فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال چهارم، شماره ۲ «پیاپی ۱۲»، زمستان ۱۳۸۹، صفحات ۱۱۶-۹۵)

بررسی اثر توسعه مالی و انحراف استاندارد مالی بر رشد اقتصادی در ایران

مسعود نوئژاد[*] *ثمر حقیقی*[**]

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۹/۳۰ **تاریخ پذیرش:** ۹۰/۱۰/۱۱

چکیده

در این مقاله به بررسی اثر توسعه مالی و هم چنین انحراف استاندارد مالی بر رشد اقتصادی در ایران در کوتاه مدت و بلندمدت پرداخته می‌شود. بدین منظور از الگوی GARCH جهت بدست آوردن انحراف استاندارد مالی بهره‌گیری شده و سپس از یک الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) جهت برآورد ارتباط توسعه مالی و انحراف استاندارد مالی با رشد اقتصادی در ایران در کوتاه مدت و بلندمدت استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد اثر افزایش اعتباردهی به بخش خصوصی بر درآمد سرانه واقعی در کوتاه مدت و بلندمدت در به دلیل عدم کارایی در مدیریت بانکی کشور، منفی و معنادار می‌باشد. هم چنین اثر انحراف استاندارد مالی نیز در کوتاه مدت و بلندمدت منفی و معنادار است.

طبقه‌بندی JEL: O11; E63; C32; C13; C12

واژگان کلیدی: توسعه مالی؛ انحراف استاندارد مالی؛ رشد اقتصادی.

[*] استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شیراز، گروه اقتصاد، شیراز، ایران،پست الکترونیکی: mnonejad.iaushiraz@yahoo.com

[**] کارشناس ارشد علوم اقتصادی

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

محققان و سیاست گذاران تلاشهای فراوانی جهت یافتن تدابیری که منجر به رشد اقتصادی شود انجام داده اند. توسعه مالی یکی از سیاست‌هایی است که بسیاری از اقتصاددانان در جهت رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی توصیه می‌نمایند. در چنین دیدگاهی فرض می‌شود توسعه مالی، موتوری برای رشد اقتصادی بوده و بنابراین سیاست گذاران باید توجه خود را بر خلق و ارتقاء مؤسسات مالی هم چون بانک‌ها مؤسسات اعتباری و بازارهای سرمایه معطوف دارند. گروهی دیگر هم اعتقاد دارند که سیاست‌هایی که در جهت ارتقای توسعه مالی تلاش می‌کنند، در واقع باعث اتلاف منابع کمیاب می‌شوند. از این دیدگاه تأکید غیر ضروری بر توسعه مالی سبب انحراف توجه از سایر سیاست‌هایی می‌گردد که ممکن است جهت دسترسی به رشد اقتصادی ضروری تر باشند. در این تحقیق فرضیات زیر مورد توجه بوده است: توسعه مالی در کوتاه مدت اثر مثبت بر رشد اقتصادی در ایران دارد؛ توسعه مالی در بلند مدت اثر مثبت بر رشد اقتصادی در ایران دارد؛ انحراف استاندارد مالی در کوتاه مدت اثر منفی بر رشد اقتصادی در ایران دارد؛ انحراف استاندارد مالی در بلند مدت اثر منفی بر رشد اقتصادی در ایران دارد.

در راستای فرضیات، هدف این تحقیق بررسی ارتباط توسعه مالی و همچنین انحراف استاندارد مالی بر رشد اقتصادی در ایران در کوتاه مدت و بلندمدت می‌باشد. بدین منظور از الگوی GARCH[1] جهت بدست آوردن انحراف استاندارد مالی استفاده شده و سپس از الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] برای اقتصاد ایران جهت برآورد ارتباط توسعه مالی و انحراف استاندارد مالی با رشد اقتصادی در ایران استفاده کرده و در صورت تایید وجود رابطه همجمعی، روابط کوتاه مدت و بلند مدت را از الگوی تصحیح خطای حاصله، استخراج می‌نماییم.

1-Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2-Auto Regressive Distributed Lag

Archive of SID

www.SID.ir

۱-۱- توسعه مالی و انحراف استاندارد مالی و ارتباط آن با رشد اقتصادی

در ادامه رابطه بین توسعه مالی نوسانات مالی ورشد اقتصادی را به طورمختصر توضیح می‌دهیم که البته در این مقاله نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP به عنوان شاخص توسعه مالی و واریانس شرطی آن به عنوان شاخص نوسانات مالی در نظر گرفته شده است وسایر متغیرهای موجود در الگو شامل درجه باز بودن اقتصاد که X+M می‌شود به GDP؛ سرمایه گذاری بهGDP بزرگی دولت که مخارج مصرفی دولتی به GDP می‌باشد. در این مقاله آمار متغیرها بر اساس قیمت جاری می‌باشد.

۱-۲- رشد اقتصادی و ارتباط آن با توسعه مالی

نگرش‌ها در مورد رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی به طور کلی در دو گروه نگرش خلاصه می‌شود. گروه اول، توسعه مالی را عامل ایجاد رشد اقتصادی می‌دانند و گروه دوم، توسعه مالی را معلول بخش واقعی دانسته و برای آن نقشی در ایجاد رشد اقتصادی قائل نیستند. شومپیتر از اولین اقتصاددانانی است که در گروه اول قرار دارد، وی معتقد است که توسعه مالی اثر مستقیمی بر سرعت تغییرات تکنولوژیکی و رشد بهره‌وری دارد. اقتصاددانانی همچون گلداسمیت[1]، مک کینن و شاو[2] نیز در این گروه قرار دارند و معتقدند که بازارهای مالی از طریق انباشت سرمایه، نقش کلیدی در رشد اقتصادی دارند. به باور آنها تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه شده از سوی موسسه‌های مالی می‌تواند بخش مهمی از تفاوت نرخ رشد را در میان کشورهای توسعه نیافته، در حال توسعه و توسعه یافته توضیح دهد.[3]

در برابر این نگرش اول دیدگاه دیگری وجود دارد که به سیستم مالی تنها به عنوان پیرو بخش واقعی نگاه می‌کند.اولین اقتصاددان این مکتب، رابینسون[4] می‌باشد که معتقداست گسترش سیستم مالی معلول رشداقتصادی درمیان کشورها می‌باشد. مدل‌های رشد سنتی به ندرت به رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی به صورت

1- Goldsmith (1969)
2- Shaw (1973)
3- Bloch and Tang, (2003), pp: 243-244.
4- Robinson (1952)

Archive of SID

www.SID.ir

مستقیم اشاره می‌کردند. با شکل‌گیری مدل‌های رشد دورن‌زا، ادبیات جدیدی در رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی مطرح شد. تفاوت مدل‌های رشد درون‌زا و برون‌زا را باید در چگونگی در نظر گرفتن تغییرات تکنولوژی جستجو کرد.

۱-۳- ارایه یک مدل پایه‌ای رشد درون‌زا

موج اخیر توجه پژوهشگران به ارتباط بین سطوح توسعه مالی و رشد اقتصادی، اصولاً ناشی از توسعه مدل‌های رشد درون‌زا می‌باشد، که طی آنها امکان تأثیر ترتیبات نهادی بر نرخ‌های رشد تدارک دیده شده است. از این رو، مدل‌های مزبور می‌توانند بینش‌های مهمی را در مورد اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی ارائه نمایند.[۱] به منظور درک راه‌هایی که از طریق آنها توسعه مالی، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ساده‌ترین نوع مدل رشد درون‌زا ـ یعنی مدل AKـ را در نظر بگیرید. اگر فرض شود که نسبت خاصی (ϕ) از پس‌انداز برای سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود، نرخ رشد یکنواخت[۲] را می‌توان با رابطه زیر بیان کرد:

$$g = A\phi S - \delta$$

که در آن g، نرخ رشد یکنواخت؛ A، بهره‌وری سرمایه؛ S، نرخ پس‌انداز و δ نرخ استهلاک می‌باشد. بنابراین، توسعه مالی نرخ رشد اقتصادی را می‌توان از طریق: بهره‌وری سرمایه (A)، کارآیی نظام مالی (ϕ)، و یا نرخ پس‌انداز (S)، تحت تأثیر قرار دهد.[۳]

۱-٤- انحراف استاندارد مالی و رشد اقتصادی

همان طور که می‌دانیم بحران مالی جنوب شرقی آسیا در سالهای ۱۹۹۸-۱۹۹۷ آثار مخرب شدیدی بر اقتصاد بعضی از کشورهای آسیایی وارد نمود. هم چنین بروز بحران‌های مالی به عنوان نشانه‌ای برای ایجاد رکورد اقتصادی به حساب می‌آید. بنابراین وجود یک سیستم مالی باثبات به عنوان درون مایه‌ای برای عملکرد اقتصاد

۱- نادری،۱۳۸۲،۳۹.

2- Steady State Growth Rate

۳- همان، ٤۰.

Archive of SID

www.SID.ir

وپیش نیازی برای رشد اقتصادی با ثبات به شمار مـی‌آیـد. وظیفـه اولیـه و مبنـایی هـر سیستم مالی، حرکت منابع مالی از پس انداز کنندگان به سرمایه گذارانی است که دارای فرصت‌های سرمایه گذاری بهره ور می‌باشند. یک سیستم مالی موفق نه تنها سرمایه‌های داخلی را جذب می‌کند، بلکه می‌تواند سرمایه‌های خارجی را نیز وارد پروسـه سـرمایه گذاری داخلی نماید. ثبات سیستم مالی داخلی یکی از اولین پیش نیازهـایی اسـت کـه باعث انگیزش و جذب سرمایه‌های خارجی و فعالیتهـای اقتـصادی داخلـی و افـزایش تقاضا برای نیروی کار و درنتیجه ایجاد رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین می‌تـوان گفـت که ثبات مالی باعث ایجاد رشد اقتصادی می‌شودو بی ثباتی مالی باعث عدم اطمینان در بازار سرمایه شده و همین مسئله می‌تواند باعث کاهش سرمایه گذاری خـارجی و فـرار سرمایه‌های داخلی شود و در پی آن کاهش رشد اقتصادی و رکود را در پی داشته باشد.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

در سال‌های اخیر رشد چشمگیری در میـزان اسـتفاده از مـدل VAR چنـدمتغیره بـرای مطالعات سری های زمانی در رابطه با رشد اقتصادی و توسعه مالی ایجـاد شـده اسـت. شخصیت‌های پیشرو در این مبحث عبارتند از[1]:

دلیل این امر آن است که مدل های رشد درونزا توانسته اند تعامل بین رشد و توسعه مالی را که غالبا از طریق برخی کانال‌های خاص رخ می‌دهند، تبیین کنند، به عنوان مثال برخی از این کانال ها عبارتنـداز: سـرمایه گـذاری، بهـره وری و پـس انـداز. بنـابراین، مطالعات تجربی اخیر در حال بررسی برخـی از ایـن کانـال‌هـا از طریـق بـه کـارگیری متدولوژی VAR چندگانه هستند.

کمیجانی و نادعلی (۱۳۸٦) در مقاله‌ای به بررسی ارتباط میان تعمیـق مـالی و رشـد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸٤-۱۳۵۲ پرداخته اند. به منظـور بررسـی رابطـه

1 -Luintel and Khan (۱۹۹۹), Chang and Caudill (۲۰۰۵), Liang and Teng (۲۰۰٦), Ang and Mckibbin (۲۰۰۷), Abu-Badr and Abu-Qarn (۲۰۰۸), Masih et al. (۲۰۰۹), Gries et al. (۲۰۰۹), and Wolde-Rafael (۲۰۰۹).

Archive of SID

www.SID.ir

علّی بین این دو، از تکنیک آزمون ریشه واحد و هم تجمعی در چهارچوب روش خود همبسته برداری دو متغیره (VAR) و آزمون علیت گرنجری، استفاده شده است. در این مقاله شاخص‌های مختلفی برای تعمیق مالی بکار رفته است. این شاخص‌ها شامل: نسبت دارایی های سیستم بانکی به GDP، نسبت نقدینگی به GDP و نسبت سکه و اسکناس به حجم پول می‌باشند. برای هر شاخص یک الگوی VAR دو متغیره به فرم زیر تخمین زده شده است:

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \beta + \sum_{i=1}^{p} \mu_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i X_{t-i} + V_t$$

که در آن تولید ناخالص واقعی بدون نفت به عنوان شاخص رشد اقتصادی و یکی ازشاخص‌های ذکر شده، برای تعمیق مالی می‌باشد. نتایج این مقاله نشان دهنده رابطه مثبت میان تعمیق مالی و رشد اقتصادی در ایران با علّیت گرنجری از طرف رشد اقتصادی به تعمیق مالی می‌باشد.

سخایی (۱۳۸۵) رابطه علّیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را در کشورهای خاورمیانه مورد مطالعه قرار داده است. در این مقاله از داده های سالیانه ۲۰۰۲- ۱۹۹۱ در کشورهای خاورمیانه استفاده شده است. هم چنین به منظور بررسی رابطه علّیت، روش هم تجمعی داده های پانل به کار رفته است. متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به عنوان شاخص رشد اقتصادی و متغیرهای نسبت تعریف گسترده پول (M2) به تولید یا ناخالص داخلی نسبت بدهی‌های نقدی (M3) به تولید ناخالص داخلی و سهم اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص های توسعه مالی استفاده شده است. وی از یک الگوی تصحیح خطای برداری دو متغیره شامل: شاخص رشد اقتصادی و شاخص توسعه مالی به فرم زیر جهت بررسی رابطه علّیت بهره برده است.

$$\Delta X_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \lambda_j \Delta X_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \varphi_j \Delta Y_{it-j} + \xi ECT_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\Delta Y_{it} = \beta + \sum_{i=1}^{k} \chi_j \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \Delta X_{it-j} + \phi ECT_{it-1} + V_{it}$$

Archive of SID

www.SID.ir

که درآن تفاضل مرتبه اول یکی از شاخص های توسعه مالی برای کشور iام در دوره t، تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص واقعی سرانه برای کشور iام در دوره t و عبارت تصحیح خطا می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین‌ها به طور کلی نشان می‌دهد که در کوتاه مدت رابطه علّی دو طرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود داشته است و در بلند مدت رابطه یک طرفه از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی برقرار می‌باشد. رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. برای مطالعه رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در این مقاله از مدل ساده که به روش OLS تخمین زده می‌شود، استفاده شده است. دوره مورد بررسی سالهای ۱۳۸۱-۱۳۳۸ بوده و مدل در دو حالت برازش می‌شود. در حالت اول همراه با متغیرهای توضیحی دیگر، نسبت سرمایه گذاری به GDP هم وارد شده و در مدل دوم، این متغیر حذف می‌شود.

ابوبادر و ابو قرن (۲۰۰۷)[1] رابطه علّیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را در کشور مصر طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۶۰ مورد بررسی قرار داده اند. آنها از یک الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) و آزمون علیت گرنجری جهت بررسی رابطه علّی استفاده نموده اند. ایشان از چهار شاخص توسعه مالی شامل: نسبت M2 به GDP، نسبت M2 منهای سکه و اسکناس دست مردم به GDP، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP و نسبت اعتبارات اعطایی به بخش غیر مالی خصوصی به کل اعتبارات داخلی استفاده نموده اند.نئوسر و کوگلر (۱۹۹۸)[2] با استفاده از داده های ۱۴ کشور عضو OECD طی دوره زمانی ۱۹۹۱-۱۹۷۰ ارتباط بلند مدت بین بخش مالی و بخش صنعتی تولید ملی را در چهار چوب روش آزمون هم تجمعی سریهای زمانی و آزمون علیت مورد بررسی قرار داده اند. در این تحقیق از روش یوهانسن یوسیلیوس جهت بررسی وجود رابطه همتجمعی و از آزمون علیت گرنجری برای بررسی رابطه علیت استفاده شده است. مدل مورد استفاده برای هر کشور به فرم زیر است.

1-Abu-Bader and Abu-Garn (2007)
2-Neusser and Kugler (1998)

Archive of SID

www.SID.ir

$$\Delta D_t = a + \sum_{j=1}^{p} b_j \Delta D_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} c_j \Delta MY_{t-j} + \omega ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta MY_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \Delta MY_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta D_{t-j} + \psi ECT_{t-1} + V_t$$

که در آن ارزش افزوده واقعی بخش صنعت و ارزش افزوده بخش مالی شامل بانکها و دیگر موسسات مالی است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داده است که در اکثر کشورها ارتباط هم تجمعی بین بخش مالی و بخش صنعت چندان پایدار نیست و از آزمون علیت نتیجه مشخصی گرفته نمی‌شود. ایشان نشان داده اند که برای بعضی کشورها فعالیت های مالی باعث رشد بخش صنعت و برای بعضی کشورها رشد بخش صنعت باعث رشد بخش مالی می‌شود.

اددکان (۱۹۹٦)[1] در مقاله ای به تجزیه و تحلیل نقش بخش مالی بر رشد اقتصادی پرداخته است. وی با استفاده از داده‌های ۷۱ کشور در حال توسعه در سال‌های ۱۹۸۰-۱۹٦۰ آثار واسطه‌های مالی بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد. در این مطالعه اقتصاد در دو بخش مالی و غیر مالی تقسیم شده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که در اکثر کشورهای مورد بررسی یعنی ۸۵ درصد کشورهای انتخابی واسطه‌های مالی باعث رشد اقتصادی می‌شود و اثر واسطه‌های مالی در کشورهای با در آمد پایین بیشتر از کشورهای با درآمد بالا است.

در مقاله ای توسعه مالی، انحراف استاندارد مالی و رشد اقتصادی در نیجریه و آفریقای جنوبی بررسی شده است. در مورد نیجریه، رابطه بلند مدت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی با بکارگیری سه مقیاس توسعه مالی مد نظر بوده است: شاخص توسعه مالی، اعتبارات بانکی به بخش خصوصی، و جریان نقدینگی. در مورد آفریقای جنوبی، این مقاله، رابطه علی بین توسعه بازار سرمایه و رشد اقتصادی را بررسی کرده است.

این مطالعه از VAR چندگانه و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌کند. علاوه براین، در این مطالعه از عملکرد پاسخ‌های تکانه‌ای تعمیم‌یافته (GIRF) و(VDC) استفاده شد. نتایج تحقیق نیجریه دال بر وجود علیتی تک جهتی از طرف

1- Odedokun (1996)

Archive of SID

www.SID.ir

عامل رشد اقتصادی به عامل توسعهٔ مالی، از طریق بکارگیری اعتبارات بانکی برای بخش خصوصی می باشد. با بکارگیری جریان نقدینگی، علیتی دوسویه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی مشخص می‌شود. در بررسی آفریقای جنوبی، یافته‌ها دال بر وجود علیتی دوسویه بین توسعه اقتصادی و رشد مالی، با بکارگیری سیستم بانکی بوده است.[1]

۳- روش تحقیق

در این تحقیق ابتدا با استفاده از آزمونهای ریشه واحد دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته، ساکن پذیری متغیرهای الگو را مورد بررسی قرار می‌دهیم. سپس واریانس شرطی متغیر نسبت اعتبارات بخش خصوصی به GDP، به عنوان شاخص نوسانات مالی، با استفاده از تخمین الگوی GARCH استخراج می‌شود. پس از استخراج شاخص نوسانات مالی با بهره گیری از یک الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی(ARDL) اثر توسعه مالی و نوسانات مالی به طور هم زمان بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلند مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. به منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای الگو از روش همجمعی پسران و شین که به آزمون کرانه معروف است، استفاده می‌شود.آزمونهای ساکن پذیری نشان می‌دهند که نرخ تورم (inf) در سطح ساکن پذیر بوده و $I(0)$ است و سایر متغیرهای الگو شامل تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی (Y)، نسبت ماندهٔ اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP، (Cr)، نسبت سرمایه گذاری به GDP، (I)، نسبت مخارج مصرفی دولتی به GDP، (G)، شاخص باز بودن اقتصاد، (O) می‌باشد، باتفاضل مرتبه اول ساکن پذیر می‌شوند، به عبارت دیگر هر پنج متغیر جمعی از درجه یک $I(1)$ می‌باشند آزمون پرون نیز نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته راتأیید می‌کند.

٤-١- تخمین الگوی GARCH

در این مطالعه جهت بدست آوردن شاخصی برای نوسانات مالی از تخمین یک الگوی

1- Umar(2010)

Archive of SID

www.SID.ir

خود رگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی GARCH و بدست آوردن واریانس شـرطی برای نسبت ماندهٔ اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP استفاده می‌شود. بـدین منظور از تخمین یک مدل GARCH به فرم زیر استفاده می‌نمائیم.

$$Cr_t = \mu_0 + \mu_1 Cr_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \approx N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \quad (۲)$$

که در آن h واریانس شرطی جمله خطا و ε جملات پسماند مدل خـود رگرسـیون (AR) برای متغیر نسبت ماندهٔ اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP مـی‌باشـد. عبارتهای سمت راست معادله h به ترتیب عرض از مبـدا، جملـه آرچ و جملـه گـارچ می‌باشند. قبل از تخمین الگوی GARCH ابتدا باید اطمینان یافـت کـه اثـر آرچ وجـود دارد و جمله پسماند حاصل از تخمـین الگـوی خودرگرسـیون (AR) دارای واریـانس ناهمسانی می‌باشد. جدول (۱) نتایج آزمون آرچ را برای الگوی فوق نشان می‌دهد.

جدول ۱ : نتایج آزمون واریانس ناهمسانی شرطی (آرچ)

آزمون	آماره آزمون	Prob
آزمون F	٤,۱۹	۰,۰٤۷
آزمون LM	۳,۹٦	۰,۰٤٦

مأخذ:یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق فرضیه صفر مبنی بـر عـدم وجـود واریـانس ناهمـسانی شرطی با استفاده از هر دو آزمون F و LM در سطح ۹۵ درصـد رد مـی‌شـود. بنـابراین وجود اثر آرچ در مورد شاخص توسعه مالی مورد تایید می‌باشد. نتایج تخمـین الگـوی GARCH(1,1) در جدول (۲) ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲:نتایج تخمین الگوی گارچ برای شاخص توسعه مالی

پارامتر	ضریب تخمینی	Prob
μ_0	۳,۹٤۷٤۰٤	۰,۰٤٥۸
μ_1	۰,۹۰۰۸۰۳	۰,۰۰۰۰
α_0	۲,۹٦۹۱۱۷	۰,۱٥۲۰
α_1	۰,٥۲۰۷۸۱	۰,۰۳۸٥
β_1	۰,۳۹۲٦۷۲	۰,۰۱۷٤
R-Squared: 0.79, DW-Statistic: 1.70 , Prob F-Statistic: 0.000		

مأخذ:یافته‌های تحقیق

همان طور که ملاحظه می‌شود الگوی فوق دارای ۷۹ درصد توضیح دهندگی بوده و بر اساس آماره F صد درصد قابل قبول و معنادار می‌باشد. α_1 و β_1 به ترتیب نشان دهنده ی ضرایب اثر آرچ و گارچ بوده و هر دو در سطح ۹۵ درصد معنادارند. به غیر از عرض از مبدا معادله واریانس، (α_0)، سایر ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشند. پس از برآورد الگوی GARCH، شاخص نوسانات مالی بر اساس واریانس شرطی حاصل از آن بدست آمده است.

٤-۲- تخمین الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی ARDL

مزیت الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی در آن است که در این الگو می‌توان به طور همزمان از متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$استفاده نمود. بنابراین جهت انجام تخمین باید متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ را مشخص کرده و از هم تفکیک نماییم.از آزمون‌های ساکن پذیری انجام شده در قسمت‌های قبلی می‌توان مشخص نمود که نرخ تورم در سطح ساکن پذیر بوده و سایر متغیرها با یکبار تفاضل گیری ساکن پذیر می‌شوند. به عبارت دیگر نرخ تورم $I(0)$ و بقیه متغیرها $I(1)$ می‌باشند؛ اما هنوز وضعیت ساکن پذیری شاخص نوسانات مالی که از واریانس شرطی تخمین الگوی GARCH بدست آمده مشخص نشده است. بدین منظور از آزمون ساکن پذیری دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول زیر آمده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳ : نتایج آزمون ریشه واحد برای شاخص نوسانات مالی

مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد		آماره آزمون	
با روند	بدون روند	با روند	بدون روند
-۳,۵۳	-۲,۹٤	-٤,۰٦	-۳,۸۱

مأخذ:یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول فوق، قدر مطلق آماره‌های آزمون از قدر مطلق مقادیر بحرانی بزرگتر بوده و بنابراین فرضیه وجود ریشه واحد برای متغیر نوسانات مالی در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود. لذا این متغیر نیز همانند نرخ تورم $I(0)$ بوده و سایر متغیرهای الگو $I(1)$ می‌باشند. بنابراین یک الگوی ARDL با در نظر گرفتن پنج متغیر $I(1)$ و دو متغیر $I(0)$ مورد تخمین قرار می‌گیرد.جهت تخمین الگوی ARDL ابتدا باید تعداد وقفه بهینه برای متغیرهای $I(1)$ مشخص شود. بدین منظور جهت تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز بیزین که توسط پسران و شین، طراحان نرم افزار میکروفیت، توصیه شده است، استفاده می‌شود. بر اساس این معیار یک الگوی ARDL(1,1,0,0,0) انتخاب می‌شود. بدین معنی که برای متغیر درون زا یعنی درآمد سرانه واقعی یک وقفه، برای شاخص توسعه مالی یک وقفه و برای سه متغیر نسبت مخارج مصرفی دولتی به GDP، نسبت سرمایه گذاری به GDP و شاخص بازبودن اقتصاد صفر وقفه در نظر گرفته می‌شود. C نشان دهنده‌ی عرض از مبدا و Crf شاخص انحراف استاندارد مالی می‌باشد.

همان طور که ملاحظه می‌شود، الگوی فوق دارای ۹٦ درصد توضیح دهندگی بوده و بر اساس آماره F صد درصد قابل قبول و معنادار می‌باشد. ضریب درآمد سرانه دوره گذشته اثر مثبت و معنی دار بر درآمد سرانه دارد. قدر مطلق این ضریب نسبت به سایر ضرائب بسیار بزرگتر می‌باشد و این امر نشان دهنده آن است که در آمد سرانه در ایران طی دوره مورد بررسی دارای پایداری بوده و نوسانات سایر متغیرها کمتر بر آن موثر بوده است. ضریب شاخص توسعه مالی بر خلاف تصور منفی و معنادار می‌باشد و این می‌تواند ناشی از ناکارآمدی سیستم بانکی و همچنین بخش خصوصی در ایران باشد. ضرایب درجه بازبودن اقتصاد و نسبت سرمایه‌گذاری به GDP مطابق انتظار مثبت بوده

Archive of SID

www.SID.ir

و به ترتیب در سطح ۹۵ درصد و ۹۰ درصد معنادار می‌باشند. ضرائب حاصله برای نسبت مخارج مصرفی دولتی به GDP، نرخ تورم و شاخص نوسانات مالی نیز مطابق انتظار منفی بوده و در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشند. در صورتی می‌توان به نتایج بدست آمده اعتماد کرد که فروض کلاسیک رگرسیون برقرار باشد. جهت بررسی برقراری فروض استاندارد کلاسیک رگرسیون از آزمون‌هایF و LM استفاده می‌شود.آزمونهای برقراری فروض استاندارد کلاسیکرگرسیون شامل: آزمون عدم واریانس ناهمسانی جملات پسماند[1]، نرمال بودن جملات پسماند[2]، تصریح فرم تابعی[3] و عدم خود همبستگی جملات پسماند[4] می‌باشد. نتایج مربوط به این آزمون‌ها نشان می‌دهد که فرضیات عدم وجود خود همبستگی بین جملات پسماند، تصریح مناسب فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و عدم واریانس ناهمسانی جملات پسماند را با استفاده از آزمون F و آزمون LM نمی توان رد کرد، بنابراین فروض کلاسیک رگرسیون در این تخمین برقرار بوده و نتایج قابل اعتماد می‌باشند.

٤-۳- روابط بلند مدت و آزمون همجمعی کرانه

جهت تخمین الگوی تصحیح خطای برداری و هم چنین بدست آوردن ضرائب بلند مدت ابتدا باید از برقراری رابطه همجمعی بین متغیرها اطمینان حاصل شود. بدین منظور از آزمون کرانه که توسط پسران و شین مطرح شده است، استفاده می‌شود.

جهت انجام آزمون کرانه ابتدا یک الگوی تصحیح خطای برداری غیر مقید UECM به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\Delta Y_t = a_{0y} + \sum_{i=1}^{n} b_{iy}\Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_{iy}\Delta x_{1t-i} + \ldots + \sum_{i=0}^{n} d_{iy}\Delta x_{kt-i} + \lambda_{1y} y_{t-1} + \lambda_{2y} x_{1t-1} + \ldots + \lambda_{ky} x_{kt-1} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در این معادلات Y_t تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و x_{it} بردار سایر متغیرهای

1- Hetroscedasticity
2- Normality
3- Functional Form
4- Serial Correlation

Archive of SID

www.SID.ir

I(1) یعنی؛ نسبت سرمایه گذاری به GDP، نسبت مخارج مصرفی دولتی به GDP، درجه باز بودن اقتصاد و نسبت ماندهٔ اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP می‌باشد. Δ نشانگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد. فرضیه صفر برای عدم وجود رابطه همجمعی بین متغیرها در معادله اول به صورت زیر است:

$$H_0 : \lambda_{1y} = \lambda_{2y} = ... = \lambda_{ky} = 0$$

آماره F حاصله از این آزمون از توزیع استاندارد تبعیت نمی‌کند و جهت انجام آزمون باید این آماره را با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و دیگران مقایسه کرد. اگر آمارهF بزرگتر از مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه عدم وجود رابطه همجمعی رد می‌شود. جدول (٤) آماره F و مقدار بحرانی پیشنهادی توسط پسران را برای این آزمون نشان می‌دهد.

جدول ٤ : نتایج آزمون همجمعی کرانه

متغیر وابسته	آماره F	مقدار بحرانی
تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	٤,٧٥	٤,١٢

مأخذ:یافته‌های تحقیق

براساس جدول فوق فرضیه عدم وجود رابطه همجمعی در حالتی که تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی به عنوان متغیر وابسته است، رد می‌شود. بنابراین وجود رابطه همجمعی در الگوی ARDL تخمین زده شده تایید می‌شود و می‌توان از این الگو، رابطه بلند مدت و الگوی ECM را استخراج کرد. جدول (۵) ضرائب بلند مدت را برای الگوی ARDL مورد بررسی نشان می‌دهد.

همان طور که ملاحظه می‌شود، در بلندمدت اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است و این امر بر خلاف انتظار می‌باشد. این مسئله در سایر تحقیقات مشابه در ایران که از نسبت اعتبارات بخش خصوصی به GDP به عنوان شاخص توسعه مالی استفاده کرده‌اند، نیز مشاهده شده است. به عنوان نمونه می‌توان مطالعات نظیفی(۱۳۸۳) و ختایی (۱۳۷۹) را نام برد. توسعه مالی از کانال‌های مختلف می‌تواند بر رشد اقتصادی

Archive of SID

www.SID.ir

اثر بگذارد. یکی از این کانال‌ها از طریق اثرگذاری بر نرخ پس‌انداز است. همان طور که گفته شد بر اساس نظر جاپلی و پاگانو، تسهیل محدودیت‌های نقدینگی برای خانوارها از طریق آزاد سازی اعتبارات مصرفی و بازارهای رهن ممکن است که باعث کاهش پس‌انداز شود. زیرا نسل‌های جوان در مدل نسل‌های تداخلی، در غیاب محدودیت نقدینگی، کمتر پس‌انداز خواهند کرد. بنابراین، اثر کلی بر نرخ پس‌انداز می‌تواند منفی باشد. لذا این احتمال وجود دارد که توسعه مالی از طریق کاهش نرخ پس‌انداز، نرخ‌های رشد اقتصادی را کاهش دهد.

البته باید توجه داشت که اثر توسعه مالی از کانال‌های دیگر نظیر تخصیص کاراتر سرمایه و تبدیل کارای پس‌انداز به سرمایه گذاری، مثبت می‌باشد. به نظر می‌رسد که در ایران به دلیل وجود مشکلات ساختاری و عدم کارایی سیستم بانکی و بخش خصوصی این کانال‌ها اثرگذاری لازم را نداشته‌اند. به عنوان مثال بسیاری از تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی در ایران یا به مصارف مصرفی رسیده و یا در فعالیت‌های تجاری و واسطه‌گری صرف شده است. برخی از وام گیرندگان که به عنوان انجام فعالیت‌های تولیدی به بانک‌ها مراجعه کرده‌اند، مبالغ وام گرفته شده را نه تنها در امر تولید وارد نکرده‌اند، بلکه وارد فعالیت‌های بازرگانی و وارداتی شده و با بخش تولید به رقابت پرداخته‌اند. این امر باعث کاهش سرمایه گذاری در بخش‌های تولیدی و از بین رفتن تولیدات داخلی غیر نفتی شده می‌شود. ضریب درجه باز بودن اقتصاد (O) در معادله بلند مدت مثبت بوده و در سطح ۹۵ درصد معنادار است. بنابراین هر چه حجم مبادلات تجاری به نسبت GDP افزایش یابد، درآمد سرانه واقعی نیز افزایش می‌یابد. در واقع حرکت به سمت تجارت آزاد و تسهیل صادرات می‌تواند باعث بهبود اقتصادی در ایران شود. ضریب نسبت سرمایه گذاری به GDP،(I)، نیز مثبت و در سطح ۹۰ درصد معنادار است. بنابراین مطابق با انتظار، افزایش سرمایه گذاری در بلندمدت باعث رشد اقتصادی در ایران می‌شود. بر اساس تئوری‌های اقتصادی نسبت مخارج مصرفی دولتی به GDP،(G)، که نشان دهنده ی اندازهٔ دولت می‌باشد، می‌تواند دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی باشد. این امر به خصوص در مورد کشورهای درحال توسعه نظیر ایران که بخش دولتی آن بسیار بزرگ و بسیار ناکارا است، بیشتر مورد تایید می‌باشد. نتایج

Archive of SID

www.SID.ir

حاصل از الگوی بلندمدت این مطالعه نیز تایید کننده این مطلب بوده و ضریب نسبت مخارج مصرفی دولتی بهGDP منفی و در سطح ۹۵ درصد معنادار است. بنابراین مطابق با انتظار، افزایش اندازه دولت در بلندمدت باعث کاهش درآمد سرانه واقعی می‌شود. ضریب شاخص نوسانات مالی در بلند مدت منفی و در سطح ۹۰ درصد معنادار است. به عبارت دیگر افزایش نوسانات مالی در بلند مدت باعث افزایش عدم اطمینان و کاهش رشد اقتصادی شده است.بر اساس تئوری‌های اقتصادی اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی می‌تواند مثبت و یا منفی باشد؛ اما عمده نظریه‌ها در این مورد تاکید دارند که اگر نرخ تورم از یک سطح مطلوبی بالاتر رود، می‌تواند باعث کاهش رشد اقتصادی شود. در ایران در اغلب سال‌های تحت بررسی نرخ تورم بالا و عمدتا دو رقمی بوده است. لذا انتظار داریم که اثر تورم بر رشد اقتصادی منفی باشد که این امر بر اساس نتایج حاصله از الگوی بلند مدت مورد تایید قرار گرفته است. ضریب نرخ تورم در الگوی بلندمدت منفی و در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

جدول ۵: ضرایب بلند مدت حاصله از الگوی ARDL

متغیر توضیحی	ضریب	Prob
Cr	-۰,۰۱۳۰	۰,۰۵٦
O	۰,۰۱٦۲	۰,۰۰۰
I	۰,۰۱۳۳	۰,۰۹۳
G	- ۰,۰٤۷۹	۰,۰۱۳
c	۱,۸۷٦٤	۰,۰۰۰
Crf	- ۰,۰۱۳۷	۰,۰۸٤
inf	- ۰,۰۱۳۱	۰,۰٤۱

مأخذ:یافته‌های تحقیق

٤-٤- نتایج الگوی تصحیح خطا ECM

جهت بدست آوردن روابط کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت از الگوی تصحیح خطا استفاده می‌شود. نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا برای تفاضل

Archive of SID

www.SID.ir

مرتبه اول درآمد واقعی سرانه در جدول(٦) ارائه شده است.

جدول ٦: نتایج تخمین الگوی ECM

متغیر توضیحی	ضریب	Prob
dCr	−۰,۰۰٦۹	۰,۰۰۱
dO	۰,۰۰۳۲	۰,۰۰۰
dI	۰,۰۰۲٦	۰,۰٦۷
dG	−۰,۰۰۹۵	۰,۰۰۰
dc	۰,۳۷۳٤	۰,۰۰۰
dCrf	−۰,۰۰۲۷	۰,۰۳۵
dinf	−۰,۰۰۲٦	۰,۰۰۲
ecm(-1)	−۰,۱۹۸۹	۰,۰۰۱
R-Squared: 0.08 , DW-Statistic:2.02 , Prob F-Statistic: 0.000		

مأخذ:یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول فوق، الگوی تصحیح خطا دارای ۸۰ درصد توضیح دهندگی بوده و بر اساس آزمون F کاملا معنادار می‌باشد. کلیه ضرایب حاصله در سطح ۹۵ درصد معنادار است. تنها ضریب تفاضل سرمایه گذاری است که دارای معناداری در سطح ۹۰ درصد می‌باشد. ضرایب حاصل از روابط کوتاه مدت، با نتایج الگوی بلندمدت همخوانی دارد. سرمایه گذاری و درجه بازبودن اقتصاد در کوتاه مدت نیز همانند بلندمدت اثر مثبت بر درآمد سرانه واقعی داشته و تورم، اندازه دولت، اعتباردهی به بخش خصوصی و نوسانات آن نیز اثر منفی دارند. ضریب جمله تصحیح خطا منفی و بین صفر و یک می‌باشد. بنابراین الگو دارای همگرایی در بلندمدت بوده و در صورت خروج از تعادل در اثر شوک‌های کوتاه مدت، مجددا به تعادل بلندمدت همگرا می‌شود. البته سرعت تعدیل از کوتاه مدت به بلندمدت کم بوده و در حدود ۲۰ درصد می‌باشد. این بدان معنی است که در صورت خروج از تعادل بلند مدت در هر سال ۲۰ درصد از

Archive of SID

www.SID.ir

خطای پیش آمده تعدیل می‌شود.

از آنجا که ضرایب شاخص‌های توسعه مالی و انحراف استاندارد مالی در الگوی بلندمدت منفی و معنادار است نتیجه می‌گیریم که اثر افزایش اعتبارات بخش خصوصی و نوسانات آن بر درآمد سرانه در بلندمدت منفی است. بنابراین فرضیه دوم مبنی بر مثبت بودن اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بلندمدت رد شده و فرضیه چهارم مبنی بر منفی بودن اثر انحراف استاندارد مالی بر رشد اقتصادی در بلندمدت قبول می‌شود. هم چنین از آنجا که ضرایب شاخص‌های توسعه مالی و انحراف استاندارد مالی در الگوی تصحیح خطا منفی و معنادار است، نتیجه می‌گیریم که اثر افزایش اعتبارات بخش خصوصی و نوسانات آن بر درآمد سرانه در کوتاه مدت نیز منفی می‌باشد. بنابراین فرضیه اول مبنی بر مثبت بودن اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت رد شده و فرضیه سوم مبنی بر منفی بودن اثر انحراف استاندارد مالی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت قبول می‌شود. در کل نتیجه می‌گیریم که اثر افزایش اعتباردهی به بخش خصوصی بر درآمدسرانه واقعی در کوتاه مدت و بلندمدت در ایران طی دوره مورد بررسی، به دلیل عدم کارایی در مدیریت بانکی کشور، منفی و معنادار می‌باشد. هم چنین اثر انحراف استاندارد مالی نیز در کوتاه مدت و بلندمدت منفی و معنادار است.

۵- نتایج و پیشنهادها

نتایج حاصل نشان می‌دهد که از نظر توسعه مالی، برنامه‌های سوم و چهارم توسعه، عملکرد بهتری نسبت به سایر دوره‌ها داشته‌اند. آزمون t نشان می‌دهد که سالهای ۱۳۷۹-۱۳۸۵ در گروهی از دوره‌ها قرار می‌گیرد که به طور معناداری دارای بالاترین سطح از هر دو شاخص توسعه مالی یعنی سهم اعتبارات بخش خصوصی از GDP و سهم اعتبارات بخش خصوصی از کل اعتبارات سیستم بانکی می‌باشد. در مورد درآمد سرانه تفاوت معناداری بین شش دورهٔ مورد بررسی از نظر آزمون t تایید نمی‌شود. البته در صورتی که سطح معناداری آزمون را کمتر از ۹۵ درصد در نظر بگیریم، می‌توان گفت که میانگین درآمد سرانه واقعی در دوره ۱۳۵۲-۱۳۵۶ یعنی در دوران برنامه عمرانی پنجم قبل از انقلاب بالاتر از سایر دوره‌ها می‌باشد. البته باید توجه داشت که

Archive of SID

www.SID.ir

این درآمد سرانهٔ بالا، صرفا ناشی از افزایش شدید قیمت‌های نفت طی سالهای ۱۳۵۲-۱۳۵٦ بوده است.

از نظر نرخ تورم بهترین شرایط در دوره برنامه عمرانی چهارم قبل از انقلاب یعنی سال‌های ۱۳٤۷-۱۳۵۱ برقرار بوده است. بالاترین سطح شاخص درجه باز بودن اقتصاد مربوط به دورهٔ ۱۳۵۲-۱۳۵٦ است که بر اساس آزمون t نیز تایید می‌گردد. هم چنین بالاترین سطح متوسط سهم سرمایه‌گذاری از GDP مربوط به دو دورهٔ ۱۳٤۷-۱۳۵۱ و ۱۳۵۲-۱۳۵٦ می‌باشد. بهترین شرایط از نظر اندازه دولت و نسبت مخارج مصرفی دولت به GDP مربوط به دوره‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۵، ۱۳٦۸-۱۳۷۳ و ۱۳۷٤-۱۳۷۸ یعنی دوران بعد از انقلاب می‌باشد. البته باید توجه داشت که هنوز سهم بخش دولتی از کل اقتصاد بسیار بالا بوده و با شرایط مطلوب فاصله دارد. بررسی روند شاخص انحراف استاندارد مالی در طول زمان نشان می‌دهد که این متغیر در سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۵۲ یعنی در دوران شوک نفتی قبل از انقلاب و هم چنین در سالهای ۱۳٦۳-۱۳۵۷، دوران انقلاب و آغاز جنگ تحمیلی دارای نوسان شدید بوده است. در دوران آغاز سیاست‌های تعدیل اقتصادی، یعنی سالهای ۱۳۷۵-۱۳۷۳ نیز انحراف استاندارد مالی نسبت به شرایط عادی خود افزایش داشته است. نتایج حاصل از آزمون کرانه نشان می‌دهد که فرضیه عدم وجود رابطه همجمعی در حالتی که تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی به عنوان متغیر وابسته است، رد می‌شود. بنابراین وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو تایید می‌شود و الگو دارای تعادل بلند مدت می‌باشد.

بر اساس نتایج حاصله در بلندمدت اثر متغیرهایی هم چون درجه بازبودن اقتصاد و نسبت سرمایه گذاری به GDP مطابق با انتظار مثبت بوده و این نشان می‌دهد که در بلند مدت افزایش تجارت خارجی و سرمایه گذاری باعث افزایش درآمد سرانه واقعی می‌باشد.

ضریب متغیرهایی هم چون نرخ تورم، انحراف استاندارد مالی و نسبت مخارج مصرفی دولت به GDP مطابق با انتظار منفی بوده و بنابراین بزرگ شدن اندازه دولت، افزایش نوسانات در سیستم مالی و هم چنین افزایش تورم در بلندمدت عامل کاهش درآمد سرانه واقعی هستند.

Archive of SID

www.SID.ir

ضرایب حاصل از روابط کوتاه مدت، با نتایج الگوی بلندمدت همخوانی دارد. سرمایه گذاری و درجه بازبودن اقتصاد در کوتاه مدت نیز همانند بلندمدت اثر مثبت بر درآمد سرانه واقعی داشته و تورم، اندازه دولت، اعتباردهی به بخش خصوصی و نوسانات آن نیز اثر منفی دارند.

ضریب جمله تصحیح خطا منفی و بین صفر و یک می‌باشد. بنابراین الگو دارای همگرایی در بلندمدت بوده و در صورت خروج از تعادل در اثر شوک‌های کوتاه مدت، مجددا به تعادل بلندمدت همگرا می‌شود. البته سرعت تعدیل از کوتاه مدت به بلندمدت کم بوده و در حدود ۲۰ درصد می‌باشد. این بدان معنی است که در صورت خروج از تعادل بلند مدت در هر سال ۲۰ درصد از خطای پیش آمده تعدیل می‌شود.

براساس نتایج حاصل پیشنهاد می‌شود جهت بهبود سیستم بانکی و اعتباردهی، دولت سیاست خصوصی سازی بانکها را با جدیت بیشتر در دستور کار خود قرار دهد. استقلال بانک مرکزی از دولت مورد مورد توجه قرار گیرد. روند آزادسازی تجاری در ایران گسترش یابد و دولت با اجرای سیاست‌های کلان مناسب در جهت کاهش تورم گام بردارد.

فهرست منابع

ـ سخایی، عمادالدین.(۱۳۸۵). بررسی رابطه علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی، دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه شیراز.

ـ شاکری، عباس و خسروی، حسن , آزمون نظریه مکینون شاو دراقتصاد ایران فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ، شماره۱٤.

ـ قطمیری، محمد علی.(۱۳۷۹). توسعه مالی و توسعه اقتصادی، بررسی رابطه علیت در مورد ایران، مجموعه مقالات سیزدهمین سمینار بانکداری اسلامی، تهران: مؤسسه عالی بانکداری ایران.

ـ کمیجانی، اکبر و محمد نادعلی. (۱۳۸٦). بررسی رابطه علی تعمیق مالی و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ٤٤، ٤۷-۲۳.

ـ نادری، مرتضی.(۱۳۸۲ الف). بررسی تطبیقی آثار بحرانهای مالی بر بخش واقعی اقتصادها، پایان نامه دکتری، دانشگاه علامه طباطبائی.

ـ نادری، مرتضی.(۱۳۸۲ ب). توسعه مالی، بحرانهای مالی و رشد اقتصادی، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۵، ۳۷-٦۲.

ـ نظیفی، فاطمه.(۱۳۸۳). توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، پژوهشکده امور

Archive of SID

www.SID.ir

اقتصادی، سال چهارم، شماره ۳.

- Abu-Bader,S.& A.S. Abu-Garn. (2007). Financial Development and Economic Growth: The Egyptian Experience. Journal of Policy Modeling.
- Ang, J. B. & W. J. McKibbin. (2007). Financial liberalization, financial sector development and growth, Evidence from Malaysia. Journal of Development Economics, 84: 215-233.
- Bloch, H. & S.H.K. Tang. (2003). The Kole of Financial Development In Economic Growth. Progress in Development Studies, 3: 243-251.
- Chang, T., and S.B. Caudil. (2005). Financial Development and Economic Growth: The Case of Taiwan, Applied Economics, 37: 1329-1335.
- Gries, T., M. Kraft & D. Meierrieks. (2009). Linkages between Financial Deepening, Trade Openness and Economic Development: Causality Evidence from Sub-Saharan Africa, World Development 37: 1849-1860.
- Liang, Q. & J-Z, Teng. (2006). Financial development and economic growth: evidence from China, China Economic Review, 17: 395- 411.
- Luintel,K.B.,&M.Khan,P.Arestis and K. Theodoridis.(2008).Financial structure and economic growth. Journal of Development Economics, 18: 181-200.
- Masih, M, A. Al-Elg & H. Madani. (2009). Causality between Financial Development and Economic Growth: an application of vector error correction and variance decomposition methods to Saudi Arabia, Applied Economics, 41:1691-1699.
- Neusser, K., & Kugler, M. (1998). Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries. The Review of Economics and Statistics. Vol. 80: 638 – 646.
- Nili, M. & M. Rastad. (2007). addressing the growth failure of the oil economies: The role of financial development. The Quarterly Review of Economics and Finance, 46 : 726–740.
- Odedokun, M. O. (1996). Alternative Econometric Approaches for Analysing the Role of the Financial Sector in Economic Growth: Time-Series Evidence from LDCs. Journal of Development Economics. Vol.50: 119–146.
- Robinson, J. (1952). The rate of interest and other essays. London: Macmillan.
- Rose, S. R. & D. R. Fraser. (1988). Financial Institutions Third Edition Tokyo: Business PubliCations , Inc.
- Shaw, E. S. (1973). Financial deepening in economic development. New York: Oxford University Press.
- D, Sinha., & J. Macri. (2001). Financial Development and Economic Growth: The Case of Eight Asian Countries. Economic Internazionale, Vol. 54 (2): 219-340.
- Tsuruta, H. (1999). The bubble economy and financial crisis in Japan. International Journal of Political Economy. 29: 26–48.
- Umar, B. (2010). Financial Development, Economic Growth and Stock Market Volatility: Evidence from Nigeria and South Africa Bayero University, Kano, Department of Economics, University of Leicester.
- Wolde-Rufael, Y. (2009). Re-examining the financial development and economic

Archive of SID

www.SID.ir

growth nexus in Kenya. Economic Modelling 26: 1140-1146.

Archive of SID

www.SID.ir