 2012).

ماتیاس و سوستر (۱۹۹۱) که روش حداقل مربعات دومرحله‌ای اندرسون و هسیائو (۱۹۸۱) که به‌منظور رفع مشکل همبستگی جملات اختلال و متغیرهای توضیحی ارایه شده است به‌دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، منجر به محاسبه واریانس بزرگ برای برآوردگرها وعدم معنی‌داری آنها خواهد شد (یاوری، اشراف‌زاده، ۱۳۸۴). برای حل این مشکل روش گشتاورهای تعمیم یافته آرلانو و باند (۱۹۹۱) پیشنهاد شد. این روش به واسطه انتخاب ابزارهای صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی می‌تواند برای شرایط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی‌های ناشناخته برآوردگر پرتوانی محسوب شود (مشکی،۱۳۹۰).

1. Generalized Method of Moments

همچنین کاربرد روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) با داده‌های پانل پویا (DPD) مزیت‌هایی مانند لحاظ نمودن ناهمسانی انفرادی، حذف تورش‌ها در رگرسیون‌های مقطعی و در نتیجه برآوردگرهایی با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر خواهد بود (ندیری، محمدی، ۱۳۹۰).

روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) ابتدا توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) مطرح شد. در روش تفاضلی مرتبه اول آرلانو و باند ابتدا وقفه متغیر وابسته به سمت راست اضافه می‌شود، سپس از متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود و مدل به روش برابر قرار دادن گشتاورهای اولیه و مرکزی در نمونه و جامعه مورد برآورد قرار می‌گیرد (پارسیان، ۱۳۸۹). در این روش عرض از مبدا حذف می‌گردد (یاوری، اشراف‌زاده، ۱۳۸۴). آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بوندل و بوند (۱۹۹۸) با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش یعنی آرلانو- بوند و آرلانو- باور/ بوندل- بوند براساس شیوه‌ایی است که تأثیرات فردی[1] در مدل لحاظ می‌شود (ندیری، محمدی، ۱۳۹۱). از مزایای روش‌دوم بر روش‌اول افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر د دقیق‌تر می‌باشد (Baltagi, 2008).

برای تخمین مدل پانل با ویژگی‌های ذکر شده از تخمین‌زن پانل پویای تعمیم‌یافته (DPD) به روش آرلانو- باور/ بوندل- باند دومرحله‌ای[2] بهره خواهیم برد. به‌منظور تصریح مدل فوق و استخراج برآوردگرهای روش آرلانو- باور/ بوندل – باند دو مرحله‌ای یک مدل پانل پویا (DPD) به‌صورت زیر در نظر بگیرید (Arellano, 2003):

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \, y_{i,t-j} + x_{it}\beta_1 + w_{it}\beta_2 + v_i + \varepsilon_{it}$$

α_j: تعداد p پرامتر که باید برآورد گردند.

x_{it}: یک بردار $k_1 \times 1$ از متغیرهای کاملا برون‌زا[3] می‌باشد.

β_1: یک بردار $1 \times k_1$ از پارامترهایی که برآورد خواهند شد.

w_{it}: یک بردار $k_2 \times 1$ از متغیرهای از پیش تعیین‌شده یا برون‌زا می‌باشد.

1. Individual effect
2 . Arellano-Bover/ Blundel- Bond Dynamic Panel Data Two Step Estimator
3. Strictly exogenous covariate

β_2: یک بردار $k_2 \times 1$ از پارامترهایی که برآورد خواهند شد.

v_i: اثر سطح پانلی (که ممکن است با متغیرهای توضیحی[1] همبستگی داشته باشد).

ε_{it}: دارای توزیع یکنواخت مستقل $(i.i.d)$ در کل نمونه با واریانس σ_ε^2

در ضمن فرض می‌شود ε_{it} و v_i برای هر مقطع i در طول تمام دوره‌ی زمانی t مستقل می‌باشند.

w_{it} و x_{it} ممکن است شامل وقفه متغیرهای برون‌زا (مستقل) و متغیرهای مجازی باشند.

فرض می‌کنیم $X_{it}^L = (y_{i,t-1}, y_{i,t-2}, \dots, y_{i,t-p}, x_{it}, w_{it})$ یک بردار $1 \times K$ از متغیرها برای مقطع i در زمان t باشد. به‌طوری‌که $K = p + k_1 + k_2$ و p تعداد وقفه‌ها، k_1 تعداد متغیرها کاملاً برون‌زا برای x_{it} و k_2 تعداد متغیرهای از پیش تعیین‌شده برای w_{it} می‌باشد. مجدداً رابطه فوق را به‌عنوان مجموعه‌ای از T_i معادله برای هر مقطع بازنویسی می‌نماییم:

$$y_i^L = X_i^L \delta + v_i l_i + \epsilon_i$$

به‌طوری‌که T_i تعداد مشاهدات در دسترس برای هر مقطع i: y_i، l_i و ϵ_i دارای ابعاد $T_i \times 1$ در حالی که X_i دارای بعد $T_i \times K$ می‌باشد. برآوردگرها از هردوی سطح و شکل تبدیل شده[2] در معادله بالا استفاده می‌نمایند. متغیرهای تبدیل یافته به‌وسیله نماد ستاره * و سطح متغیرها با نماد L نمایش داده می‌شوند. تبدیل‌ها ممکن هم تبدیل تفاضل مرتبه‌ی اول و هم انحراف قائم رو به جلو[3](FOD) باشند. مشاهده (i, t) ام تبدیل FOD برای متغیر x بدین‌صورت می‌باشد (Blundell and Bond, 2000):

$$x_{it}^* = C_t \left\{ x_{it} - \frac{1}{T-1} (x_{it+1} + x_{it+2} + \dots + x_{iT}) \right\}$$

به‌طوری‌که $c_t^2 = (T-t)/(T-t-t+1)$ و T تعداد مشاهدات روی x می‌باشد (Arellano andBover, 1995 ; Arellano, 2003). حالا معادلات مرتبط با سیستم برآوردگرهای آرلانو – باور/ بوندل – بوند را استخراج می‌نماییم. برآوردگرهای آرلانو- بوند از قرار دادن ماتریس‌های سطری اضافی در یک ماتریس صفر در سیستم برآوردگرها به‌دست می‌آیند (Blundell and Bond, 1998). اگر بردارهای تبدیل‌یافته و تبدیل‌نیافته متغیر مستقل را برای یک مقطع جمع کنیم:

$$y_i = \begin{pmatrix} y_i^* \\ y_i^L \end{pmatrix}$$

1. Covariate
2. Levels and a transform of the variables
3. Forward-orthogonal deviations (FOD) transform

به‌طور مشابه ماتریس تبدیل یافته و تبدیل نیافته متغیرهای توضیحی[1] برای یک مقطع داده شده جمع کنیم:

$$X_i = \begin{pmatrix} X_i^* \\ X_i^L \end{pmatrix}$$

به‌طوری‌که Z_i ماتریس ابزارها می‌باشد.

$$Z_i = \begin{pmatrix} Z_{di} & 0 & D_i & 0 & I_i^d \\ 0 & Z_{Li} & 0 & L_i & I_i^L \end{pmatrix}$$

Z_{di}: ماتریس ابزارها در GMM برای معادله تفاضل‌گیری شده[2] را تصریح می‌نماید. از سطح متغیرها برای ساخت ابزارهای GMM برای معادله تفاضل‌گیری شده استفاده می‌شود، از تعداد محدودی وقفه در سطح متغیرها برای ساخت ابزار برای معادله تفاضل‌گیری شده استفاده می‌شود.[3]

Z_{Li} : ماتریس ابزارها در GMM برای معادله سطح را تصریح می‌نماید. تفاضل متغیرها[4] برای ساخت ابزارها در GMM برای معادله سطح استفاده می‌شود. وقفه اول تفاضل‌ها استفاده می‌شود[5].

D_i: ماتریس ابزارهای استاندارد اضافی برای معادله تفاضل‌گیری شده

L_i : ماتریس ابزارهای استاندارد اضافی برای معادله سطح

I_i^d: ماتریس ابزارهای استاندارد برای خطاهای تفاضل‌گیری شده[6]

I_i^L: ماتریس ابزارهای استاندارد برای سطح خطاها

به‌منظور برآورد متغیرها فرض می‌کنیم که داده‌ها کاملاً متوازن است[7] و برای سادگی فرض می‌کنیم که متغیر برون‌زای اکید وجود ندارد. این فرض برای سادگی تصریح معادلات است و تحلیل متغیر برون‌زای اکید مانند متغیرهای از پیش تعیین شده می‌باشد (Arellano andBover, 1995).

$$y_{it} = \alpha_2 y_{i,t-1} + \alpha_2 y_{i,t-2} + v_i + \epsilon_{it}$$

1. Covariates
2. Differenced equation
۳. برای مطالعه در ارتباط با محدودیت استفاده از وقفه سطح متغیرها در ساخت متغیر ابزاری برای GMM برای معادله تفاضل‌گیری شده مراجعه شود به (Arellano and Bover, 1995 ; Arellano, 2003).
4. Differences of the variables
۵. برای مطالعه در ارتباط با محدودیت استفاده از وقفه اول تفاضل متغیرها در ساخت متغیر ابزاری برای GMM برای معادله سطح مراجعه شود به (Arellano and Bover, 1995 ; Arellano, 2003).
6. Differenced errors
۷. برای مشاهده ماتریس ابزارها برای داده‌های نامتوازن و شامل داده‌های مفقوده مراجعه شود به (Arellano and Bover, 1995 ; Arellano, 2003).

$$\Delta y_{it} = \alpha_1 \Delta y_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta y_{i,t-2} + \Delta \epsilon_{it}$$

سه مشاهده اول به‌دلیل وقفه و تفاضل حذف می‌شوند. اگر فرض کنیم که ϵ_{it} دارای خود همبستگی نیست، برای هر مقطع i در t=4، y_{i1} و y_{i2} ابزارهای معتبری برای معادله تفاضل‌گیری شده می‌باشند. به‌طور مشابه برای t=5 ، y_{i1} ، y_{i2} و y_{i3} ابزارهای معتبری می‌باشند. با تعمیم همین روند ماتریس ابزارها بدین صورت استخراج می‌گردد:

$$Z_{di} = \begin{pmatrix} y_{i1} & y_{i2} & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & y_{i1} & y_{i2} & y_{i3} & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & & 0 & y_{i1} & \cdots & y_{i,T-2} \end{pmatrix}$$

به این دلیل که $p = 2$ و ماتریس Z_{di} دارای $T - P - 1$ ردیف و $\sum_{m=p}^{T=2} m$ ستون می‌باشد (Blundell and Bond, 1998; Arellano andBover, 1995 ; Arellano, 2003).

$$Z_{Li} = \begin{pmatrix} \Delta. y_{i2} & 0 & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \Delta. y_{i3} & 0 \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 \cdots & \Delta. y_{i(T_i-1)} \end{pmatrix}$$

$$Q_{xz} = \sum_i X_i' Z_i \, , Q_{zy} = \sum_i Z_i' y_i \, , w_1 = Q_{xz} A_1 Q_{xz}' \, , A_1 = (\sum_i Z_i' H_{1i} Z_i)^{-1},$$

$$H_{1i} = \begin{pmatrix} H_{di} & 0 \\ 0 & H_{Li} \end{pmatrix}$$

برآوردهای تک مرحله‌ای[1] این‌گونه به‌دست می‌آید (Blundell and Bond, 1998; Blundell and Bond, 2000):

$$\hat{\beta}_1 = W_1^{-1} Q_{xz} A_1 Q_{zy}$$

زمانی که از تبدیل تفاضل مرتبه اول H_{di} بدین صورت است:

$$H_{di} = \begin{pmatrix} 1 & -.5 & 0 \cdots & 0 & 0 \\ -.5 & 1 & -.5 \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 \cdots & 1 & -.5 \\ 0 & 0 & 0 \cdots & -.5 & 1 \end{pmatrix}$$

1. One-step estimates

H_{Li} یک ماتریس یکه با قطر ۰/۵ می‌شود. زمانی که از تبدیل FOD استفاده می‌کنیم. هردوی ماتریس‌های H_{Li} و H_{di} تبدیل به یک ماتریس یکه می‌شوند. ماتریس باقی‌مانده‌های تبدیل یافته بدین صورت است:

$$\hat{\epsilon}_{it}^{*} = y_i^{*} - \hat{\beta}_1 X_i^{*}$$

که به منظور محاسبه واریانس کاربرد دارد:

$$\hat{\sigma}_1^2 = (1/(N-K)) \sum_i^N \hat{\epsilon}_{1i}^{*\prime} \hat{\epsilon}_{1i}^{*}$$

واریانس درست برآوردگر[1] (VCE) برای GMM یک مرحله‌ای بدین صورت است:

$$\hat{V}_{GMM}[\hat{\beta}_1] = \hat{\sigma}_1^2 W_1^{-1}$$

واریانس درست برآوردگر(VCE) از مشتق واریانس برآوردگرهای معمولی به‌منظور تخمین به روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده می‌کند. ماتریس باقی‌مانده‌های سطح یک مرحله‌ای بدین‌صورت برآورد می‌گردد:

$$\hat{\epsilon}_{1i}^{L} = y_i^{L} - \hat{\beta}_1 X_i^{L}$$

تجمیع ماتریس باقی‌مانده‌ها:

$$\hat{\epsilon}_{1i} = \begin{pmatrix} \hat{\epsilon}_{it}^{*} \\ \hat{\epsilon}_{1i}^{L} \end{pmatrix}$$

که به منظور محاسبه $H_{2i} = \hat{\epsilon}_{1i}{}' \hat{\epsilon}_{1i}$ استفاده می‌شود:

$$A_2 = (\sum_i Z_i' H_{2i} Z_i)^{-1}, W_2 = Q_{xz} A_2 Q_{xz}'$$

برآوردگرهای‌های روش آرلانو- باور/ بوندل – باند دو مرحله‌ای پانل پویای گشتاورهای تعمیم یافته (GMM/DPD) بدین صورت محاسبه می‌گردد:

$$\hat{\beta}_2 = W_2^{-1} Q_{xz} A_2 Q_{zy}$$

واریانس درست برآوردگر (VCE) برای GMM دو مرحله‌ای بدین صورت است:

$$\hat{V}_{GMM}[\hat{\beta}_2] = W_2^{-1}$$

همان‌طور که از معادلات بالا استنتاج می‌شود، وجود متغیر وابسته تأخیری منجر به همبستگی متغیرهای توضیحی با اثرات سطح مشاهده نشده پانلی[2] v_i و ناسازگاری برآوردگرهای استاندارد می‌گردد. با وجود مقاطع زیاد و دوره سری زمانی کم برآوردگر آرلانو و بوند مبتنی بر تفاضل مرتبه‌ی اول به‌منظور

1. Variance correct estimator
2. Unobserved panel-level effects

حذف اثرات سطح پانلی ساخته شده و از متغیرهای ابزاری جهت تشکیل شرایط گشتاوری[1] بهره می‌برد. بوندل و باند (۱۹۹۸) نشان دادند که ابزارها در سطح و به‌صورت تفاضلی در برآوردگر آرلانو- بوند به همان نسبتی که فرآیند خودرگرسیونی فوق سازگار می‌گردد یا نسبت واریانس اثرات سطح پانلی v_i به واریانس جمله اختلال ویژه ϵ_{it} خیلی بزرگ می‌شود، ضعیف می‌گردد. بدین‌ترتیب همان‌طور که در معادلات بالا اثبات گردید، آرلانو و باور (۱۹۹۵)، بوندل و بوند (۱۹۹۸) یک سیستمی از برآوردگرها را پیشنهاد دادند که در یک مرحله از شرایط گشتاوری با وارد کردن وقفه تفاضل[2] به‌عنوان ابزار برای معادلات سطح استفاده می‌کردند و در مرحله بعد از شرایط گشتاوری با وارد کردن وقفه سطح[3] به‌عنوان ابزار برای معادلات تفاضلی استفاده می‌نمود. شرایط گشتاور مرحله دوم در صورتی معتبر می‌باشد که شرط اولیه $E\left[v_i\,\Delta\,y_{i2}\right]=0$ برای تمام iها صادق باشد (Blundell and Bond 1998; and Blundell; Bond, and Windmeijer, 2000).

دوره‌ی مورد مطالعه در این تحقیق ۱۶سال (۱۹۹۵-۲۰۱۰) و کشورهای مورد مطالعه ۳۲ کشور نوظهور و درحال‌توسعه می‌باشد[4]. به‌دلیـل نبود اطلاعات برای برخی کشورها محدوده مقطعی تحقیق به ۳۲ کشور کاهش یافت. نرم‌افزار مورد استفاده جهت برآورد ضرایب و انجام آزمون‌های تشخیصی STATA 12 و Eviews 7 می‌باشد. به‌منظور ارزیابی فرضیه‌های این تحقیق با استفاده از روش پانل پویا (DPD)، مدل اقتصادسنجی به شکل زیر تصریح شده است:

$$GDP_{it}=\alpha+\beta_1 GDP_{it-1}+\beta_2 MC_{it}+\beta_3 VT_{it}+\beta_4 TR_{it}+\beta_5 SMINDEX_{it}+\beta_6 PCREDIT_{it}$$
$$+\beta_7 TO+\beta_8 FDI_{it}+\beta_9 INF_{it}+\beta_{10} GCG_{it}+\beta_{11} IGDP_{it}+\beta_{12} DUM_{it}+V_{it}$$

$GDPP_{i,t-1}$: نشان‌دهنده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i در زمان $t\text{-}1$ است.

α: عرض از مبدأ

β_k: ضرایب متغیرهای توضیحی به‌طوری که $K=1,2,\ldots 12$

1. Moment conditions
2. Lagged differences
3. Lagged Level

۴. الگوی انتخاب کشورها بدین صورت است که در بین ۱۰۰ کشور درحال توسعه و نوظهور فقط ۳۲ کشور فوق دارای داده‌های کامل در دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ در متغیرهای مورد نظر بودند و به‌دلیل اینکه برآوردگر آرلانو- باور/ بوندل – باند دو مرحله‌ای پانل پویای گشتاورهای تعمیم یافته نیاز به داده‌های متوازن و عدم وجود داده‌ی مفقوده دارد، تعداد کشورها براساس محدودیت دسترسی به اطلاعات و نبود اطلاعات به ۳۲ کشور و د.ره مورد نظر تقلیل یافت.

V_{it}: جمله اختلال مدل پانل به‌طوریکه $V_{it} = \mu_i + \upsilon_{it}$ می‌باشد.

μ_i : دلالت بر اثرات فردی غیر قابل مشاهده[1] دارد.

υ_{it} : دلالت بر باقیمانده جمله اخلال[2] یا جز اخلال حالت ویژه[3] دارد.

$SMINDEX_{i,t}$: معرف شاخص ترکیبی توسعه بازار سرمایه می‌باشد. شاخص توسعه بازار سرمایه به‌عنوان یک شاخص ترکیبی متشکل از سه شاخص دیگر است. مطابق با دیدگاه بیک[4] (۱۹۹۹) سه معیار اصلی اندازه، فعالیت و کارایی برای محاسبه شاخص ترکیبی توسعه بازار سرمایه مورد نیاز است. این سه معیار توسط سه شاخص قابل اندازه‌گیری می‌باشد: ۱- MC بیانگر نسبت حجم بازار سرمایه به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخصی از اندازه بازار ۲- VT بیانگرارزش مبادله سهام داخلی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی از میزان فعالیت یا قدرت نقدشوندگی بازار سهام ۳- TR بیانگر ارزش مبادله سهام ملی به حجم بازار سرمایه به‌عنوان شاخصی از کارایی و گردش مالی بازار سهام. برای محاسبه شاخص توسعه بازار سرمایه از یک روش دو مرحله‌ای بهره گرفته شده است. ابتدا، سه نسبت معرفی شده برای هر یک از کشورها محاسبه می‌شود و هر یک از نسبت‌ها توسط فرمول زیر به یک نسبت تعدیل شده تبدیل می‌گردد(Naceur&Ghazouani, 2007):

$$X_{i,t}^{*} = \frac{X_{i,t} - \overline{X}}{|X|}$$

در مرحله دوم، با استفاده از میانگین ساده این نسبت‌های تعدیل شده به یک شاخص ترکیبی کلی توسعه بازار سرمایه (SMINDEX) تبدیل می‌شود.

مدل اقتصاد سنجی و برآورد ضرایب

به‌منظور اجتناب از رگرسیون کاذب اقدام به آزمون مانایی متغیرها نموده‌ایم. نتایج آزمون لوین، چین- چو[5] نشان می‌دهد که اکثر متغیرها در سطح یک درصد مانا بوده، به‌جز متغیر رشد تولید ناخالص داخلی GDP که در سطح پنج درصد، متغیر درجه باز بودن اقتصاد TO و نسبت مخارج مصرفی دولت GCG در سطح ده‌درصد مانا می‌باشند. تنها متغیر اعتبار داخلی برای بخش خصوصی PCREDIT در سطح مانا نبوده و با یک تفاضل‌گیری مانا می‌شود (Naceur&Ghazouani, 2007).

1. Unobservable Individual Specific Effect
2. Reminder Disturbance
3. Idiosyncratic error Term
4. Beck, 1999
5. Levin, Lin & Chu

جدول۲: آزمون مانایی متغیرها

متغیر	آماره آزمون لوین، چین– چو	احتمال	درجه مانایی	سطح یا تفاضل
GDP	−۲/۱۳۵	۰/۰۱۶۳	I(0)	مانا در سطح
MC	−۴/۴۰۴	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
VT	−۴/۴۳۳	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
TR	−۱۳/۶۷۰	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
SMINDEX	−۵/۹۹۱	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
PCREDIT	۰/۱۶۲	۰/۵۶۸	I(1)	نامانا در سطح
	−۵/۲۶۹	۰/۰۰۰۰	I(0)	با یک تفاضل‌گیری مانا
TO	−۱/۴۸۱	۰/۰۶۹۳	I(1)	نامانا در سطح
	−۸/۷۰۹	۰/۰۰۰۰	I(0)	با یک تفاضل گیری مانا
FDI	−۴/۳۴۳	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
INF	−۶/۸۹۵	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
GCG	−۱/۶۸۰	۰/۰۴۶۵	I(0)	مانا در سطح ۵ درصد
	−۲/۶۲۵	۰/۰۰۴۳	I(0)	با عرض از مبدأ و روند

منبع: یافته‌های تحقیق

شرایط گشتاوری ذکر شده در بالا زمانی معتبر هستند که هیچ همبستگی سریالی در جملات اختلال ویژه نباشد. آرلانو و باند روشی را به‌منظور آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم برای تفاضل مرتبه اول خطاها تصریح نمودند که در آن نیازمند حذف اثرات سطح گانلی است بدین‌منظور باید ضریب خودرگرسیونی مرتبه‌ی اول$AR(1)$ معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبه دوم $AR(2)$ معنی‌دار نباشد (Green, 2012)، زیرا در مدل پانل پویا (DPD) زمانی‌که جزء اخلال حالت ویژه υ_{it} دارای توزیع یکنواخت و مستقل (iid) باشد، تفاضل مرتبه اول خطاها V_{it} دارای همبستگی مرتبه‌ی اول می‌باشد، زیرا وقفه متغیر وابسته به عنوان متغیر مستقل و برای لحاظ پویایی‌های مدل در تصریح اقتصادسنجی وارد می‌شود. بنـابراین در جدول (۳) ضریب متغیر خود رگرسیونی مرتبه اول$AR(1)$ در سطح یک‌درصد معنی‌دار است یعنی فرضیه صفر مبنی بر عدم خود همبستگی درجه‌ی اول تفاضل مرتبه‌ی اول جملات اخلال را نمی‌توان پذیرفت، زیرا همان‌طور که ذکر شد این تصریح یک مدل پانل پویا (DPD) است.

جدول ۳: تخمین مدل GMM با استفاده از روش آرلانو- باور/ بوندل – باند دو مرحله‌ای

	شاخص‌های بانکی و بورس		شاخص‌های بانکی و بورس		شاخص های بورس		شاخص های بانکی	
	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم		مدل چهارم	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
GDPL1	−۰/۰۵۴۲	۰/۱۰۴	۰/۲۳۵۱	۰/۰۰۰	−۰/۱۷۳۴	۰/۴۵۷	−۰/۰۸۸۴	۰/۰۰۹
MC	۰/۰۱۰۱	۰/۱۰۸	۰/۱۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۱۹۹	۰/۰۰۰	–	–
VT	۰/۰۲۲۱	۰/۰۳۶	–	–	۰/۰۲۵۴	۰/۰۴۲	–	–
TR	۰/۰۱۰۴	۰/۰۲۸	۰/۰۲۷۷	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸۴	۰/۰۵۷	–	–
SMINDEX	–	–	۰/۰۷۷۱	۰/۰۰۰	۰/۰۱۴۱	۰/۰۵۶	–	–
PCREDIT	۰/۰۳۴۶	۰/۰۰۰	۴/۷۳e+۰/۸	۰/۰۰۴	–	–	۰/۰۱۱۸	۰/۰۴۲
IGDP	–	–	−۹/۰۷e-۱۲	۰/۰۱۳	۰/۱۲۹۹	۰/۴۸۸	−۰/۰۱۹۵	۰/۶۶۰
TO	۰/۰۰۹۱	۰/۰۳۰	۵/۲۱e+۰/۸	۰/۰۱۳	–	–	۰/۰۰۶۴	۰/۱۳۲
FDI	۰/۰۹۷۵	۰/۰۰۴	–	–	–	–	۰/۰۹۹۱	۰/۰۰۰
INF	−۰/۰۵۶۶	۰/۰۰۰	−۰/۰۵۴۳	۰/۰۰۱	–	–	−۰/۰۵۳۰	۰/۰۰۰
GCG	−۰/۱۱۳	۰/۰۳۰	−۲/۴۲e+۰/۸	۰/۰۵۴	–	–	−۰/۱۱۶۴	۰/۰۰۰
DUM	–	–	−۰/۶۶۳۰	۰/۰۱۷	–	–	–	–
C	۵/۱۹۵	۰/۰۰۰	۲/۰۰۲	۰/۰۰۰	۳/۴۰۸۸	۰/۰۰۹	۵/۹۵۶	۰/۰۰۰
SARGAN	۴۵۸/۲۰۱۱	۰/۰۰۸۹	۱۰۳/۰۴۶۷	۰/۰۰۰	۴۶۲/۱۶۹	۰/۰۰۶	۴۶۰/۰۶	۰/۰۰۷۵
AR(1)	−۱/۶۷۶۵	۰/۰۹۳۶	−۳/۹۲۶۳	۰/۰۰۰۱	−۱/۷۲۳۳	۰/۰۸۴۸	−۱/۴۴۹۶	۰/۰۱۴۷
AR(2)	−۱/۰۷۲۱	۰/۲۸۳۷	۰/۳۷۱۵۲	۰/۷۱۰۲	−۰/۴۱۰۴	۰/۶۸۱۵	−۰/۹۸۹۸	۰/۳۲۲۲
WALD Test	۱۳۴/۳۱	۰/۰۰۰	۱۶۳۸/۴۳	۰/۰۰۰	۲۲۸/۹۴	۰/۰۰۰	۹۱/۲۲	۰/۰۰۰
تعداد کشورها	۳۲	–	۳۲	–	۳۲	–	۳۲	–
تعداد سال‌ها	۱۶	–	۱۶		۱۶	–	۱۶	–

منبع: یافته‌های تحقیق

اما وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک مانند $AR(2)$ بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی آرلانو – باند معتبر نبوده است (Arellano and Bond, 1991). بدین‌ترتیب ضرایب متغیر خودرگرسیونی مرتبه دوم $AR(2)$ در هیچ یک از چهار مدل جدول (۳) معنی‌دار نیست و فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم همبستگی سریالی درجه دوم تفاضل مرتبه اول جملات اخلال را نمی‌توان رد کرد. بدین‌ترتیب در چهار مدل جدول (۳) تورش تصریح وجود ندارد.

بدین‌ترتیب در روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) به منظور رفع خودهمبستگی بوجود آمده بین متغیر وابسته تأخیری و جملات خطا، وقفه متغیرها به‌عنوان متغیر ابزاری (IV) در تخمین زن دو مرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل – باند مورد استفاده قرار می‌گیرد. با توجه به این مسأله که سازگار بودن برآوردگرهای دو مرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل – باند بستگی به معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده در تخمین دارد. اگرچه هیچ روشی برای آزمون اینکه آیا شرایط گشتاوری از یک مدل کاملاً مشخص[۱] معتبر می‌باشد یا خیر؟ وجود ندارد، اما یک آزمون که می‌تواند مشخص کند که آیا شرایط گشتاوری بیش از حد مشخص[۲] معتبر هستند، آزمون سارگان می‌باشد (Arellano and Bond, 1991). به این منظور از آزمون سارگان برای ارزیابی صحت و اعتبـار ابزارها و اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد[۳] استفاده می‌شود. تنها زمانی زمانی که جملات اختلال دچار واریانس ناهمسانی نیستند آزمون سارگان به‌صورت مجانبی دارای توزیع کای‌مربع می‌باشد. در واقع آرلانو و بوند (۱۹۹۱) نشان دادند که آزمون سارگان یک مرحله‌ای[۴] با وجود واریانس ناهمسانی بیش‌رد[۵] است و توزیع آ «به‌صورت مجانبی به سمت توزیع کای‌مربع گرایش ندارد» (Baltagi, 2008). (یعنی توان آزمون به نفع فرض مقابل است و توزیع به‌صورت مجانبی استاندارد نیست).

آماره آزمون سارگان در هر چهار مدل نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده، معتبر بودن ماتریس متغیرهای ابزاری به‌کار رفته در مدل و عدم وجود محدودیت بیش شناسایی[۶] در تخمین مدل می‌باشد. بدین‌ترتیب هیچ‌گونه همبستگی معنی‌داری بین ابزارها و اجزای جمله خطا وجود ندارد. مدل (۱) و مدل (۲) ترکیب شاخص‌های توسعه بازار مالی و پولی به همراه متغیرهای کلان اقتصادی را نشان می‌دهد و مدل (۳) به تنهایی شاخص‌های بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی و مدل (۴) نیز شاخص توسعه پولی- بانکی در کنار متغیرهای کلان اقتصادی را نشان می‌دهد.

علامت متغیرهای کنترلی در هر چهار مدل با ثبات و یکسان است. متغیر تورم (INF) دارای تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص سرانه داشه است که نشان می‌دهد در کشورهای مورد مطالعه و در دوره‌ی مورد نظر نرخ تورم از حد آستانه‌ای[۷] گذشته و تأثیر منفی در اقتصاد دارد. نسبت مصارف دولت به تولید

1. Exactly identiifed mode
2. Overidentifying moment conditions
3. Valid Over Identifying restrictions
4. One-step Sargan test
5. Overrejects
6. Overidentifying restrictions
7. Athreshold value

ناخالص داخلی (GCG) در تمام مدل‌هایی که وارد شده است، اثر منفی بر رشد تولید ناخالص سرانه حقیقی داشته‌اند که نشان دهنده‌ی اثرات منفی اندازه دولت بر تولید ناخالص داخلی است. ارزش بازار (MC)،ارزش مبادله شده (VT)، حجم معاملات (TR) و شاخص ترکیبی آنها به عنوان شاخص بازار سهام ($SMINDEX$) دارای علامت ثابت در مدل‌های مورد نظر بوده و داری تأثیر مثبت بر متغیر وابسته می‌باشند، اما نکته مهم معنی‌داری قوی‌تر و بهتر آنها در مدل سوم می‌باشد.

متغیر اعتبار داخلی برای بخش خصوصی (PCREDIT) نیز به‌عنوان شاخص توسعه بانکی ثبات علامت داشته و در مدل‌های اول و دوم و چهارم دارای تأثیر مثبت بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته است. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) نیز در مدل اول و چهارم وارد شده و تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. TO درجه‌ی بازبودن اقتصاد نیز به‌منظور تحلیل حساسیت، در مدل اول، دوم و سوم وارد شده است و در مدل اول و دوم دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی بوده است و نتایج تطبیقی حاکی از آن است که حضور متغیر درجه بازبودن اقتصاد همزمان با متغیرهای مالی و پولی تأثیر معنی‌دار بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد، اما با حذف متغیرهای مالی یعنی در مدل چهارم این متغیر معنی‌داری خود را از دست می‌دهد. تنها متغیر تولید ناخالص داخلی در ابتدای دوره (IGDP) و با حضور شاخص‌های توسعه پولی تغییر علامت می‌دهد و منفی می‌شود. متغیر مجازی بحران مالی ۲۰۰۸ نیز فقط در مدل دوم وارد شده است که طبق انتظار دارای تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی در کشورهای مورد ارزیابی شده است.

آماره والد دارای توزیع کای‌مربع با درجه‌ی آزادی تعداد متغیرهای توضیحی به‌جز عرض از مبدأ و متغیرهای مجازی است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب به‌جز عرض از مبدأ و متغیر مجازی را نمی‌توان پذیرفت و در هر چهار مدل ضرایب رگرسیونی به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر می‌باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ٤: هم‌جمعی متغیرهای نامانا با استفاده از آزمون باقیمانده‌های کائو در فضای پانل

آماره آزمون ADF[1]	-۶/۵۸۱
احتمال	۰/۰۰۰۰
واریانس باقیمانده‌ها	۱۹/۴۹۲
واریانس HAC[2]	۷/۳۵۱
تعداد مشاهدات	۵۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌دلیل اینکه در مدل‌های فوق ترکیب متغیرهای مانا و نامانا از درجه‌ی انباشتگی صفر و یک به‌کار برده شده است، به‌منظور اجتناب از رگرسیون کاذب و آگاهی از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها از آزمون هم‌جمعی باقیمانده‌های کائو[3] در فضای پانل بهره برده‌ایم. به‌منظور انجام آزمون هم‌جمعی (هم‌انباشتگی) بین متغیرها در داده‌های پانل می‌توان از روش‌های پدرونی[4] که مبتنی بر متدولوژی انگل- گرنجر می‌باشد و هفت آماره متفاوت گزارش می‌دهد، آزمون فیشر که مبتنی بر متدولوژی جوهانسن می‌باشد و آزمون کائو که یک آماره مبتنی بر متدولوژی انگل- گرنجر گزارش می‌کند، بهره برد (Maddala and Wu, 1999). انجام آزمون پدرونی به دلیل زیاد بودن تعداد متغیرهای مدل وآزمون فیشر به علت ناکافی بودن داده‌ها، امکان‌پذیر نبود. بدین ترتیب از آزمون هم‌جمعی باقیمانده‌های کائو استفاده نمودیم. آزمون هم‌جمعی باقیمانده‌های کائو فقط امکان در نظر گرفتن عرض از مبدا انفرادی[5] را در رابطه هم‌جمعی می‌دهد و امکان در نظر گرفتن روند وجود ندارد. آماره آزمون حاکی از وجود شواهد قوی بر علیه فرض صفر مبنی برعدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست و نشان می‌دهد که نمی‌توان فرض مقابل را رد کرد و وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت و عدم رگرسیون کاذب بین متغیرهای مدل داده‌های پانل پویا به اثبات می‌رسد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Augmented Dickey Fuller
2. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent
3. Kao
4. Pedroni panel cointegration test
5. Individual intercept

نتیجه‌گیری

در این تحقیق ما مدل پانل پویای (DPD) به روش گشتاورهای تعمیم یافته و تخمین‌زن‌های آرلانو- باور/ بوندل – باند دو مرحله‌ای را در طی دوره‌ی ۱۹۹۵- ۲۰۱۰ برای ۳۲ کشور که شامل کشورهای درحال‌توسعه و نوظهور بود به‌منظور ارزیابی تأثیر همزمان و مجزای شاخص‌های پولی (بانکی) و مالی (بورس) بر رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی) در کنار متغیرهای کلان اقتصادی همچون تورم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مخارج مصرفی دولت و تأثیر بحران مالی ۲۰۰۸ را در چهار مدل متفاوت به‌کار بردیم.

نتایج حاصل از آزمون سارگان، آزمون آرلانو – باند و آزمون کای مربع والد به‌ترتیب اعتبار ماتریس متغیرهای ابزاری، عدم وجود خودهمبستگی در مراتب بالاتر و معنی‌داری کل مدل را به اثبات رساند. همچنین نتایج حاصل از تحلیل حساسیت نشان داد که کنترل مجزای هر یک از مجموعه شاخص‌های پولی و بانکی منجر به تغییر علامت در سایر متغیرها نمی‌شود، یعنی در چهار مدل با تغییر متغیرهای مستقل ثبات علامت وجود داشت. البته این ثبات علامت می‌تواند نشان دهنده‌ی تأثیر مستقیم هر یک از مجموعه شاخص‌ها بر رشد تولید ناخالص داخلی باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های بازار پول کانال تخلیه برای شاخص‌های بازار مالی نیست و این رابطه در جهت عکس نیز صادق است، یعنی مدل سوم بدون وجود شاخص‌های مالی و فقط با حضور شاخص‌های پولی و متغیرهای کلان اقتصادی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد و کانال تخلیه آن بازار پولی نیست و در مقابل در مدل چهارم با حذف شاخص‌های پولی و با حضور شاخص‌های مالی و متغیرهای کلان اقتصادی، این شاخص‌ها دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار با علامت موافق با تئوری بر رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد و نشان می‌دهد که بازار مالی نیز کانال تخلیه برای بازار پولی نیست. آماره آزمون هم‌جمعی باقی‌مانده‌های کائو نیز اجتناب از رگرسیون کاذب و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان داد.

مبتنی بر نتایج حاصله از چهار مدل مختلف، توسعه بازارهای پول و سرمایه با بهبود فرایند تخصیص اعتبار، تنوع‌بخشی ریسک و تجهیز سرمایه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و نوظهور شناسایی می‌شود. در مقابل متغیرهای مخارج مصرفی دولت و تورم در تمام مدل‌ها دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی می‌باشند. بدین ترتیب کسری بودجه دولت که ناشی از مخارج مصرفی دولت است نه تنها دارای تأثیر مستقیم و منفی بر رشد اقتصادی است بلکه از طریق کانال تورم نیز دارای تأثیر غیرمستقیم و منفی بر رشد اقتصادی می‌باشد. با مدنظر قرار دادن این موضوع و با توجه به نتایج رویکرد تحلیل حساسیت و مبتنی بر داده‌ها و نمونه مورد ارزیابی در این مطالعه

به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود که توسعه بازارهای پولی- مالی و شاخص‌های کلان را به‌صورت همزمان و با کاهش مخارج مصرفی دولت و تورم در نظر بگیرند.

منابع

- احسانی، محمدعلی(۱۳۸۳)، "واسطه‌های مالی در اقتصاد ایران"، پژوهشکده پولی و بانکی.
- تقوی، مهدی؛ امیری، حسین؛ محمدیان، عادل(۱۳۹۰)، توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای منا با استفاده از روش پانل پویای GMM، مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره دهم.
- تقوی، مهدی و مریم خلیلی عراقی(۱۳۸۴)، "عوامل مؤثر بر سرکوب مالی و سلسله مراتب تأثیر آنها بر اقتصاد"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، شماره ۲۲.
- پارسیان، احمد(۱۳۸۹)، مبانی آمار ریاضی، چاپ نهم، مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان.
- ختایی، محمود(۱۳۷۸)، "گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی"، موسسه پولی و بانکی.
- صمدی، علی‌حسین(۱۳۷۹)، "گسترش مالی و رشد اقتصادی: آزمون ریشه واحد و همگرایی در حضور تغییر جهت‌های ساختاری"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۰ و ۱۱.
- عصاری عباس، ناصری، علی‌رضا(۱۳۸۶)، توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی: مقایسه‌ی کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی در حال توسعه، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۳، شماره ۳.
- مشکی مهدی(۱۳۹۰)، تعیین عوامل مؤثر بر عملکرد شرکت‌های بورسی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته و حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی، مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دور سوم، شماره اول: ۹۱-۱۱۹.
- ندیری محمد، محمدی تیمور(۱۳۹۰)، بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده-های تابلویی پویا، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال پنجم، شماره۳: ۲۴-۱.
- نظیفی، فاطمه(۱۳۸۳)، "توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران"، پژوهشنامه اقتصادی، سال چهارم، شماره ۳.
- یاوری، کاظم، اشراف‌زاده، حمید(۱۳۸۴)، یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه؛ کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی، فصلنامه پژوهشنام هبازرگانی، شماره۳۶: ۱-۲۸.
- Allen D. and L. Ndikumana , 2000. "Financial Intermediation and Economic Growth in Suthern Africa". Journal of Economics, 9: 132-160.
- Arellano, M., Bond, S., 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment. Rev. Econ. Stud. 58, 277–297.
- Arellano, M., and O. Bover. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models.Journal of Econometrics 68: 29–51.
- Atje, R., Jovanovic, B., 1993. Stock markets development. Eur. Econ. Rev. 37, 632–640.

- Baltagi, B. H., 2008. Econometric Analysis of panel data, Chichester: John Wiely& Sons Ltd.
- Beck, T., Levine, R., 2004. Stock markets, banks and growth: panel evidence. J. Bank. Finance 28, 423– 442.
- Bhide, A., 1993. The hidden costs of stock market liquidity. J. Financ. Econ. 34, 1–51.
- Boyd, J., Prescott, E., 1986. Financial intermediary-coalitions. J. Econ. Theory 3, 211–232.
- Blundell, R., and S. Bond. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics 87: 115–143.
- Blundell, R., S. Bond, and F. Windmeijer. 2000. Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator. In Nonstationary Panels, Cointegrating Panels and Dynamic Panels, ed. B. H. Baltagi, 53–92. New York: Elsevier.
- Dawson, R.J., 2003. Financial development and growth in economies in transition. Appl. Econ. Lett. 10, 833– 836.
- Goldsmith, R.W., 1969. Financial Structure and Development. Yale University Press, New Haven.
- Greene, W. H. 2012, Econometric Analysis, 7th ed, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.
- Haslag, J. H and Koo, J., 2000. "Financial Repression, Financial Development and Economic Growth". Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper Series 9902.
- King, R.G., Levine, R., 1993. Finance and growth: Schumpeter might be right. Quart. J. Econ. 108, 717– 738.
- Liu, W.C., and Hsu, C.M., 2006, The role of financial development in economic growth: The experiences of Taiwan, Korea, and Japan, Journal of Asian Economics, Volume 17, Issue 4, October 2006, Pages 667-690
- Levine, R and Demirguc-Kunt, A. 2010, Finance, Financial Sector Policies, and Long Run Growth, World Bank, Policy Research, Paper ۴۴۶۹.
- Levine, R., 1993. Financial development and economic growth: views and agenda. J. Econ. Lit. 35, 688–726.
- Levine, R., 2002. Bank-based or market-based financial systems: which is better? J. Financ. Intermed. 11, 398–428.
- Naceur, S. B., Ghazouani, S., 2007, Stock markets, banks, and economic growth: Empirical evidence from the MENA region, Journal of Research in International Business and Finance 21, 297–315.
- Sala-i-Martin,X.,Artadi,E.V., 2002.Economic growth and investmentin the Arab world. Discussion Paper 0203-08.Colombia University.

– Schumpeter, Joseph A. 1934. The Theory of Economic Development.Cambridge: Harvard University Press.
– Stiglitz, J., 1985. Credit markets and the control of capital. J. Money Credit Bank. 17, 133–152.
– Theil, M., 2001. Finance and economic growth: a review of theory and the available evidence. European Commission Economic Paper No. 158.
– Van Nieuwerburgh, S., Buelens, F., Cuyvers, L., 2006. Stock market development and economic growth in Belgium. Explor. Econ. Hist. 43, 13–38.
– Wachtel, P., 2003. How much do we really know about growth and finance? Econ. Rev. 88, 33–48.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۵: لیست کشورهای مورد استفاده در تخمین

آرژانتین	یونان	کویت	لهستان
برزیل	غنا	کنیا	رمانی
چین	مجارستان	مالزی	روسیه
کلمبیا	هند	مکزیک	اسلوونی
قبرس	اندونزی	مغولستان	افریقای جنوبی
جمهوری چک	ایران	مراکش	تایلند
اکوادور	اردن	پرو	تونس
استونی	قزاقستان	فیلیپین	ترکیه

قابل ذکر است که به دلیل فقدان داده از اطلاعات سایر کشورها استفاده نشده است. زیرا در بین کشورهای درحال توسعه و نوظهور فقط این ۳۲ کشور در یازده شاخص مذکور دارای اطلاعات کامل در دوره ۲۰۱۱- ۱۹۹۵ بودند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Assessment of individual and simultaneous impact of Monetary and financial indicators on growth: Using a Arellano-Bover/ Blundel- Bond two-step dynamic panel model

Saeed Samadi[1], Rahman Khoshakhlagh[2], Seyyed Parviz Jalili Kamjo[*3], Hadi Amiri[4]

Abstract

Banking and financial development are one of the main keys to achieving long-term growth through transparency and dissemination of information, investment opportunities and business identify, reducing transaction costs, increased market efficiency, diversification, coverage and reduce risk, Equip savings, micro and wandered investment attraction and facilitating the resource allocation. In recent decades the banking and financial markets developments, those follows in developing countries especially strongly in emerging economies are create relationships between this two sectors of economy and enhance of the manufacturing sector, as a real sector of the economy. According to this, In this paper, four distinct models to assess the impact of individual and simultaneous development bank (money market) and indicators of financial development (stock market) on the growth of GDP (the real economy) will be discussed. In order to achieve this goal we use dynamic panel data with generalized method of moment's model and Arellano-Bover/ Blundel- Bond Dynamic Panel Data Two Step Estimator during 2010 - 1995 for 32 countries, including developing and emerging countries and Iran. In the simultaneous and separate models, the result indicates a positive and significant impact of monetary, fiscal and macro-economic variables on GDP growth. Control of monetary, fiscal and macroeconomic indicators separately in four different models did not effect on significant or sign of other variables. There is sign stability in all four models, the Wald test, Sargan test and first and second order autocorrelation of show that econometric model is specified correctly.

Keywords: monetary and financial indicators, Arellano-Bover/ Blundel- Bond Dynamic Panel Data Two Step Estimator, GMM

JEL classii catio□: E44, O16, C33

1.Associate Professor University of Isfahan **Email:** samadi_sa@yahoo.com
2.Professor University of Isfahan **Email:** rahmankh44@yahoo.com
3.Ph.D student University of Isfahan (*Corresponding Author) **Email:** parviz.jalili@gmail.com
4.Assistant Professor University of Isfahan **Email:** amiri_66@gmail.com