فصلنامــه علوم اقتصادی
سال ۹ / شماره ۳۰ / بهار ۱۳۹٤

اثر نوسان های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه بازارهای مالی در کشورهای منتخب عضو اوپک

مهدی بصیرت[۱]
آرزو نصیرپور[۲]
علیرضا جرجرزاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۲۱

چکیده

نرخ ارز حقیقی از جمله عواملی است که نوسان در آن می‌تواند بر عملکرد اقتصاد کلان و به‌ویژه رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد. می‌توان گفت عاملی که در تحلیل‌های مختلف در مورد رابطه میان نوسان نرخ ارز و رشد اقتصادی کمتر مورد توجه قرار گرفته است، سطح توسعه بازارهای مالی کشورها می‌باشد. این مطالعه باهدف بررسی اثر نوسان های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به میزان توسعه‌یافتگی بازارهای مالی کشورهای منتخب عضو اوپک شامل الجزایر، اکوادور، ایران، نیجریه و عربستان طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۸۱ انجام شده است. نتایج این مقاله با استفاده از داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی و همچنین اثر متقابل نوسان نرخ ارز و توسعه مالی بر رشد اقتصادی مثبت است اما از نظر آماری معنادار نمی‌باشد. از طرفی اثر نوسان نرخ ارز بر رشد اقتصادی، منفی و معنادار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: نوسان نرخ ارز، رشد اقتصادی، توسعه مالی، داده‌های تابلویی.
طبقه بندی JEL : F31, 004, C23 ,016

۱- استادیار و مدیر گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات خوزستان، (نویسنده مسئول). mehdi.basirat@yahoo.com
۲- دانشجوی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات خوزستان. arezonasirpor@yahoo.com
۲- استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات خوزستان. arjorjor@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

نظام های ارزی در سطح بین‌الملل طی سالیان متمادی با فراز و نشیب های زیادی روبرو بوده و ساختار اقتصادی کشورها را تحت تأثیر خود قرار داده است. نظام های ارزی مختلف چگونگی تعیین نرخ ارز را در اقتصاد نشان می‌دهد. نرخ ارز در طول سالیان متمادی به ویژه بعد از فروپاشی سیستم نرخ ارز ثابت (نظام برتن وودز[1]) نوسان های بسیاری داشت (احسانی و همکاران،۱۳۸۸). از طرفی، یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد توجه در کشورهای در حال توسعه پس از جنگ جهانی دوم، مسئله رشد اقتصادی بوده است. از جمله عوامل مهم تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، نوسان نرخ ارز می‌باشد.

اثر نوسان های نرخ ارز بر رشد اقتصادی، در کشورهای مختلف، متفاوت است. می‌توان گفت یکی از عوامل تعیین‌کننده نحوه ی اثرگذاری نوسان نرخ ارز بر رشد اقتصادی، سطح توسعه بازارهای مالی هر کشور می‌باشد. در تئوری های جدید به همبستگی بالای رشد اقتصادی با نوآوری تأکید شده است که این نوآوری در بازارهای مالی با معرفی ابزارهای جدید تأمین و توسعه مالی و در بخش واقعی اقتصاد با معرفی کالاهای جدید صورت می‌پذیرد. در واقع، با ورود واسطه‌های مالی در مدل های رشد، با معرفی ابزارهای جدید تأمین و توسعه مالی اهدافی نظیر کاهش ریسک، افزایش کارای سرمایه از طریق تخصیص بهینه منابع و تحرک پذیری پس انداز مورد توجه قرار می‌گیرند که در نهایت هدف تحقق رشد اقتصادی بلندمدت را برای اقتصاد دنبال می‌نمایند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۰).

بررسی‌ها نشان می‌دهد، هرچه بازارهای مالی توسعه‌یافته‌تر باشد، نوسان نرخ ارز بر رشد اقتصادی اثر منفی نخواهد داشت، حال آن که در شرایط عدم توسعه بازارهای مالی، نوسان های نرخ ارز، رشد اقتصادی را با مشکل مواجه خواهد ساخت. هدف این پژوهش بررسی اثر نوسان های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه بازارهای مالی در کشورهای عضو اوپک است و مقاله حاضر مشتمل بر شش بخش است. پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری، بخش سوم پیشینه تحقیق، بخش چهارم معرفی مدل و روش‌شناسی تحقیق، بخش پنجم برآورد مدل و بخش ششم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای اختصاص دارد. در آن چارچوب سؤال های زیر مطرح شده است:

۱) آیا توسعه‌ی بازارهای مالی بر رشد اقتصادی اثر مثبت دارد؟
۲) آیا نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد؟
۳) آیا با توسعه‌ی بازارهای مالی اثر منفی نوسان نرخ ارز بر رشد اقتصادی از بین خواهد رفت؟

۲- نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی

رشد اقتصادی از جمله اهداف اصلی در سیاست‌گذاری و تصمیم‌گیری اقتصادی است. از میان متغیرهای اقتصادی، متغیری که بیش از همه در ارتباط مستقیم و تنگاتنگ با بخش خارجی اقتصاد قرار دارد و می تواند بیش از هر متغیر دیگری زمینه رشد اقتصادی را فراهم آورد متغیر کلان نرخ واقعی ارز می‌باشد، چرا که نوسان در نرخ واقعی ارز نوسانات زیادی در بخش تجارت خارجی و هم چنین تراز پرداخت‌ها ایجاد می-

Archive of SID
www.SID.ir

نماید. امروزه به دلیل تغییر و تحول های عمیق در نظام های ارزی، متغیر نرخ ارز بیش از گذشته به‌عنوان عامل کلیدی و مهم در سیاست‌گذاری اقتصادی خودنمایی می‌کند (جعفری، ۱۳۸۸). از طرف دیگر یکی از عوامل مؤثر در انتخاب نظام ارزی مناسب در کشورهای در حال توسعه ارتباط نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی است. انتخاب نظام ارزی ناکارآمد و سیاست‌های ارزی نامناسب در بسیاری از کشورها اثر منفی بر رشد اقتصادی آن ها داشته است.

از موضوع های بسیار مهم در مباحث ارزی، دو مسئله «بی‌ثباتی» و «انحراف» نرخ واقعی ارز از مقادیر تعادلی و ارتباط آن ها با رشد اقتصادی است (حلافی، ۱۳۸۶).

نوسانات نرخ واقعی ارز که نشان‌دهنده ی بی‌ثباتی و عدم قطعیت در روند قیمت‌های نسبی بین کشورهاست باعث ایجاد فضایی بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد می‌گردند. با به هم خوردن ثبات نرخ واقعی ارز، روند پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، غیرمنطقی شده، تخصیص بهینه منابع امکان‌پذیر نخواهد بود. در یک نظام بین‌المللی، ارزش پول ملی نقش اساسی در تعیین هزینه‌های اقتصادی مربوط به سرمایه‌گذاری، صادرات و واردات و تأثیر آن بر رشد اقتصادی را بازی می‌کند.

نوسان های مکرر در نرخ‌های واقعی ارز، می‌تواند با ایجاد یک شرایط نامطمئن و متزلزل در زمینه‌ی سود ناشی از مبادله های بین‌المللی، سبب کاهش تجارت و همچنین کم‌تحرکی جریان سرمایه از طریق کاهش سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های خارجی و به هم خوردن سبد دارایی‌های مالی شود. افزایش نوسان های نرخ واقعی ارز باعث بالا رفتن قیمت کالاهای قابل مبادله و افزایش خطر پوشش تغییرات پیش‌بینی‌نشدهٔ نرخ واقعی ارز می‌شود (گیورین – رویل، ۲۰۰۴)

نوسانات نرخ واقعی ارز در نظام ارزی انعطاف‌پذیر تغییرهای بسیاری در سرمایه‌گذاری و تجارت بین‌الملل و از این طریق بر رشد اقتصادی ایجاد می‌کند.

بسیاری از کشورها برای جلوگیری از نوسان نرخ ارز، ارزش پول خود را در مقابل ارزهایی که از بیشترین اهمیت برخوردارند، تثبیت می‌نمایند. بااین‌حال مشاهده می‌شود که برخی کشورهای دیگر با امتناع از تثبیت نرخ ارز و قبول سیستم نرخ ارز شناور، نوسان های نرخ ارز را می‌پذیرند. نکته قابل‌توجه آن است که مشاهدات نشان‌دهنده‌ی به وجود آمدن مشکلاتی نظیر اثرات منفی بر رشد اقتصادی به تبع حاکمیت سیستم نرخ ارز شناور و نوسان های نرخ ارز ناشی از آن، برای برخی از این کشورها بوده، درحالی‌که در بسیاری از کشورهای دیگر که بیشتر آن‌ها کشورهای توسعه‌یافته هستند این‌گونه نبوده و اثرات منفی مشاهده نمی‌شود. این دوگانگی نشان می‌دهد که اثر نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای مهمی نظیر رشد اقتصادی به عامل سومی به نام سطح توسعه‌ی مالی بستگی دارد.

۳- توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی

ازآنجاکه انباشت سرمایه یکی از مهم‌ترین منابع رشد مداوم اقتصادی یک کشور به شمار می‌رود، از طریق بازارهای مالی می‌توان فرایند تشکیل سرمایه را تسریع نمود (ختائی و خاوری‌نژاد، ۱۳۷۸). مدل های

Archive of SID

www.SID.ir

مرسوم نئوکلاسیک با فرض این که هزینه‌های مبادله صفر هستند و بازارها، از جمله بازار سرمایه، کامل می باشند، در دو مدل ایستا و پویا فرآیند تصمیم‌گیری خانوارها و بنگاه‌ها را بررسی و تحلیل می‌کنند. در مدل ایستا، خانوارها مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه و بدون توجه به سیستم پرداخت‌ها، حداکثر کرده و سبدی از کالاها را برای مصرف، انتخاب می‌کنند. بنگاه‌ها نیز بدون در نظر گرفتن نحوه ی تأمین مالی هزینه‌های خود، سطح بهینه‌ای از داده‌ها و ستانده‌ها را، باهدف حداکثر کردن سود، انتخاب می‌کنند. در تحلیل های پویا نیز همین رویکرد، با ارائه مدل های تصمیم‌گیری بین دوره‌ای، ادامه می‌یابد.

در مدل های رشد کینزی نیز با توجه به این که کینز تابع سرمایه‌گذاری را تابع معکوس از نرخ بهره معرفی می‌کند و پس انداز را تابع مستقیم در آمد، کاهش نرخ بهره پیشنهاد می‌شود. مک کینون و شاو مدل‌های پولی کینز، کینزینی‌ها و ساختارگراها را رد کردند و معتقد بودند که فروض مهم این رویکردها، با شرایط کشورهای در حال توسعهٔ آن زمان همخوانی ندارد. آنه ا به نقش کلیدی آزادسازی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی تأکید کرده و نشان دادند که سرکوب مالی یعنی تثبیت نرخ بهره اسمی در سطحی کمتر از سطح نرخ بهره حقیقی تعادلی، با محدود نمودن سرمایه‌گذاری واقعی و مقدار پس انداز، به کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود.

نئوساختارگراها که- ادوارد بافی[1] (۱۹۸۴)، آکیرا کوهساکا[2] (۱۹۸۴)، لنس تیلور[3] (۱۹۸۳) و سودر ون ویجن برگن[4] (۱۹۸۳a و۱۹۸۳b) معرف آن‌ها می‌باشند در اوایل دهه ۱۹۸۰ مکتب مک کینون- شاو را مورد حمله قراردادند. به عقیده آنان، عملاً آزادسازی مالی، به‌احتمال زیاد به دلیل کاهش عرضه واقعی اعتبارات قابل‌دسترس بنگاه‌های تجاری، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. نئوساختار گراها فرض می‌کنند که منابع مالی، آزادانه میان سیستم بانکی و بازارهای غیر متشکل در جریان هستند و هرگونه افزایش در نرخ بهره بازار غیر متشکل، موجب افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. در تحلیل آنان حذف سقف نرخ بهره موجب افزایش در نرخ بهره سپرده‌شده و ممکن است از طریق افزایش نرخ بهره بازار غیر متشکل باعث کاهش عرضه کل سرمایه در گردش شده و در نتیجه باعث کاهش رشد اقتصادی شود (کمیجانی و پور-رستمی،۱۳۸۷). پاتریک (۱۹۹۶) معتقد است در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، بخش مالی با گسترش و فراهم آوردن سرمایه باعث رشد اقتصادی می‌گردد و در مراحل بعدی که اقتصاد در حال رشد می‌باشد، تقاضا برای خدمات مالی در آن افزایش می‌یابد و منجر به توسعه مالی می‌شود (پاتریک، ۱۹۶۶).

۴- توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده‌ی نفت

کشورهای صادرکننده‌ی نفت، برخوردار از مواهبی هستند که به طور مستمر از اعماق زمین استخراج‌شده و به درآمدی اضافی برای جامعه تبدیل می‌شود. این درآمد، منابع بیشتری را برای نهادهای مالی فراهم می‌کند و همچنین ازآنجاکه کشورهای صادرکننده‌ی نفت، معمولاً در شرایط افزایش قیمت‌های جهانی نفت، اقدام به شروع سرمایه‌گذاری های زیادی می‌کنند و در شرایط کاهش قیمت، منابع لازم برای تأمین مالی این حجم از سرمایه‌گذاری را ندارند، نهادهای مالی بیشتر به صورت مستمر با تقاضای بالا مواجه

Archive of SID

www.SID.ir

هستند. در مجموع منابع بیشتر و تقاضای بالا، عواملی است که می‌تواند تأثیر توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی را در این کشورها تقویت کند. از سوی دیگر درآمد نفت می‌تواند به‌عنوان جایگزینی برای پس انداز خصوصی باشد و علاوه بر آن، اختلال در قیمت‌ها و تصمیمات غیراقتصادی در انتخاب پروژه‌های سرمایه-گذاری را ایجاد می‌کند که تأثیر نهادهای مالی بر رشد اقتصادی را تضعیف می‌نماید (نیلی و راستاد، ۱۳۸۲).

۵- پیشینه تحقیق

گیلفاسون و زوئیگا[5] (۲۰۰۱) با بررسی ۸۵ کشور و با استفاده از مدل رشد سولو نشان دادند که هر چه نسبت سرمایه‌ی طبیعی به سرمایه‌ی فیزیکی بیشتر باشد، کمیت و کیفیت سرمایه‌گذاری و پس انداز کاهش می‌یابد و وابستگی بیشتر به منابع طبیعی توسعه‌ی نهادهای مالی را کمتر کرده و از رشد اقتصادی آن ها جلوگیری می‌کند.

ریوجا و والو (۲۰۰۲) نشان دادند که رابطه بین رشد و توسعه مالی رابطه یک نواخت یک به یک نمی باشد و به سطح توسعه مالی آن‌ها بستگی دارد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در کشورهای با سطح توسعه مالی پایین برخی شاخص های توسعه مالی اثر منفی و گروه دیگر اثر مثبت ولی بسیار کم و قابل چشم‌پوشی بر رشد دارند. در کشورهایی با سطح توسعه مالی متوسط، شاخص‌های توسعه مالی اثر مثبت و بزرگ‌تری نسبت به کشورهای دارای توسعه مالی پیشرفته، بر رشد دارند.

آقیون و همکاران (۲۰۰۶) به بررسی تغییرات نرخ ارز و رشد بهره‌وری با توجه به نقش توسعه مالی می‌پردازند و بر اساس داده‌های ۸۳ کشور برای سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۶۰ نشان دادند که تغییرات نرخ ارز می‌تواند اثر مهمی بر نرخ رشد بهره‌وری در بلندمدت داشته باشد؛ اما این اثر به شدت به سطح توسعه‌ی مالی کشور بستگی دارد. برای کشورهایی با توسعهٔ مالی نسبتاً پایین، تغییرات نرخ ارز به طور کلی رشد را کاهش می‌دهد درحالی‌که برای کشورهایی با توسعهٔ مالی پیشرفته تغییرهای نرخ ارز اثر قابل‌توجهی ندارد. سلیمان و آمر (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ی خود با عنوان «توسعه مالی و رشد اقتصادی تجربه کشور مصر»، به بررسی رابطه‌ی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشور مصر، با استفاده از تکنیک VAR، در دورهٔ زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱، پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه، حاکی از رابطه ی متقابل توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشور مصر است. همچنین آنها اثبات کردند که توسعه ی مالی از طریق افزایش منابع برای سرمایه‌گذاری و افزایش کارایی سرمایه‌گذاری سبب رشد اقتصادی در این کشور می‌شود. آن ها پیشنهاد کردند که اگر اصلاح ساختارهای مالی که از سال ۱۹۹۱ در این کشور شروع‌شده، تسریع شود، سبب تحریک سرمایه‌گذاری و پس‌انداز و در نتیجه رشد بلندمدت اقتصادی را موجب می‌شود.

اسنابل[6] (۲۰۰۸)، اثر تثبیت نرخ ارز را بر روی رشد اقتصادی ۴۱ اقتصاد کشورهای عضو اتحادیه ی اروپا مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه، تجارت بین‌الملل، جریان بین‌المللی سرمایه و تثبیت کلان اقتصادی را از جمله کانال‌های مهم انتقال ثبات نرخ ارز به رشد اقتصادی معرفی نموده است. این تحقیق با استفاده از روش داده‌های تابلویی اثر منفی نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی را اندازه گرفته است.

Archive of SID
www.SID.ir

تولابو (۲۰۱۱)، با استفاده از داده‌های ۳۳ کشور در حال توسعه به بررسی رابطهٔ بین میانگین نرخ رشد سرانه GDP و نوسان نرخ ارز واقعی می‌پردازد و به این نتیجه می‌رسد که به طور متوسط نوسان نرخ ارز واقعی به طور منفی با رشد اقتصادی در ارتباط است و بنابراین سیاست‌های نامناسب نرخ ارز باعث عملکرد ضعیف اقتصادی خواهد شد که بسیاری از کشورهای در حال توسعه آن را تجربه کرده‌اند.

نیلی و راستاد(۱۳۸۲) به بررسی رابطه ی بازارهای مالی و رشد اقتصادی می‌پردازند و در این مطالعه اثر چهار شاخص بنیانی، ساختاری و کارایی توسعه مالی و نیز نسبت سپرده‌های غیر دیداری به تولید ناخالص ملی به سه شاخص عملکرد اقتصادی شامل رشد اقتصادی، رشد انباشت سرمایه ی سرانه و بهره‌وری سرمایه بررسی شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، به دلیل وجود اثر غالب دولت در اقتصاد ایران، اثرات توسعه‌ی مالی بر بخش واقعی در مقایسه با دیگر کشورها کمرنگ و در مواردی نیز منفی بوده است.

ختائی و موسوی نیک (۱۳۸۷)، با به‌کارگیری میانگین‌های پنج ساله‌ی داده‌های مربوط به ۶۹ کشور نمونه و مدل‌سازی آن در قالب داده‌های تابلویی به بررسی اثر نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه‌ی بازارهای مالی می‌پردازند که نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که در سطوح پایین توسعه بازارهای مالی اثر نوسان های نرخ ارز بر رشد اقتصادی منفی بوده و در سطوح بالا این اثر حتی می‌تواند مثبت باشد. سیفی‌پور (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر سطح توسعه مالی بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۸۵ کشور می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که در کشورهای با درآمد بالا و از نظر سطح مالی در بازار پول و سرمایه توسعه‌یافته‌تر، بهبود توسعه مالی منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. در کشورهای با درآمد پایین و متوسط و با سطح توسعه مالی پایین در بازار پول و سرمایه، بهبود توسعه مالی در بازار پول تأثیر منفی و بهبود در بازار سرمایه تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

۶- معرفی مدل و روش‌شناسی تحقیق

بر اساس نتایج به‌دست آمده از مطالعه نظری آقیون و همکاران (۲۰۰۶) می‌توان رابطه رشد اقتصادی با توسعه مالی و نوسان نرخ ارز را به‌صورت زیر نوشت:

$$GY_t = \lambda_1 ER_t + \lambda_2 ER_t \times FD_t + \delta FD_t \qquad (۱)$$

که در آن GY_t نشان‌دهنده رشد اقتصادی، ER_t متغیر نوسان نرخ ارز حقیقی و FD_t شاخص توسعه مالی است. از طرفی $ER_t \times FD_t$ بیانگر اثر متقابل نوسان نرخ ارز و توسعه مالی بر رشد اقتصادی است و نشان‌دهنده نقش توسعه مالی در اثرگذاری نوسان نرخ ارز بر رشد اقتصادی است. در شماری از پژوهش‌های کاربردی نظیر لوین و همکاران[۷] (۲۰۰۰) تورم به‌عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی وارد شده است؛ بنابراین مدلی که برآورد می‌شود، به‌صورت زیر خواهد بود:

$$GY_t = \lambda_1 ER_t + \lambda_2 ER_t \times FD_t + \delta FD_t + \beta P_t + U_t \qquad (۲)$$

Archive of SID
www.SID.ir

این مدل، یک مدل سری زمانی است، ولی برای اینکه نقش مقاطع یعنی کشورهای مختلف در نظر گرفته شود از یک مدل پویا با داده‌های تابلویی استفاده می‌شود؛ بنابراین مدل نهایی که برآورد خواهد شد عبارت است از:

$$GY_t = \lambda_1 ER_t + \lambda_2 ER_t \times FD_t + \delta FD_t + \beta P_t + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

که در آن، i و t به ترتیب نشان‌دهنده کشور و زمان، μ_t اثر ویژه‌زمانی و η_i اثر ویژه کشورها هستند. در این پژوهش از رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، به‌عنوان معیار مناسبی برای نشان دادن رشد اقتصادی بر اساس رابطه زیر استفاده شده است:

$$Growth = \log GDPPC_t - \log GDPPC_{t-1}$$

(GDPPC = تولید ناخالص داخلی سرانه)

شاخص‌های متفاوتی برای توسعه‌ی مالی وجود دارند اما به دلیل اینکه مبانی نظری استخراج این مدل، مبتنی بر استقراض و تأمین اعتبار بنگاه‌ها از سیستم بانکی و مؤسسات مالی است، از نسبت کل اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP (ضربدر ۱۰۰) به‌عنوان شاخص توسعه مالی استفاده می‌شود.

$ER_{i,t}$ شاخص نوسان نرخ ارز حقیقی بوده که برای نوسان نرخ ارز حقیقی، انحراف معیار پنج ساله نرخ ارز حقیقی مؤثر در نظر گرفته می‌شود یعنی:

$$ER_{i,t} = \delta_{i,t,t+5} = stdev\left[\ln(RER_{i,t}^{cpi}) - \ln(RER_{i,t-1}^{cpi})\right]$$

$p_{i,t}$ ، تورم به‌عنوان شاخص بی‌ثباتی اقتصاد است. دوره مورد بررسی برای برآورد مدل ۲۰۱۰-۱۹۸۱ است. برای اینکه اثرات سیکل‌های کوتاه‌مدت حذف شود و نوسان داده‌های سالانه در نتایج خللی ایجاد نکند از داده‌های سالانه استفاده نمی‌شود، بلکه برای هر کدام از متغیرها، میانگین‌های ۵ ساله بکار برده می‌شود. کشورهای مورد بررسی، کشورهای منتخب عضو اوپک شامل الجزایر، اکوادور، ایران، نیجریه و عربستان می‌باشند و آمار تمامی متغیرها از سایت بانک جهانی (WDI) استخراج شده است. با توجه به نوع داده‌ها و روش تجزیه‌وتحلیل آماری موجود، از روش اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی برای برآورد پارامترهای الگو و بررسی آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است، زیرا ارزش کمی متغیرهای مستقل و وابسته از یک سو، مربوط به زیرگروه‌های مختلف کشورهای عضو اوپک بوده و از سوی دیگر دوره زمانی (۲۰۱۰-۱۹۸۱) را در برمی‌گیرد. در چنین حالتی برای حصول نتایج منطقی، از روش داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود.

شرط لازم برای تخمین صحیح، مانا بودن متغیرها است. جهت بررسی مانایی یا نامانایی متغیرها از آزمون‌های لین، لوین و چو (LLC)، ایم، پسران و شین (IPS)، فیشر (ADF)، PP-Fisher استفاده شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

۴-۱-آزمون لین، لوین و چو(LLC)

این آزمون بر اساس آزمون ADF به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$\Delta X_{i,t} = \rho X_{i,t} + \delta_t + \alpha_i + \sum_{j=1}^{l_i} \theta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۴)$$

که در رابطه فوق، ρ_i پارامتر خود همیشه برای هر مقطع، l_i طول وقفه، δ اثر زمان، α_i ضریب ثابت برای هر مقطع و ε_{it} جمله اخلال مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ^2 است. آزمون لین و لوین و چو، آزمون ترکیبی ADF با روند زمانی است که در ناهمگنی مقطع‌ها و ناهمسانی واریانس جمله های خطا دارای قدرت بالایی است. فرضیه های این آزمون به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \rho_i = 0 \\ H_1 : \rho_i = \rho < 0 \end{cases}$$

۴-۲- آزمون ایم، پسران و شین (IPS)

اختلاف آزمون ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) با آزمون LL بیشتر در فرضیات در نظر گرفته‌شده نمود پیدا می‌کند. در فرضیه آزمون (IPS)، ضرایب ρ_i ها دارای ارزش های متفاوتی هستند. به عبارتی دیگر فرضیات آزمون (IPS) به‌صورت زیر است:

$$H_0 : \rho_i = 0, i = 1,2,\ldots,N$$

$$H_1 : \begin{cases} \rho_i < 0, i = 1,2,\ldots,N_1, 0 < N_1 < N \\ \rho_i = 0, i = N_1 + 1,\ldots,N \end{cases}$$

بر اساس این فرضیه ها بعضی از مقطع‌ها می‌تواند دارای ریشه واحد باشد.

۴-۳- آزمون فیشر

روش دیگر برای آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی، استفاده از سطح معنی‌داری آزمون ریشه واحد دیکی فولر پیشرفته است. اساس این روش برگرفته از روش فیشر (۱۹۳۲) است که در آینده به‌وسیله چو[۸] (۲۰۰۱) و مادالا و وو[۹] (۱۹۹۹) به تفصیل گسترش داده شده است. بر این است، این آزمون به آزمون MW (مادالا و وو) معروف است. این آزمون بر اساس آزمون دیکی فولر معمولی به‌صورت زیر انجام می‌شود:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i Y_{i,t-1} + \sum_{z=1}^{\pi_i} \beta_{i,z} \Delta Y_{i,t-z} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۵)$$

که در آن $Y_{i,t}$ متغیر مورد بررسی، α_i ضریب ثابت در آزمون دیکی فولر، π_i وقفه آزمون و خطای آزمون است. فرضیه های آزمون MW همانند فرضیه های آزمون IPS به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_0 : \rho = 0, i = 1,2,\ldots,N$$

$$H_1 : \begin{cases} \rho_i < 0, i = 1,2,\ldots,N_1, 0 < N_1 < N \\ \rho_i = 0, i = N_1 + 1,\ldots,N \end{cases}$$

Archive of SID

www.SID.ir

به‌عبارت‌دیگر، این فرضیه ها را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

H_0: وجود ریشه واحد برای متغیرها در همه مقاطع

H_1: متغیر حداقل در یکی از مقطع‌ها ایستا است

درصورتی‌که برخی از متغیرهای مورد بررسی در سطح مانا باشند و برخی با یک بار تفاضل گیری مانا شوند باید آزمون هم انباشتگی، مورد بررسی قرار گیرد. یکی از آزمون‌های هم انباشتگی پانل که در کارهای تجربی به طور گسترده‌ای به‌کار گرفته می‌شود، آزمون پدرونی[۱۰](۱۹۹۹) است.پدرونی هفت آزمون هم انباشتگی را در دو گروه کلی پیشنهاد کرد، گروه اول: مبتنی بر روش درون بعدی و گروه دوم: مبتنی بر روش بین بعدی هستند. در هر دو گروه تحت فرضیه صفر، بین متغیر های الگو ارتباط بلندمدت وجود ندارد. برای آماره‌های گروه اول فرضیه‌ی $H_0:\gamma_i = 1$ در مقابل فرضیه‌ی $H_1:\gamma_i = \gamma < 1$ آزمون می‌شود. درصورتی‌که برای آماره‌های گروه دوم فرضیه‌ی $H_0:\gamma_i = 1$ در مقابل فرضیه‌ی $H_1:\gamma_i < 1$ آزمون می‌شود. در روش داده‌های ترکیبی برای به‌کارگیری مدل تلفیق‌شده در برابر مدل اثرات ثابت از آزمون چاو استفاده می‌شود. فرضیه های این آزمون به‌صورت زیر است.

$H_0 : Pooled\ Model$

$H_1 : Fixed\ Effect\ Model$

فرضیه‌ی اول بر اساس مقادیر مقید و فرضیه‌ی مقابل آن بر اساس مقادیر غیر مقید است. آماره‌ی آزمون چاو بر اساس مجموعه مربعات خطای مدل مقید و مدل غیر مقید به‌صورت زیر است:

$$Chow = \frac{(RRSS - URSS)/N-1}{URSS/NT-N-K} \qquad (۷)$$

این آماره دارای توزیع F با $N-1$ و $NT-N-K$ درجه‌ی آزادی است.

سپس برای بررسی این موضوع که برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده شود یا از روش اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن[۱۱] استفاده می‌شود. آزمون هاسمن بر پایه‌ی وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده‌شده و متغیرهای مستقل مدل شکل گرفته است. اگر چنین ارتباطی وجود داشته باشد، مدل اثر تصادفی و اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثر ثابت کاربرد خواهد داشت.فرضیه H0 نشان‌دهنده‌ی عدم ارتباط بین متغیر های مستقل و خطای تخمین و فرضیه H1 نشان‌دهنده‌ی وجود ارتباط است.

Archive of SID
www.SID.ir

۷- برآورد مدل

برای تخمین صحیح متغیر های مدل ابتدا به بررسی مانایی آن ها بر اساس آزمون های ریشه واحد پنل می‌پردازیم. نتایج حاصل از انجام این آزمون‌ها برای تمام متغیرهای مدل در جدول۱ نشان داده شده است.

جدول۱- بررسی مانایی متغیرها در سطح

آزمون / متغیر	آزمون لین، لوین و چو (LLC)		آزمون ایم، پسران و شین (IPS)		آزمون فیشر (ADF)		آزمون فیشر (PP-Fisher)	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
GY	-۱۸/۵۴۲۴	۰/۰۰	-۳/۹۸۹۸۴	۰/۰۰	۲۹/۴۷۰۲	۰/۰۰۱۰	۳۰/۹۴۰۵	۰/۰۰۰۶
FD	-۴/۷۶۲۷۶	۰/۰۰	-۰/۷۱۹۷۱	۰/۲۳۵۹	۱۴/۸۳۵۲	۰/۱۳۸۲	۱۵/۲۸۶۹	۰/۱۲۱۹
ER	-۲۱/۰۲۵۹	۰/۰۰	-۹/۰۳۰۳۳	۰/۰۰	۵۳/۹۰۸۵	۰/۰۰	۶۶/۸۹۲۴	۰/۰۰
ER×FD	-۷/۶۳۱۹۵	۰/۰۰	-۲/۲۱۴۴۴	۰/۰۱۳۴	۲۳/۲۴۷۷	۰/۰۰۹۹	۳۱/۶۰۷۸	۰/۰۰۰۵
P	-۱/۳۸۶۸۴	۰/۰۸۲۷	۰/۲۹۵۹۹	۰/۶۱۶۴	۶/۹۵۴۹۵	۰/۷۲۹۷	۵/۷۹۸۹۲	۰/۸۳۱۹

منبع: محاسبات تحقیق

متغیرهای ER،GY و ER×FD بر اساس تمامی آزمون‌ها و در سطح مانا هستند اما متغیر FD بر اساس آزمون‌های IPS، ADF و PP-Fisher و متغیر P بر اساس آزمون‌های LLC، IPS، ADF و PP-Fisher و در سطح مانا نیستند.

جدول۲- بررسی مانایی متغیرها با یک بار تفاضل گیری

آزمون / متغیر	آزمون لین، لوین و چو (LLC)		آزمون ایم، پسران و شین (IPS)		آزمون فیشر (ADF)		آزمون فیشر (PP-Fisher)	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
FD	-۷/۸۶۲۴۴	۰/۰۰	-۲/۱۸۷۱۹	۰/۰۱۴۴	۱۹/۴۸۸۹	۰/۰۳۴۵	۲۲/۰۱۸۳	۰/۰۱۵۰
P	-۵/۱۴۸۲۴	۰/۰۰	_	_	۳۰/۰۹۱۹	۰/۰۰۰۸	۳۰/۱۷۳۳	۰/۰۰۰۸

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که در جدول ۲ نشان داده شده است، متغیرهایFD و P بر اساس آزمون‌های LLC، IPS، ADF، PP-Fisherو با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند. با توجه به اینکه متغیرهای FD وP، I(1) و بقیه متغیرها I (0) هستند باید آزمون هم انباشتگی پانل بررسی شود. نتایج آزمون هم انباشتگی در جدول ۳ نشان داده شده است:

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۳- آزمون هم انباشتگی پانل

روش آزمون	آماره آزمون	احتمال
Panel PP–Statistic	-۸/۵۰۴۲۹۴	۰/۰۰
Panel ADF– Statistic	-۲/۶۵۲۴۷۲	۰/۰۰۴۰
Group PP–Statistic	-۱۲/۴۲۷۸۱	۰/۰۰
Group ADF-Statistic	-۵/۰۶۵۲۶۸	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس آزمون‌های Panel Statistic -PP، Panel ADF– Statistic (آماره-های درون بُعدی) و آزمون‌های Group PP – Statistic و Group ADF-Statistic (آماره‌های بین بعدی) فرضیه‌ی H0 مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی رد شده و هم انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود. حال برای به‌کارگیری مدل تلفیق‌شده در برابر مدل اثرات ثابت آزمون چاو مورد بررسی قرار می‌گیرد که نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴ مشاهده می‌شود.

جدول ۴- آزمون چاو یا F

اثر آزمون چاو	آماره محاسباتی	درجه آزادی	احتمال
مقطع عرضی F	۴/۶۸۷۵۹۵	۴/۲۱	۰/۰۰۷۳

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه سطح احتمال آماره F از ۰،۰۵ کمتر است، فرضیه H_0 رد شده و اثرات ثابت پذیرفته می‌شود و باید عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. برای انتخاب میان روش اثرات ثابت و یا روش اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج آزمون هاسمن در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵- آزمون هاسمن

	آماره‌ی کای دو	درجه آزادی	احتمال
اثر آزمون هاسمن	۱۸/۷۵۰۳۸۱	۴	۰/۰۰۰۹

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که فرضیه H0 مبنی بر اینکه مدل تصادفی را می‌توان به‌جای مدل ثابت به‌کار برد در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود؛ بنابراین بهترین نوع برآورد روش اثرات ثابت است. با توجه به نتایج آزمون هاسمن و انتخاب روش اثرات ثابت، ضرایب مدل با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (EGLS) برآورد می‌شوند. نتایج حاصل از برآورد مدل با فرض اثرات ثابت در جدول ۶ نشان داده شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۶- نتایج برآورد مدل

متغیر وابسته: رشد اقتصادی (GY)				
متغیرها	ضریب	خطای انحراف معیار	آماره t	احتمال
مقدار ثابت (C)	۰/۰۱۷۴۴۳	۰/۰۰۷۶۳۶	۲/۸۴۴۳۸۶	۰/۰۳۲۹
توسعه مالی (FD)	۳/۷۲E-05	۰/۰۰۰۲۸۰	۰/۱۳۲۹۶۹	۰/۸۹۵۵
نوسان نرخ ارز حقیقی (ER)	-۰/۰۰۰۱۰۶	۲/۶۸E-05	-۳/۶۹۵۵۰۵	۰/۰۰۰۷
اثر متقابل نوسان نرخ ارز و توسعه مالی بر رشد اقتصادی ER×FD	۱/۰۴E-06	۱/۰۵E-06	۰/۹۹۳۴۲۲	۰/۳۳۱۸
تورم (p)	-۰/۰۰۰۳۲۲	۰/۰۰۰۱۰۱	-۳/۱۸۴۴۴۵	۰/۰۰۴۵
R^2	۰/۷۶			
R^2 تعدیل‌شده	۰/۶۷			
آماره دوربین واتسون	۲/۰۰			
آماره F	۸/۴۹			
احتمال آماره F	۰/۰۰			

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول۶ ضریب توسعه مالی مثبت اما از نظر آماری بی‌معناست. همچنین نتایج نشان‌دهنده آن است که اثر مستقیم نوسان نرخ ارز بدون در نظر گرفتن اثرات متقابل نوسان نرخ ارز و توسعه مالی بر رشد اقتصادی، منفی و معنادار است. از طرفی اثر متقابل نوسان نرخ ارز حقیقی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی مثبت است اما از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. ضریب متغیر تورم منفی و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد است، به سخن دیگر با افزایش تورم، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه مدل اثرات ثابت به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شده است، بنابراین تفاوت کشورها که به‌وسیله عرض از مبدأهای به‌دست آمده نشان داده می‌شود، در جدول ۷ ارائه می‌گردد:

جدول ۷- عرض از مبدأ کشور های منتخب

عرض از مبدأ	نام کشور
-۰/۰۰۰۲۰۲	الجزایر
۰/۰۰۳۱۳۸	اکوادور
۰/۰۰۸۵۹۶	ایران
۰/۰۰۷۶۶۳	نیجریه
-۰/۰۱۹۱۹۵	عربستان

منبع: محاسبات تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

تفاوت عرض از مبدأ در مقاطع مختلف نشان‌دهنده‌ی تأثیر سایر عوامل در مدل به‌غیراز متغیرهای توضیحی تعریف‌شده در آن مدل و همچنین محیط تجاری، فرهنگی و سیاسی آن کشورها می‌باشد.

۸- نتیجه‌گیری

در این مقاله به بررسی اثر نوسان های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه بازارهای مالی در کشورهای منتخب عضو اوپک طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۱ پرداخته شد. نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد که ضریب توسعه بازارهای مالی مثبت است اما از نظر آماری معنادار نمی‌باشد. این بدان معناست که توسعه بازارهای مالی در کشورهای منتخب عضو اوپک طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۱ بر رشد اقتصادی این کشورها اثرگذار نبوده است. اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی در میان کشورها و در طول زمان یکسان نمی باشد. لوین (۲۰۰۰) و دی گریگوریو و گودتی (۱۹۹۵) نشان داده‌اند که اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی به سطح توسعه مالی بستگی دارد؛ یعنی در کشورهای در حال توسعه، این اثر ممکن است قابل چشم‌پوشی و یا از نظر آماری بی‌معنا باشد. در کشورهای در حال توسعه اعتبارهای اعطایی به بخش خصوصی علاوه بر اعتبارهای اعطایی نهادهای مالی خصوصی شامل اعتبارات تخصیص‌یافته بانک مرکزی و بانک‌های دولتی نیز می‌شود. در کشورهای عضو اوپک که کشورهای در حال توسعه هستند، سهم نهادهای پولی دولتی فعال در بازار پول نسبت به نهادهای خصوصی بیشتر است. در مؤسسات مالی مذکور، اعتبارات بر اساس سوددهی پروژه واگذار نمی‌شود و به‌صورت تکلیفی اعطا می‌شود. همچنین به دلیل وجود سرکوب مالی در این کشورها، نرخ تسهیلات ارائه‌شده بسیار پایین تر از نرخ بازار است، بنابراین پروژه‌هایی با نرخ سوددهی پایین‌تر نیز قبول می‌شوند هر چند از نظر اقتصادی باصرفه نمی‌باشند؛ بنابراین در این کشورها پرداخت این تسهیلات لزوماً منجر به افزایش سطح سرمایه‌گذاری و افزایش رشد اقتصادی نخواهد شد. اثر مستقیم نوسان نرخ ارز حقیقی بر رشد اقتصادی در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و از نظر آماری معنادار می‌باشد. ضریب اثر متقابل نوسان نرخ ارز و توسعه مالی بر رشد اقتصادی مثبت است اما از نظر آماری معنی دار نمی‌باشد. به‌عبارت‌دیگر اگر نوسانات نرخ ارز وجود داشته باشد و توسعه مالی را در نظر بگیریم، توسعه مالی مقداری اثری مثبت دارد اما آن قدر قابل‌توجه نیست که معنادار باشد. با فرض وجود نوسان نرخ ارز، اگر تغییر نرخ ارز در یک دوره به ضرر بنگاه باشد، بنگاه متضرر شده و از سود بنگاه کاسته خواهد شد. با کاهش سود بنگاه، درصورتی‌که امکان جذب نقدینگی مورد نیاز برای نوآوری از بازار اعتبار وجود نداشته باشد، نوآوری صورت نمی‌گیرد و در نتیجه از میزان افزایش تولید بنگاه کاسته خواهد شد که این مسئله در سطح کل اقتصاد به معنای رشد اقتصادی کمتر است.

برعکس، اگر امکان جذب نقدینگی از بازار اعتبار توسط بنگاه‌ها وجود داشته باشد، بنگاه‌ها می‌توانند نقدینگی مورد نیاز برای کارآفرینان را، حتی باوجود کاهش سود ناشی از نوسان نرخ ارز، از بازار اعتبار استقراض کرده و با انجام نوآوری و سود ناشی از آن و همچنین، نوسانات مثبت نرخ ارز در دوره‌های بعدی (همواره نوسان نرخ ارز به ضرر بنگاه نیست) بدهی خود را باز پس دهند. به دلیل نحوه‌ی آزادسازی بازارهای

Archive of SID
www.SID.ir

مالی، ضعف مدیریت نظام مالی و عدم شکل‌گیری بازارهای مالی منسجم و بهره‌مند از مقررات در کشورهای عضو اوپک، این کشورها فاقد بازارهای مالی کارآمد می‌باشند؛ بنابراین در صورت وجود نوسانات منفی نرخ ارز، امکان استقراض و پوشش ریسک برای بنگاه‌ها از طریق بازارهای مالی وجود نخواهد داشت. به‌عبارت‌دیگر در کشورهای مورد بررسی، بازارهای مالی نمی‌توانند به طور مؤثر اثر منفی نوسان نرخ ارز را کاهش دهند و باعث افزایش رشد اقتصادی شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع

۱) احسانی، محمدعلی، خانعلی پور، امیر، عباسی، جعفر (۱۳۸۸) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران، پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی، سال نهم، شماره ۱، صفحات ۳۴-۱۳.

۲) جعفری، مهدی (۱۳۷۸) تأثیر نرخ ارز واقعی ارز بر رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۵-۱۳۳۸، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه مازندران.

۳) حسینی، سید مهدی، اشرفی، یکتا، صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۰) بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران با معرفی متغیرهای جدید، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۰، صفحات ۳۴-۱۹.

۴) حلافی، حمیدرضا (۱۳۸۶) نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۹، صفحات ۷۵-۵۹.

۵) ختائی، محمود و خاوری نژاد ابوالفضل (۱۳۷۸) گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

۶) ختائی، محمود و موسوی نیک سید هادی (۱۳۸۷) اثر نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه بازارهای مالی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۷، صفحات ۱۹-۱.

۷) سیفی‌پور، رویا (۱۳۸۹). بررسی تجربی تأثیر سطح توسعه مالی بر رشد اقتصادی، مجله مطالعات مالی، شماره پنجم، صفحات ۵۲-۳۳.

۸) کمیجانی، اکبر و پور رستمی ناهید (۱۳۸۷) تأثیر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی (مقایسه اقتصادهای کمتر توسعه‌یافته و نوظهور)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۷، صفحات ۵۱-۳۱.

۹) نیلی، مسعود و راستاد مهدی (۱۳۸۲) توسعه مالی و رشد اقتصادی، مجموعه مقالات سیزدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، نقش نهادهای مالی در توسعه‌ی اقتصادی: عملکرد و چشم‌انداز- تجربه‌ی ایران، پژوهشکده پولی و بانکی، صفحات ۹۶-۷۱.

10) Aghion, ph. Et al. (2006) Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development, NBER Working Paper.

11) De Gregorio, J. and Guidotti, P. E (1993) Financial development and economic growth, Washington D.C, International Monetary Fund, July.

12) Fisher, R. A (1932) statistical methods for research workers, 4th ed. Oliver and Boyd, Edinburgh.

13) Guerin, J. and Revil, L (2004) Exchange rate volatility and growth, University of Amiens.

14) Gylfason,T.and Zoega,G (2001) Natural resources and economic growth: the role of investment, Economic Policy Research Unit University of Copenhagen.

15) Im, K.S. pesaran, M.H. and Shin, Y (1997) Testing for unit roots in heterogeneous panels, University of Cambridge, Department of Applied Economics.

16) Levin, A. and Lin, C.F (1992) Unit root tests in panel data: Asymptotic finite sample properties, University of California, San Diego, Discussion Paper No.7.

17) Levin,R. Loayza,N. and Beck,T (2000) Financial intermediation and growth;causality and causes, Journal of Monetary Economics,46(1),PP31-77.

18) Patrick, H.T.(1966) Finacial development and economic growth in underdeveloped countries. Economic developmenent and cultural change, vol.14, pp. 174-189.

Archive of SID

www.SID.ir

19) Pedroni, P (1997) panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis, Indiana University.
20) Rioja, F. and valev, N (2003) Financial and sources of growth of various stages of economic development, Economic Inquiry.
21) Schnabel,G (2008) Exchang rate volatility and growth in small open economy at the EMU periphery, Leipzing University.
22) Suleiman A-B. and Aamer, S (2007) financial development and economic growth: the Egyption experience, Journal of Policy Modeling, Article in Press.
23) Toulaboe, D (2001) Real exchange rate misalignment and economic growth in developing countries, Hays State University, pp 57-72.

یادداشت‌ها

1. Bretton Woods
2. Edward Buffie
3. Akira Kahsaka
4. lance Taylor
5. Sweder van Wijnbergen
6. Patrick
7. Gylfason & Zoega
8. Rioja & Valey
9. Aghion , et al
10. Suleman & Aamer
11. Sehnable
12. Toubaboe
13. Panel data
14. Levien , et al
15. Word Data Bank (2010)
16. Lin & Levin & chou
17. Im & pesaran & shin
18. Fisher
19. Choi
20. Madala & wu
21. pedron
22. Hausman Test

Archive of SID

www.SID.ir