Archive of SID

فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره 5، شماره 2، تابستان 1387، صفحات 61 - 39

بررسی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران

دکتر مهدی صفدری، دکتر محمد حسین کریم و محمد رسول خسروی*

تاریخ وصول: 1386/11/17 تاریخ پذیرش: 1387/4/10

چکیده:

در این تحقیق برای نشان دادن اثر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران بر اساس شاخص فوکویاما، از متغیرهای تعداد پرونده‌های مختومه‌ی چک‌های بلامحل و اختلاس و ارتشای سرانه به عنوان متغیر کاهش سرمایه‌ی اجتماعی استفاده شده است. همچنین با استفاده از متدولوژی ARDL، مدل سولوی تعمیم یافته (MRW) که توسط ایشی و سوادا (2008) بسط داده شده است، برای دوره‌ی زمانی 1385- 1349 تخمین زده شده است. بر اساس ضرایب کوتاه مدت و بلند مدت، در هر دو مدل بین کاهش سرمایه‌ی اجتماعی و رشد اقتصادی رابطه‌ی معکوس وجود داشته است، به طوری که کشش GDP سرانه نسبت به چک‌های بلامحل برابر 0/16- و نسبت به پرونده‌های اختلاس و ارتشا برابر 0/06 بوده است. ضریب ECM در مدل استفاده شده از تعداد پرونده‌های چک‌های بلامحل برابر با 0/79- و در مدل اختلاس و ارتشا برابر با 0/86- بوده است که از نظر آماری معنی دار و سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت نسبتاً بالا بوده است. بنابراین، با توجه به نتایج به دست آمده، سرمایه‌ی اجتماعی در ایران رو به کاهش بوده است. در سطح خرد، ارتباط دوستانه‌ی والدین با فرزندان و رسیدگی هر چه بیشتر به آموزش آنان و آشنایی فرزندان با دین و آموزش‌های دینی برای ارتقای سطح سرمایه‌ی اجتماعی ضروری است. در سطح کلان نیز برخورد شدید دولت با عوامل فساد و نابود کننده‌ی سرمایه‌ی اجتماعی برای افزایش سرمایه‌ی اجتماعی لازم است.

طبقه بندی JEL: Z_{13} ،E_{26} ،O_{16} ،O_{40}

واژه‌های کلیدی: *سرمایه اجتماعی، رشد اقتصادی، مدل سولو تعمیم یافته، ARDL*

* به ترتیب، استادیار، دانشیار و کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان (mahdalis@hamoon.usb.ac.ir)

www.SID.ir

Archive of SID

1- مقدمه

تا چند دهه‌ی اخیر، دانشمندان اقتصادی رشد و توسعه‌ی اقتصادی یک کشور را مرهون منابع طبیعی می‌دانستند. پس از آن، طی نیم قرن اخیر و با ظهور نئوکلاسیک‌ها، تشکیل سرمایه‌ی انسانی نیز مورد نظر قرار گرفت، اما کمتر به تعاملات اجتماعی و نقش ارزش‌ها و فرهنگ و به طور کلی، نهادهای رسمی و غیررسمی در اقتصاد توجه شد. با به وجود آمدن مکتب "نهادگرایان جدید" به نقش نهادها و به خصوص سرمایه‌ی اجتماعی در رشد و توسعه‌ی اقتصادی توجه بیشتر شد. به طوری که بانک جهانی از این نوع سرمایه، به عنوان "ثروت نامرئی" یاد می‌کند. اگر روابط متقابل اجتماعی که فرهنگ، آداب و رسوم، هنجارها، نهادها، شبکه‌های اجتماعی و غیره در چگونگی تشکیل آن نقش دارند، در جهت مثبت رشد و تکامل یافته باشد، می‌تواند در تعاملات و مبادلات اقتصادی باعث کاهش هزینه‌های مبادلاتی و تأثیر بر سایر انواع سرمایه شود و در نهایت بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد.

2- مفهوم سرمایه‌ی اجتماعی

همانند تعداد زیادی از مفاهیم جامعه شناسی، سرمایه‌ی اجتماعی یک مفهوم فرا رشته‌ای، چند وجهی، مبهم، با تعاریف مختلف و از موضوعات مورد بحث در چند دهه‌ی اخیر است. در علوم سیاسی، روانشناسی و مردم شناسی، منظور از سرمایه‌ی اجتماعی، هنجارها، شبکه‌ها و سازمان‌های رسیدن به منابع محدود و قدرت و کانال انجام تصمیم گیری‌ها و سیاست گذاری‌ها است. دانشمندان این علوم نیز از طریق تجزیه و تحلیل هنجارها، شبکه‌ها و نهادها به مفهوم سرمایه‌ی اجتماعی دست پیدا می‌کنند. این در حالی است که اقتصاددانان این مفهوم را از طریق تجزیه و تحلیل نهادی و قراردادها و روابط متقابل بین افراد و آثار آن بر مبادلات و سرمایه گذاری‌ها بررسی می‌کنند. تعداد زیادی از محققان، سرمایه‌ی اجتماعی را به عنوان اعتماد و هنجارهای گروه‌های شهروندی و بعضی دیگر این مفهوم را به عنوان ارزش‌های فرهنگی از قبیل دلسوزی، نوعدوستی، تعاون و بردباری تعریف می‌کنند (چو،[1] 2006). از نظر برخی دیگر، سرمایه‌ی اجتماعی

[1] Chou

www.SID.ir

Archive of SID

روابط و هنجارهای شکل دادن به کمیت و کیفیت تعامل اجتماعی در یک جامعه است. سرمایه‌ی اجتماعی، تنها سرجمع نهادهای پایه ریزی شده و نهادینه شده در یک جامعه نیست، بلکه مانند چسبی است که آنها را در کنار یکدیگر نگه می‌دارد (احمدی، 1383، 32).

3- طبقه بندی سرمایه‌ی اجتماعی

3-1- سطح خرد (فردی)

سرمایه‌ی اجتماعی در سطح خرد،[2] شامل شبکه‌هایی از افراد گروه‌های مختلف اجتماعی همچون دوستان، اقوام و خانواده‌ها می‌شود. به طور کلی، سرمایه‌ی اجتماعی در این سطح، به افراد موجود در شبکه اشاره دارد که بر اثر تعامل میان آنها، شناخت حاصل می‌شود و هویت اعضا شکل می‌گیرد (الوانی و نقوی، 1385). این سطح از سرمایه‌ی اجتماعی می‌تواند اثرات جنبی مثبت و یا منفی را به همراه داشته باشد. اگر تعاملات و روابط بین گروه‌ها و شبکه‌ها طوری باشد که فقط با اعضای گروه رابطه و داد و ستد داشته باشند، یک نوع اثر جنبی منفی را به وجود می‌آورد که می‌تواند با رشد و توسعه‌ی اقتصادی در تضاد باشد. از آن جمله می‌توان به گروه‌های تروریستی و مافیا اشاره کرد که در این گونه موارد، سرمایه‌ی اجتماعی فقط به نفع اعضای این گروه‌هاست و نفعی برای جامعه ندارد. چو (2006) این سطح از سرمایه‌ی اجتماعی را به دو نوع سرمایه‌ی اجتماعی "درون گروهی"[3] و سرمایه‌ی اجتماعی "برون گروهی"[4] تقسیم بندی کرده است.

3-1-1- سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی

این نوع سرمایه‌ی اجتماعی در بین افرادی که روابط نزدیک و دوستانه دارند، مثل اعضای خانواده، دوستان نزدیک و همسایگان دیده می‌شود. سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی به خانواده و دوستان نزدیک حس هویت و مقصد مشترک می‌دهد (ولکاک و نارایان، 1384). نظریه پردازان، اثرات منفی سرمایه‌ی اجتماعی را به سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی نسبت می‌دهند و گذراندن وقت با خانواده و دوستان نزدیک را مانع از افزایش تولید و در نتیجه رشد اقتصادی می‌دانند. این در

[2] Micro Level
[3] Bonding
[4] Bridging

www.SID.ir

Archive of SID

حالی است که چو (2006) در مدل خود بیان می‌کند که سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی، نقشی کلیدی در انباشت سرمایه‌ی انسانی بازی می‌کند و از این نظر می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی شود.

3-1-2- سرمایه‌ی اجتماعی میان گروهی

این نوع سرمایه‌ی اجتماعی، روابط بین افرادی را شامل می‌شود که از خصوصیات ارزشی و فرهنگی و نیز عقاید مشترک کمتری برخوردارند. به عنوان مثال، هر چه ارتباط و پیوند بین عموم مردم و گروه‌ها و سازمان‌های مختلف بیشتر باشد، این نوع از سرمایه‌ی اجتماعی بیشتر در جامعه وجود خواهد داشت. همچنین ولکاک و نارایان از جیتل و ویدال نقل می‌کنند که از سرمایه‌ی اجتماعی میان گروهی می‌توان به عنوان پیوندهای بین اجتماع که شکاف‌های گوناگون اجتماعی مبتنی بر دین، طبقه، قومیت، جنسیت، شئون و موقعیت‌های مختلف اجتماعی و اقتصادی را پرمی‌کند، نام برد. فوکویاما از این نوع سرمایه با عنوان سرمایه‌ی اجتماعی تعمیم یافته یاد می‌کند و بیان می‌دارد که میزان اعتمادی که افراد گروه به افراد غیر عضو یا عموم مردم می‌کنند، می‌تواند باعث رشد و توسعه‌ی اقتصادی شود. سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی و وجود تعداد زیادی گروه با انسجام درونی بالا، ممکن است جامعه را دچار چند دستگی کند؛ زیرا برخی گروه‌ها برای تقویت انسجام درونی‌شان اقدام به حذف دیگران می‌کنند و زمینه‌ای را فراهم می‌آورند که تعصب‌های گروهی و قومی در جامعه رواج یابد (علمی و همکاران، 1384). همچنین، چو (2006) در مدل انتخابی خود بر نقش سرمایه‌ی اجتماعی برون گروهی در افزایش اعتماد در جامعه تأکید می‌کند و اعتماد را عامل توسعه‌ی مالی می‌داند.

3-2- سطح میانی (گروهی)[5]

این سطح از سرمایه‌ی اجتماعی، شامل پیوندها و روابط عمودی است که به سرمایه‌ی اجتماعی "رابط" نیز معروف است و از طریق همکاری‌های خودجوش بین گروه‌ها و شبکه‌ها، از قبیل شرکت‌ها به وجود می‌آید. در سطح میانی، سرمایه‌ی اجتماعی به اجتماعات و گروه‌ها و سازمان‌ها اشاره دارد و باعث تقویت و

[5] Meso Level

www.SID.ir

Archive of SID

ساخت بنیه‌ی ارزشی و تعاملی گروه می‌شود (الوانی و نقوی، 1385). این سطح، یک پیوند قوی بین گروه و دیگر سازمان‌ها برقرار می‌کند و باعث انتقال اطلاعات و ایده‌ها از مؤسسات رسمی به بیرون و عوام می‌شود و این سطح از سرمایه‌ی اجتماعی است که باعث تسهیل شبکه‌های تحقیق و توسعه (*R&D*) می‌گردد (چو، 2006).

3-3- سطح کلان[6] (اجتماعی)

این سطح از سرمایه‌ی اجتماعی شامل روابط و ساختارهای نهادی و محیط سیاسی و اجتماعی می‌شود و به محیط اجتماعی و سیاسی می‌پردازد که ساختارهای اجتماعی را شکل می‌دهد و هنجارها را قابل توسعه می‌کند. رژیم سیاسی، سلطه‌ی قانون، نظام قضایی و آزادی‌های سیاسی و مدنی، نهادهایی هستند که از طریق آنها سرمایه‌ی اجتماعی کلان شکل می‌گیرد (چو، 2006).

4- سرمایه‌ی اجتماعی و رشد اقتصادی

سرمایه‌ی اجتماعی یکی از کلیدی‌ترین مفاهیم در زمینه‌ی توضیح مکتب نهادگرایان جدید می‌باشد که هر یک از سطوح متفاوت آن به نحوی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند. در سطح خرد و روابط غیر رسمی که میان اعضای خانواده، دوستان و اقوام حاکم است، به ویژه در خانواده،سرمایه‌ی اجتماعی باعث تشکیل سرمایه‌ی انسانی می‌شود که در بلند مدت تأثیر خود را بر روی رشد اقتصادی می‌گذارد. سرمایه‌ی اجتماعی تعمیم یافته باعث افزایش قابلیت اعتماد و پیش‌بینی رفتار انسان‌ها می‌شود. در سطح میانی که به روابط بین بنگاه‌ها و شرکت‌ها اشاره دارد، سرمایه‌ی اجتماعی موجود، باعث کاهش ریسک و افزایش اعتماد بین بنگاه‌های اقتصادی می‌شود که در نتیجه باعث کاهش هزینه‌های معاملاتی و هزینه‌های انعقاد و اجرای قراردادها، توسعه‌ی مالی، افزایش کارایی بازار و افزایش نوآوری می‌گردد. در سطح کلان که به نهادهای رسمی مربوط می‌شود، با به وجود آوردن محیط آرام و با ثبات و تضمین حقوق مالکیت، افزایش سرمایه گذاری، کاهش بیکاری، افزایش کارایی دولت و کاهش جرم در جامعه و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی را در پی دارد.

---

[6] Macro Level

www.SID.ir

Archive of SID

علمی و همکاران (1384)، اثر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی را اغلب از طریق سرمایه گذاری می‌دانند. به این معنی که سرمایه‌ی اجتماعی با فراهم کردن محیطی آرام و باثبات از نظر اجتماعی و سیاسی، در وهله‌ی اول بر سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. سپس در مرحله‌ی بعدی، تغییر ایجاد شده در سرمایه گذاری، رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. برای نمونه، افزایش آزادی‌های مدنی، سهم سرمایه گذاری در تولید ناخالص داخلی را که به طور معمول حدود 20 درصد است، 5 درصد افزایش می‌دهد. ناک و کیفر[7] (1997) سرمایه‌ی اجتماعی را با کیفیت نهادهای سیاسی، حقوقی و اقتصادی یک جامعه معادل در نظر می‌گیرند. این مطالعه با استفاده از شاخص‌های مختلف کیفیت نهادی که توسط نهادهای سرمایه گذاری و گروه‌های حقوق بشر تدوین شده است، نشان می‌دهد که مواردی چون اعتماد همگانی، حاکمیت قانون، آزادی‌های مدنی و کیفیت دیوان سالاری با رشد اقتصادی همبستگی دارد. ناک و کیفر در رویکرد نهادی سرمایه‌ی اجتماعی، به این نتیجه رسیده‌اند که سرمایه‌ی اجتماعی از میزان فقر می‌کاهد یا دست کم نابرابری درآمد را تشدید نمی‌کند. ولکاک و نارایان (1384) اصلی‌ترین عواملی که مانع رشد و رفاه اقتصادی در جوامع می‌شود را فساد فراگیر، کندی آزاردهنده‌ی کار اداری، آزادی‌های مدنی سرکوب شده، نابرابری گسترده، تنش‌های تفرقه انگیز قومی و تضمین نداشتن حقوق مالکیت (حتی به اندازه‌ای که بتوان گفت اصلاً چنین حقوقی وجود دارد) می‌داند.

5- مروری بر تحقیق‌های انجام شده

بگلسدیک و اسمولدرس[8] (2004)، با استفاده از مطالعات ارزشی اروپا (*EVS*)،[9] اثر سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی و برون گروهی را بر رشد اقتصادی 54 ایالت اروپا بررسی کردند. بر اساس برخی از یافته‌های آنان رابطه‌ی بین رشد و سرمایه‌ی اجتماعی مثبت بوده است، اما رابطه‌ی مثبتی بین رشد و سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی وجود نداشته است و فقط برای افراد داخل گروه، مانند خانواده و دوستان مؤثر بوده است. سرمایه‌ی اجتماعی بالاتر در این گروه‌ها، نرخ

[7] Knack and Keefer
[8] Beugelsdijk and Smulders
[9] European Values Studies

www.SID.ir

Archive of SID

رشد اقتصادی کندتری را به همراه داشته است. چرا که گذراندن بیشتر وقت خود با خانواده یا دوستان، باعث از دست دادن زمان‌های بیشتری برای یادگیری و کار شده و بر مصرف و درآمد و به طور کلی اقتصاد، اثر منفی داشته است.

ناک و کیفر (1997) یک نمونه‌ی 29تایی از اقتصادهای بازاری را با دو معیار اعتماد و هنجارهای مدنی، که از پیمایش ارزش‌های جهانی به دست آمده بود، مورد استفاده قرار دادند. بر اساس برخی از نتایج، اعتماد و هنجارهای مدنی در کشورهای با میزان درآمد بالا و داشتن نهادهای کنترل کننده‌ی اعمال حریصانه‌ی مدیران و نیز جمعیت باسوادتر و از لحاظ قومی یکنواخت‌تر، قوی‌تر بوده است. متغیرهای سرمایه‌ی اجتماعی ارتباط قوی و معناداری با رشد داشته است. همچنین این تحقیق نشان داد که تغییر در اعتماد به میزان یک انحراف معیار (معادل 14 درصد) رشد را بیش از نیم انحراف معیار، یعنی 0/56 درصد، تغییر داده است.

زاک و ناک[10] (2001) با افزایش 12 کشور به نمونه‌ی ناک و کیفر (1997)، نمونه‌ی مورد نظر را به 41 کشور افزایش دادند. بر اساس نتایج این تحقیق، اعتماد اثری مثبت و معنی دار بر رشد اقتصادی داشته است.

بگلسدیک و شیک[11] (2005) با مطالعه‌ی مقطعی 54 ایالت در اروپا، رابطه‌ی بین سرمایه‌ی اجتماعی و رشد اقتصادی را برای دوره‌ی زمانی 1950 تا 1990 بررسی کردند. بر اساس برخی از نتایج رابطه‌ی معناداری بین رشد اقتصادی محله‌ها و اعضای فعال گروه‌ها وجود داشته است.

دیندا[12] (2007) با استفاده از شاخص اعتماد و داده‌های بررسی‌های ارزش جهانی، رابطه‌ی بین اعتماد و رشد اقتصادی را طی دوره‌ی 1990 تا 2000 بررسی کرده است. بر اساس برخی از نتایج سرمایه‌ی انسانی و سرمایه‌ی اجتماعی اثر مثبت بر سطح درآمد داشته است.

سوری (1384) در مقاله‌ی خود با عنوان "سرمایه‌ی اجتماعی و عملکرد اقتصادی،" به یک بحث تجربی در مورد اقتصاد ایران پرداخته است. ابتدا سرمایه‌ی اجتماعی را بر اساس کارکرد آن، افزایش جرایم و تخلفات در اثر کمبود سرمایه‌ی اجتماعی، اندازه گیری کرده و سپس آثار آن را بر دو متغیر مهم رشد اقتصادی و

[10] Zak and Knack
[11] Beugelsdijk and Schaik
[12] Dinda

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه گذاری خصوصی بررسی کرده است. در این تحقیق با در نظر گرفتن تعداد پرونده‌های چک‌های بلامحل به عنوان شاخص سرمایه‌ی اجتماعی، اثر معنی دار کاهش سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی را نتیجه گرفته است.

رحمانی و امیری (1386)، تأثیر اعتماد بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران را با روش اقتصادسنجی فضایی بررسی کردند. آنها برای تعیین شاخص اعتماد ابتدا از اطلاعات پیمایش وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی و سپس از دو متغیر پرونده‌های مختومه‌ی چک‌های بلامحل سرانه و پرونده‌های مختومه‌ی اختلاس، ارتشا و جعل سرانه استفاده کردند. بر اساس نتایج این تحقیق رشد اقتصادی استان‌های همجوار بر رشد اقتصادی یک استان اثر مثبت و اثر کاهش اعتماد بر رشد اقتصادی منفی و کاملاً معنی دار بوده است.

امیری و رحمانی (1385) برای بررسی نحوه‌ی تأثیرگذاری سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی، آن را به دو گروه سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی و برون گروهی طبقه بندی کردند. بر اساس نتایج با افزایش یک واحد عضویت افراد در انجمن‌ها و گروه‌ها، رشد اقتصادی 0/12 واحد افزایش داشته است. متغیر سرمایه‌ی اجتماعی درون گروهی نیز اثر منفی و معنی داری در سطح خطای 5 درصد بر رشد داشته است.

آذری (1385) تاثیر سرمایه‌ی اجتماعی را بر عملکرد اقتصادی بررسی کرده است. بر اساس نتایج این تحقیق اعتماد اثر مثبتی بر عملکرد اقتصادی داشته و توضیح دهنده‌ی بخشی از کارایی کل عوامل تولید بوده است.

چینی پرداز و همکاران (1385) توسعه‌ی انسانی کشورها را با استفاده از روش تحلیل ممیزی آمیخته بررسی کردند. بر اساس برخی از نتایج این تحقیق، تحلیل ممیزی آمیخته دارای رده بندی مؤثرتری نسبت به تحلیل ممیزی خطی و درجه دوم بوده است.

6- مدل رشد و سرمایه‌ی اجتماعی

سرمایه‌ی اجتماعی در تعاملات و روابط بین انسان‌ها نهفته است و همین تعاملات و روابط در یک جامعه هستند که نشان از سیاست، فرهنگ، اقتصاد و ... در آن جامعه دارند. بنابراین، هر چه این روابط آمیخته با سجایای اخلاقی، ارزش‌ها و هنجارهای پسندیده در سطوح مختلف جامعه باشد، آن جامعه در هر بخشی کاراتر

www.SID.ir

Archive of SID

و مؤثرتر عمل خواهد کرد و زودتر به توسعه خواهد رسید. به عنوان مثال، در مورد اقتصاد بیان می‌شود که علت تفاوت در رشد و توسعه‌ی اقتصادی جوامعی که از هر نظر یکسان هستند، اختلاف میزان سرمایه‌ی اجتماعی در آن جوامع می‌باشد. این حالت، بیشتر کشورهای در حال توسعه را شامل می‌شود. ایران نیز که یک کشور در حال توسعه است، با وجود منابع طبیعی سرشار و تدوین برنامه‌های توسعه‌ی پنج ساله‌ی قبل و بعد از انقلاب و سرمایه گذاری‌های داخلی و خارجی، هنوز آن چنان که باید، پیشرفت نکرده است. دانشمندان علت این نارسایی‌ها و ناکارآمدی‌ها در رسیدن به اهداف توسعه‌ای را به کاهش سرمایه‌ی اجتماعی در ایران نسبت می‌دهند. در این تحقیق بناست که برای بیان نقش سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی، از مدلی که توسط ایشی و سوادا[13] (2008) در مورد کشورهای جهان از قبیل *OECD*، آسیا، آفریقا و آمریکای لاتین انجام گرفته است، استفاده شود و میزان تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران مورد ارزیابی قرار گیرد.

ایشی و سوادا با استفاده از گسترش مدل رشد سولو تعمیم یافته که توسط مانکیو، رومر و ویل[14] (*MRW*) بیان شده است، به چگونگی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی می‌پردازند. مدل تعمیم یافته‌ی *MRW* از سه نوع سرمایه‌ی فیزیکی، انسانی و اجتماعی تشکیل شده است که در اینجا به ترتیب با $k_k(t)$، $k_h(t)$ و $k_s(t)$ نشان می‌دهیم. در ادامه، نیروی کار $L(t)$ و سطح تکنولوژی تعمیم یافته‌ی نیروی کار $A(t)$ به آن اضافه می‌شوند. هنگامی که ما از تابع تولید *CES* انعطاف پذیر با فرض بازده‌ها ثابت نسبت به مقیاس استفاده می‌کنیم، تابع تولید کاب - داگلاس با متغیرهای سرمایه‌ی فیزیکی، انسانی و سرمایه‌ی اجتماعی و پارامترهای a، b و g به دست می‌آید. بنابراین، تابع تولید کاب - داگلاس به صورت رابطه‌ی (1) است.

$$Y(t) = K_k(t)^a K_h(t)^b K_s(t)^g (A(t)L(t))^{1-a-b-g} \qquad (1)$$

فرض می‌شود که $a, b, g \in [0,1)$ و $a+b+g \in [0,1)$ و نرخ استهلاک برای انواع سرمایه با δ_i و نرخ پس انداز برای انواع سرمایه با s_i نشان داده می‌شود

[13] Ishise and Sawada
[14] Mankiw, Romer and Weil (MRW)

www.SID.ir

Archive of SID

و $i = k, h, s$ است (ایشی و سوادا، 2008). فرض می‌شود که L و A به صورت درونزا با نرخ‌های n و g رشد می‌کنند. بنابراین، داریم:

$$L(t) = L(0)e^{nt}$$
$$A(t) = A(0)e^{gt} \qquad (2)$$

از این رو، نیروی کار مؤثر $A(t)L(t)$ با نرخ $n+g$ رشد می‌یابد (مانکیو[15] و همکاران، 1992).

حال می‌توان معادله‌ی پایه‌ای سولو را برای هر واحد نیروی کار مؤثر استخراج کرد. این معادله در رابطه‌ی (3) بیان شده است.

$$\dot{\tilde{K}} = s_i \tilde{y} - (n + g + d_i)\tilde{K}_i \qquad (3)$$

که در آن $\tilde{K}_i = \frac{K_i}{AL}$ و $\tilde{y} = \frac{Y}{AL}$ به ترتیب سرمایه‌ی سرانه‌ی مؤثر و تولید سرانه‌ی مؤثر است.

در تعادل بلند مدت، $\dot{\tilde{K}}_i = 0$ می‌باشد. بنابراین، درآمد سرانه‌ی مؤثر در تعادل بلند مدت به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\dot{\tilde{y}} = \left(\left(\frac{s_k}{n+g+d_k}\right)^a \left(\frac{s_h}{n+g+d_h}\right)^b \left(\frac{s_s}{n+g+d_s}\right)^g \right)^{\frac{1}{1-a-b-g}} \qquad (4)$$

فرض می‌شود که نرخ استهلاک برای همه‌ی انواع سرمایه یکسان است. بنابراین، به ازای هر i، $d_i = d$ است و فرض می‌کنیم $lnA(t) = lnA(0) + g_t$ و $lnA(0) = a + e$، که $e \approx N(0, s_e^2)$. حال لگاریتم درآمد سرانه به صورت رابطه‌ی (5) نشان داده می‌شود.

$$ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right)^* = a + g_t + \frac{a}{1-a-b-g} ln(s_k) + \frac{b}{1-a-b-g} ln(s_h) + \frac{g}{1-a-b-g} ln(s_s) - \frac{a+b+g}{1-a-b-g} ln(n+g+d) + e \qquad (5)$$

معادله‌ی (5)، حالت گسترش یافته‌ی معادله‌ی رگرسیونی MRW است. این معادله بیان می‌کند که اگر کشوری در سال t در تعادل بلند مدت[16] باشد، لگاریتم درآمد سرانه می‌تواند به صورت تابع خطی از نرخ‌های پس انداز برای هر نوع

[15] Mankiw
[16] Steady State

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه، نرخ رشد نیروی کار مؤثر بعلاوه استهلاک ($n+g+d$)، یک عرض از مبدا ($a+gt$) و جزء ثابت تصادفی گسترش یابد (ایشی و سوادا، 2008، 5).

7- روش تحقیق

در این تحقیق، با استفاده از نرم افزار مایکروفیت و روش خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی ($ARDL$) که مزیت‌های خاصی نسبت به روش‌های دیگر از جمله انگل-گرنجر و جوهانسون-جوسیلیوس دارد، مدل برآورد شده است. از جمله مزیت‌های این روش می‌توان به عدم نیاز به آزمون ریشه‌ی واحد، انتخاب وقفه بهینه برای تک تک متغیرهای مدل و کارایی آن در تخمین مدل با نمونه‌ی کمتر از 100 مشاهده و داده‌های سالیانه اشاره کرد. در این روش، می‌توان ضرایب کوتاه مدت و بلند مدت و ضریب مدل تصحیح خطا (ECM) را تعیین کرد.

8- بیان مدل و داده‌ها

در تحقیق حاضر، نیز از مدل ایشی و سوادا (2008) برای داده‌های ایران استفاده شده است، با این تفاوت که متغیرهای دامی شوک نفتی و جنگ و متغیر روند نیز به آن اضافه گشته است. بنابراین، مدل نهایی به صورت رابطه‌ی (6) در می‌آید.

$$lny_t = C + t + a\,lnIG + b\,lnHA + g\,lnS - l\,lnN + dt59 + d53 - d59 + e_t \qquad (6)$$

که در آن y_t نشانگر میزان GDP سرانه با قیمت‌های ثابت سال 1376 است و به صورت نسبت GDP به جمعیت فعال تعریف می‌شود. C نشانگر عرض از مبدا، t متغیر روند و IG میزان سرمایه گذاری واقعی با قیمت‌های ثابت سال 1376 است که از نسبت سرمایه گذاری کل به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است و توسط مانکیو و رومر نیز به کار گرفته شده است. HA نشان دهنده‌ی میزان پس انداز سرمایه‌ی انسانی است که برای این منظور از تعداد دانش آموزان کل کشور استفاده شده است. S میزان پس انداز سرانه‌ی سرمایه‌ی اجتماعی و N نرخ رشد جمعیت فعال به علاوه‌ی عدد ثابت $g+d$ است. برای نرخ رشد استهلاک، از متوسط نرخ رشد استهلاک سرمایه‌ای کشور که در حدود 0/048 می‌باشد، استفاده شده است. در تحقیق مانکیو، رومر و ویل (1992) نیز متوسط نرخ رشد درآمد

www.SID.ir

Archive of SID

سرانه به عنوان نرخ ثابت تکنولوژی در نظر گرفته شده است (مانکیو و همکاران، 1992). بنابراین، نرخ رشد تکنولوژی (g) در سطح ثابت 0/01 محاسبه شده است. dt۵۹ نشانگر متغیر دامی روند است که برای سال‌های قبل از سال 1359 برابر با صفر و برای سال‌های بعد از آن، متغیر روند در نظر گرفته شده است. d۵۳ متغیر دامی شوک نفتی است که برای سال‌های 53 تا 55 برابر با یک و قبل و بعد از آن، برابر با صفر در نظر گرفته شده است. d۵۹ متغیر دامی جنگ است که برای سال‌های قبل از سال 59 برابر با صفر و بعد از آن، برابر با یک است. e_t نیز نشانگر جزء اخلال است.

در این تحقیق با توجه به شاخص معرفی شده توسط فوکویاما، از تعداد پرونده‌های مختومه‌ی سرانه‌ی چک‌های بلامحل (S) و اختلاس و ارتشا (R) در هر سال، به عنوان شاخص‌هایی از کاهش سرمایه‌ی اجتماعی استفاده شده است. چک بیانگر اعتماد دو طرفه است و چک بلا محل به معنای سوءاستفاده‌ی یکی از طرفین از اعتماد متقابل است (سوری، 1384). اختلاس و ارتشا نیز نشان دهنده‌ی میزان اعتماد بین مردم، نهادها، دولت و اندازه‌ی فساد در جامعه است.

9- یافته‌های تحقیق

با استفاده از نرم افزار مایکروفیت و روش *ARDL* و با در نظر گرفتن حداکثر 3 وقفه در هر دو مدل، نتایجی حاصل شده است که به تفکیک هر یک از مدل‌ها ارائه می‌شود.

9-1- نتایج حاصل از *ARDL* کوتاه مدت

9-1-1- تخمین مدل با استفاده از متغیر تعداد پرونده‌های چک‌های بلامحل

در تخمین مدل با متغیر تعداد پرونده‌های چک‌های بلامحل، میزان وقفه‌های مورد نظر را 3 در نظر گرفتیم که نرم افزار مایکروفیت با استفاده از معیار شوارتز بیزین[17] (*SBC*) میزان وقفه‌ی بهینه را به صورت *ARDL*(۱،۰،۱،۳،۰) محاسبه کرده است و نتایج ضرایب کوتاه مدت آن در جدول (1) ارائه شده است.

[17] Schwarz Bayesian Criterion

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 1: نتایج ضرایب کوتاه مدت برای مدل با متغیر چک‌های بلامحل $ARDL(۱،۰،۱،۳،۰)$

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره t *(prob)*
$lny(-۱)$	0/2	0/۰۹	۲/۱۵	0/۰۴
LnIG	0/۲	0/04	۴/۶۳	0/000
LnHA	0/۱1	0/۰۲	۰/۵۱	0/۶۱
LnHA(-۱)	0/۴۱	0/۰۲	۲/۷۱	0/۰۷
LnS	-0/۰۳	0/۰۱	-۲/۷۱	0/۰۱
LnS(-1)	-0/۰۱	0/01	-۱/۳۶	0/۱۸
LnS(-2)	0/۰۵	0/01	0/۳۴	0/۷۳
LnS(-3)	-0/۰۷	0/01	-۵/۰۱	0/000
LnN	-0/۲۲	0/08	-۲/۵۶	0/۰۱
C	-۵/۷۸	۱/۱۸	-۴/۸۷	0/000
T	-0/۰۶	0/۰۱	-۵/۹۱	0/000
*dt*۵۹	0/07	0/۰۱	۷/۰۰۷	0/000
*d*۵۳	0/۰۶	0/۰۲	۲/۲۴	0/۰۳
*d*۵۹	-0/۳۰	0/04	-۶/۹۲	0/000
$R^۲$=٪۹۷	$\overline{R}^{-2}$=٪۹۶		$F(۱۳, ۲۰)$= ۶۴/۶۶۴۹ (۰/۰۰۰)	
همبستگی سریالی			3/۴۸۱۰ (0/۰۶۲)	
شکل تبعی تابع			0/۴۲۶۸۷ (0/۵۱۴)	
نرمالیتی			۲/۱۸۳۸ (0/۳۳۶)	
ناهمسانی واریانس			۲/۵۵۱۵ (0/۱۱)	

مأخذ: محاسبات تحقیق

ملاحظه می‌شود که بر اساس معیار *SBC*، تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی انتخاب شده توسط نرم افزار برای متغیر وابسته و سرمایه‌ی انسانی، یک وقفه، برای متغیر سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی و متغیر *LnN*، صفر بدون وقفه و برای متغیر چک‌های بلامحل سرانه، سه وقفه بوده است.

ضرایب نشان می‌دهد که وقفه‌ی اول متغیر وابسته و میزان سرمایه گذاری و سرمایه‌ی انسانی، تأثیر مثبت و معنی داری بر روی تولید ناخالص داخلی سرانه دارند. ضریب متغیر چک‌های بلامحل سرانه که شاخصی از میزان سرمایه‌ی اجتماعی و کاهش اعتماد در جامعه است، نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی منفی بین افزایش چک‌های بلامحل سرانه و *GDP* سرانه وجود دارد. این نتیجه از وجود رابطه‌ای مثبت بین اعتماد که مؤلفه‌ی مهم سرمایه‌ی اجتماعی است و رشد اقتصادی خبر می‌دهد، به طوری که در کوتاه مدت کشش متغیر تعداد پرونده‌های سرانه‌ی چک‌های بلامحل نسبت به *GDP* سرانه، حدود 3 درصد و در وقفه‌ی سوم حدود 7 درصد است. متغیر *LnN* نیز با *GDP* سرانه رابطه‌ی عکس دارد و نشان

www.SID.ir

Archive of SID

می‌دهد که با یک درصد افزایش نرخ جمعیت فعال در کوتاه مدت، *GDP* سرانه 0/22 درصد کاهش می‌یابد. ضریب مثبت متغیر دامی شوک نفتی نشان می‌دهد که به دلیل چند برابر شدن قیمت نفت و افزایش درآمدهای نفتی، *GDP* سرانه افزایش یافته و باعث افزایش رشد اقتصادی شده است. همچنین، متغیر دامی جنگ تحمیلی، همان طور که انتظار می‌رفت، با *GDP* سرانه رابطه‌ی عکس دارد. اثر منفی متغیر دامی جنگ، بسیار بیشتر از اثر مثبت متغیر دامی شوک نفتی در کوتاه مدت است. آزمون تشخیص برای فروض کلاسیک نیز نشان می‌دهد که به دلیل بیشتر بودن عدد داخل پرانتز از سطح 0/05، دلیلی برای رد فرضیه‌ی صفر وجود ندارد و هیچ یک از فروض کلاسیک عدم همبستگی سریالی، شکل تبعی درست تابع، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس‌ها توسط مدل تخمین زده شده نقض نمی‌شود.

9-1-2- تخمین مدل با استفاده از اختلاس و ارتشای سرانه

نتایج تخمین مدل با استفاده از متغیر تعداد پرونده‌های اختلاس و ارتشا، در جدول (2) ارائه شده است.

ضرایب کوتاه مدت در جدول (2) نشان می‌دهد که متغیر وابسته در وقفه‌های اول و دوم متغیر کاهش سرمایه‌ی اجتماعی که با تعداد پرونده‌های مختومه‌ی سرانه‌ی اختلاس و ارتشا نشان داده شده است، در وقفه‌ی سوم و متغیرهای *LnIG* و *LnHA* در وقفه‌های صفر و متغیر *LnN* نیز در وقفه‌ی صفر و در وقفه‌ی دوم، به دلیل پایین‌تر بودن احتمال آماره t از 0/05، در سطح 95% معنی دار هستند. متغیرهای دامی جنگ و شوک نفتی نیز از نظر آماری معنی دار هستند. شوک های نفتی اثر مثبت و جنگ اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند. همچنین، R^2 نشان می‌دهد که 96% تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. اعداد داخل پرانتز نشان می‌دهد که همه‌ی این ارقام، به جز گزینه‌ی اول، بزرگ‌تر از سطح 0/05 هستند. بنابراین، فرضیه‌ی صفر قابل قبول و فرضیه‌ی مقابل رد می‌شود. بنابراین، مدل تخمینی با وجود مشکل همبستگی سریالی، سایر فروض کلاسیک را نقض نکرده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 2: ضرایب کوتاه مدت برای مدل با متغیر پرونده‌های اختلاس و ارتشا $ARDL(2,0,0,3,2)$

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره $t(prob)$
$lny(-1)$	0/45	0/15	3/03	0/007
$lny(-2)$	-0/32	0/1	-3/02	0/007
$LnIG$	0/2	0/06	3/18	0/005
$LnHA$	0/17	0/06	2/81	0/01
LnR	-0/01	0/009	-1/1	0/18
$LnR(-1)$	-0/014	0/01	-1/28	0/28
$LnR(-2)$	0/007	0/01	0/68	0/5
$LnR(-3)$	-0/042	0/01	-3/71	0/001
LnN	-0/2	0/1	-2/48	0/02
$LnN(-1)$	0/05	0/13	0/4	0/69
$LnN(-2)$	-0/27	0/13	-2/07	0/05
C	-1/34	0/95	-1/41	*0/17
t	0/01	0/002	5/19	0/000
$d53$	0/1	0/02	3/65	0/002
$d59$	-0/25	0/04	-5/69	0/000
R^2=%96			$F(19/14)$= 42/7851 (0/000)	
همبستگی سریالی			3/9882 (0/046)	
شکل تبعی تابع			0/84803 (0/357)	
نرمالیتی			4/9182 (0/086)	
ناهمسانی واریانس			2/7462 (0/097)	

مأخذ: محاسبات تحقیق

*معنی دار نیست.

2-9- نتایج حاصل از تخمین بلند مدت مدل

بعد از تخمین معادله‌ی پویا باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه‌ی تعادلی بلند مدت انجام شود. برای این آزمون باید مجموع ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف معیار آنها تقسیم شود (آزمون t). اگر قدرمطلق آماره‌ی محاسباتی کمتر از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی تعادلی بلند مدت پذیرفته می‌شود (تشکینی، 1384).

آماره‌ی محاسباتی برای چک‌های بلامحل سرانه عبارت است از:

$$\frac{0/20626-1}{0/095639}=-8/29$$

به دلیل بیشتر بودن آماره محاسباتی (۸/۲۹-) از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر[18] (5/۷۹-) از نظر قدر مطلق، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم

[18] Banerjee, Dolado and Mester

www.SID.ir

Archive of SID

وجود رابطه‌ی بلند مدت رد شده و وجود یک رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرهای الگو در سطح 99% پذیرفته می‌شود.

برای نشان دادن رابطه‌ی بلند مدت در مدل با استفاده از متغیر اختلاس و ارتشا، از آزمون F استفاده کردیم که برای این معادله، آماره‌ی F محاسباتی برای معنادار بودن تمامی ضرایب برابر ۳/۹۹۰۷ به دست آمد. حد پایین مقدار بحرانی در حالت دارای عرض از مبدا و روند و در سطح 95% برابر با 3/539 و حد بالای مقدار بحرانی برابر با 4/667 می‌باشد. به دلیل قرار گرفتن آماره‌ی F بین دو مقدار بحرانی، به طور قطع نمی‌توان نسبت به وجود رابطه‌ی بلند مدت اظهار نظر کرد. اما بنرجی و همکاران (1992) بیان کرده‌اند که مقدار ضریب تصحیح خطای منفی و معنی دار، تأییدی بر وجود رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو است. بنابراین، با توجه به معنی دار بودن ضریب ECM، وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرهای الگو در سطح 95% پذیرفته می‌شود.

9-2-1- ضرایب بلند مدت با استفاده از متغیر چک‌های بلامحل سرانه

نتایج تخمین مدل بلند مدت با استفاده از متغیر چک‌های بلامحل سرانه در جدول (3) ذکر شده است.

جدول 3: ضرایب بلند مدت برای چک‌های بلامحل سرانه و $ARDL(۱،۰،۱،۳،۰)$

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
$LnIG$	۰/۲۵	0/04	۵/۱۴	0/000
$LnHA$	۰/۶۶	0/1	۵/۸۶	0/000
LnS	-۰/۱۶	0/02	-۶/۷۲	0/000
LnN	-۰/۲۸	0/1	-۲/۵۵	۰/۰۱
C	-۷/۲۸	1/۶	-4/۳۳	0/000
T	-0/07	0/01	-5/۱۲	0/000
dt۵۹	۰/۰۹	۰/۰۱۶	۵/۸۷	0/000
d۵۳	۰/۰۷	۰/۰۳	2/۱۶	۰/۰۴
d۵۹	-۰/۳۸	۰/۰۳	-11/۱۴	0/000

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل از نظر آماری و تئوریکی معنی‌دار هستند و در تمامی موارد آماره t کمتر از احتمال 0/05 است که این امر نشان از معنی دار بودن تمامی متغیرها در سطح 95% را تأیید می‌کند. ضریب

www.SID.ir

Archive of SID

LnIG نشان می‌دهد که یک افزایش 100 درصدی در میزان سرمایه گذاری فیزیکی در بلندمدت، باعث افزایش 25 درصدی *GDP* سرانه یا به عبارت دیگر، افزایش رشد اقتصادی می‌شود. ضریب سرمایه‌ی انسانی که با تعداد دانش آموزان تخمین زده شده است، نشان می‌دهد که نسبت به دیگر متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار است، به طوری که با یک افزایش 100 درصدی در انباشت سرمایه‌ی انسانی، رشد اقتصادی در بلند مدت 66 درصد افزایش می‌یابد. با کاهش 100 درصدی تعداد پرونده‌های چک‌های بلامحل سرانه که به عنوان شاخص سرمایه‌ی اجتماعی در نظر گرفته شده است، میزان *GDP* سرانه در بلند مدت 16 درصد افزایش می‌یابد. متغیر *lnN* نیز بیانگر آن است که با افزایش 100 درصدی نرخ رشد جمعیت کشور، *GDP* سرانه 28 درصد کاهش می‌یابد. متغیر دامی شوک نفتی، به دلیل افزایش قیمت‌های جهانی نفت، بر رشد اقتصادی اثر مثبت داشته و متغیر دامی جنگ نیز به دلیل از بین رفتن زیر ساخت‌ها و تأسیسات کشور، اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است که نتایج تخمین نیز آن را تأیید می‌کند.

9-2-2- ضرایب بلند مدت با استفاده از اختلاس و ارتشای سرانه

در جدول (4) نتایج تخمین مدل بلند مدت با استفاده از متغیر اختلاس و ارتشای سرانه ارائه شده است.

جدول 4: ضرایب بلند مدت برایمدل با متغیر اختلاس و ارتشا $ARDL(2,0,0,3,2)$

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره *t*
LnIG	0/23	0/06	3/56	0/002
LnHA	0/20	0/07	2/94	0/008
LnR	-0/06	0/01	-4/87	0/000
LnN	-0/48	0/17	-2/71	0/01
C	-1/54	1/09	-1/41	*0/17
t	0/01	0/002	6/01	0/000
*d*۵۳	0/11	0/03	3/17	0/005
*d*۵۹	-0/29	0/03	-8/69	0/000

مأخذ: محاسبات تحقیق

*معنی دار نیست

با توجه به نتایج به دست آمده، ضرایب بلند مدت نشان می‌دهد، کاهش سرمایه‌ی اجتماعی که با تعداد پرونده‌های اختلاس و ارتشای سرانه نشان داده شده

www.SID.ir

Archive of SID

است، تأثیر منفی و معنی داری بر روی رشد اقتصادی دارد. به طوری که افزایش 100 درصدی در تعداد پرونده‌های اختلاس و ارتشا باعث کاهش رشد اقتصادی به میزان 6 درصد می‌شود. همچنین، ضرایب مدل بیان می‌کند که با 100 درصد افزایش در سرمایه گذاری فیزیکی و انسانی، رشد اقتصادی در بلند مدت به ترتیب 23 درصد و 20 درصد افزایش می‌یابد و با کاهش 100 درصدی در نرخ رشد جمعیت، میزان *GDP* سرانه 48 درصد افزایش پیدا می‌کند. متغیر دامی شوک نفتی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد و متغیر دامی جنگ با رشد اقتصادی رابطه‌ی منفی و معنی داری دارد که اثر منفی جنگ بر رشد اقتصادی به مراتب بیشتر از اثر مثبت افزایش قیمت نفت بر آن است.

10- نتایج آزمون مدل تصحیح خطا (*ECM*)

الگوهای تصحیح خطا در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردارند و عمده‌ترین دلیل این است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می‌دهند (نوفرستی، 1378).

ضریب *ECM* برای مدل با متغیر چک‌های بلامحل برابر با ۰/۷۹- و برای مدل با متغیر اختلاس و ارتشا برابر با 0/86- به دست آمده است که بنا بر مبانی تئوریکی، ضریب *ECM* منفی و بین صفر و یک و از نظر آماری معنی دار می‌باشد که به دلیل نزدیک بودن به 1- سرعت تعدیل آن نیز نسبتاً بالاست و نشان می‌دهد که اگر از یک دوره به دوره‌ی بعد حرکت کنیم، به ترتیب به میزان 79 و 86 درصد از انحراف در *GDP* سرانه از مسیر بلند مدت، در دوره‌ی بعد توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌شود.

11- آزمون‌های ثبات ساختاری و میزان پیش بینی مدل

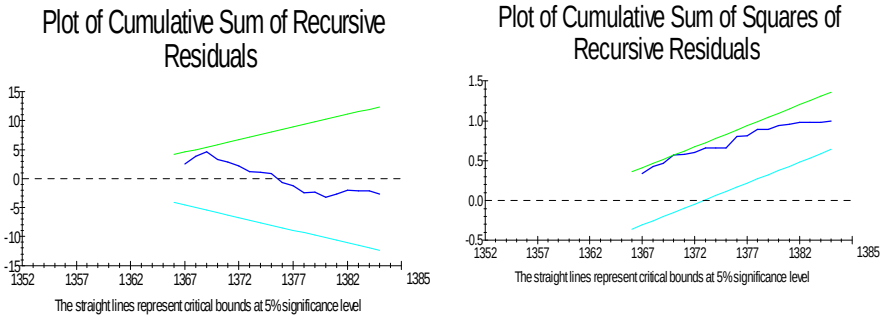
آزمون‌های ثبات برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین وجود یا عدم وجود شکست ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای تشخیص این امر، از آزمون‌های مجذور تجمعی و مجموع مجذور تجمعی باقیمانده‌ها (*cusum* و *cusumQ*) استفاده می‌شود. برای این منظور، دو حد بالا و پایین در سطح معنی داری 5% نشان داده شده است که اگر نمودار آماری به دست آمده در محدوده‌ی بین این حدود قرار گرفت و آنها را قطع نکرد، می‌توان با سطح اطمینان 95% ادعا

www.SID.ir

Archive of SID

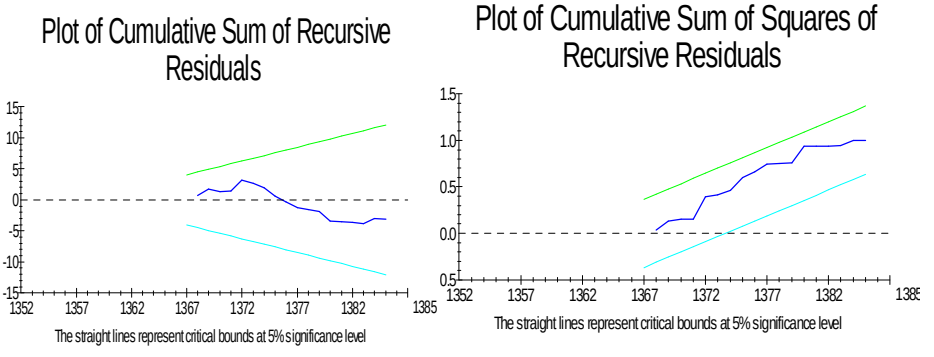
کرد که مدل از ثبات لازم برخوردار می‌باشد و فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود (تشکینی، 1384). بنابراین، مدل‌های تخمین زده شده در این تحقیق، به دلیل قرار گرفتن در محدوده‌ی بالا و پایین، از ثبات لازم برخوردار است (نمودارهای 1 و 2).

نمودار 1: آزمون‌های ثبات ساختاری برای مدل چک‌های بلامحل (آزمون‌های *cusum Q* و *cusum*)



مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار 2: آزمون‌های ثبات ساختاری برای مدل اختلاس و ارتشا (آزمون‌های *cusum Q* و *cusum*)



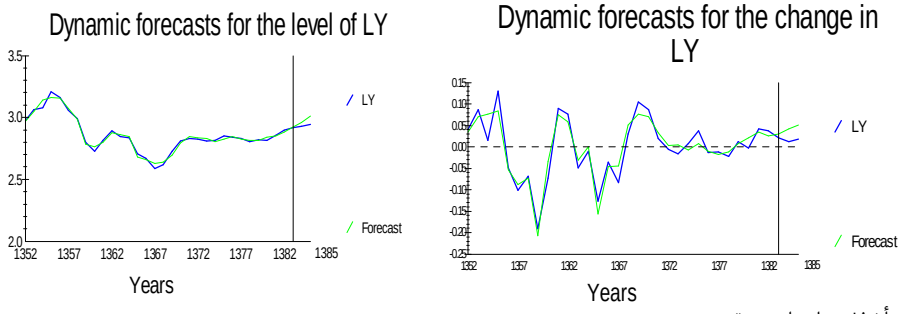
مأخذ: محاسبات تحقیق

قدرت پیش بینی مدل نیز به دلیل کاهش میزان خطای مقادیر واقعی و پیش بینی شده که نمودارهای (3) و (4) تأیید کننده‌ی آن هستند، بالا است و منحنی‌های مقادیر واقعی و پیش بینی شده تقریباً بر هم منطبق هستند.

www.SID.ir

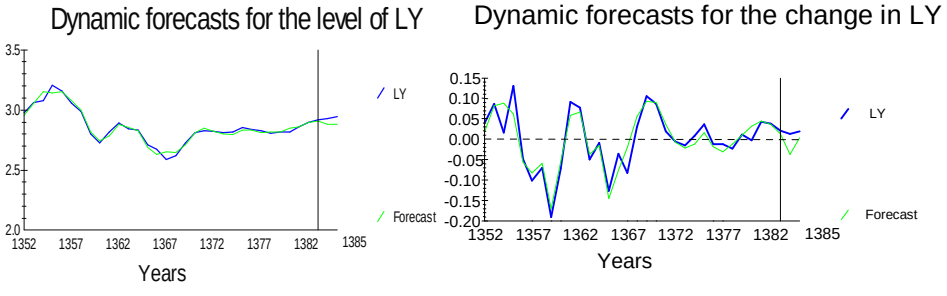
Archive of SID

نمودار 3: آزمون پیش بینی مدل در سطح و تغییرات *Lny* در مدل با متغیر چک‌های بلامحل



مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار 4: آزمون پیش بینی مدل در سطح و تغییرات *Lny* در مدل با متغیر اختلاس و ارتشا



12- نتیجه گیری و پیشنهادها

هدف از این تحقیق، بررسی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران است. به دلیل حجم کم نمونه‌ی مورد استفاده و سالانه بودن داده‌ها، از روش *ARDL* استفاده شد و برای بیان تأثیر کاهش سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی، تعداد پرونده‌های مختومه‌ی سرانه‌ی چک‌های بلامحل و نیز اختلاس و ارتشا که نشان از کاهش اعتماد در بین مردم و نیز بین مردم و نهادهای مختلف جامعه و دولت می‌کند، به عنوان شاخص کاهش سرمایه‌ی اجتماعی در نظر گرفته شد. با استفاده از این متغیرها، مدل تعمیم یافته‌ی سولو (*MRW*) که توسط ایشی و سوادا (2008) بسط داده شده است، مدل تخمین زده شد. نتایج نشان می‌دهد که بین کاهش سرمایه‌ی اجتماعی و رشد اقتصادی رابطه‌ی معکوس وجود دارد، به طوری که کشش *GDP* سرانه نسبت به چک‌های بلامحل سرانه برابر با 0/16- و نسبت به پرونده‌های اختلاس و ارتشای سرانه برابر با 0/06- است. کشش بیشتر نسبت به

www.SID.ir

Archive of SID

پرونده‌های مختومه‌ی سرانه‌ی چک‌های بلامحل نسبت به پرونده‌های سرانه‌ی اختلاس و ارتشا ناشی از حساسیت بیشتر چک‌های بلامحل به مؤلفه‌ی اعتماد و سرمایه‌ی اجتماعی است. ضریب بلندمدت سرمایه‌ی انسانی در دو مدل متفاوت است؛ زیرا بر اساس مبانی نظری، سرمایه‌ی اجتماعی بیشتر در جامعه، به خصوص در سطح خرد، باعث افزایش سرمایه‌ی انسانی در جامعه می‌شود. همچنین، چک‌های سرانه‌ی بلامحل نسبت به اعتماد حساسیت بیشتری دارند و حجم بیشتری از نیروی انسانی را شامل می‌شوند. بنابراین، در مدل تخمین زده شده با استفاده از چک‌های بلامحل، بر نیروی انسانی اثر گذاشته و ضریب آن بیشتر خواهد بود، اما به دلیل کمتر بودن کشش پرونده‌های اختلاس و ارتشا نسبت به *GDP* سرانه، اثری که بر نیروی انسانی می‌گذارد، کمتر است. همچنین، با وجود معنی دار بودن ضریب *ECM*، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی تعادلی بلند مدت رد شده و وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو به اثبات می‌رسد. بنابراین، نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که سرمایه‌ی اجتماعی در ایران رو به کاهش است. در سطح خرد، پیشنهاد می‌شود که برای تقویت ارتباط و اعتماد متقابل بین اعضای خانواده، علاوه بر حضور بیشتر والدین در خانه، ارتباط دوستانه و صمیمی با فرزندان برقرار کنند. تأکید بیشتر بر آموزش فرزندان و جامعه پذیر کردن آنها نیز ضروری می‌نماید.

در سطح کلان، دولت می‌تواند با مشارکت دادن عملی هر چه بیشتر مردم در تصمیم گیری‌ها، تقویت و تشویق نهادهای مردمی، وضع قوانین و مجازات‌های سنگین برای عوامل فساد و نابود کننده‌ی سرمایه‌ی اجتماعی در جامعه و به خصوص در نهادهای دولتی، توجه ویژه به آموزش و پرورش، پرهیز از تصدی گری دولتی، ایجاد امنیت عمومی و تثبیت آن، ایجاد قوانین کارا و با ثبات در جهت حقوق مالکیت، ایجاد راهکارهایی در جهت کاهش نرخ تورم و بیکاری در جامعه، اطلاع رسانی شفاف و افزایش قابلیت پاسخگویی به مردم، از کاهش سرمایه‌ی اجتماعی در جامعه جلوگیری کند.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع:

آذری، مهدی. (1385). تأثیر سرمایه اجتماعی بر عملکرد اقتصادی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف.

الوانی، سیدمهدی و میرعلی سیدنقوی. (1385). سرمایه اجتماعی: مفاهیم و نظریه‌ها. فصلنامه مطالعات مدیریت، 33 و 34: 23 - 3.

احمدی، لیلی. (1383). سرمایه اجتماعی و شاخص‌های ارزیابی آن. پایان نامه کارشناسی ارشد علوم سیاسی، دانشگاه تهران.

امیری، میثم و تیمور رحمانی. (1385). بررسی آثار سرمایه اجتماعی درون و برون گروهی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، دو فصلنامه علمی - پژوهشی جستارهای اقتصادی، 6: 147–111.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. داده ها و اطلاعات اقتصادی، بانک سریهای زمانی.

بوردیو، پیر. (1384). اشکال سرمایه. ترجمه افشین خاکباز و حسن پویان. گردآورنده: کیان تاجبخش. تهران: نشر شیرازه.

پاتنام، رابرت. (1384). جامعه برخوردار سرمایه اجتماعی و زندگی عمومی. ترجمه افشین خاکباز و حسن پویان. گردآورنده: کیان تاجبخش. تهران: نشر شیرازه.

تشکینی، احمد. (1384). اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت (Microfit). تهران: انتشارات دیباگران.

چینی پرداز، رحیم، قاسم رکابدار و رضا یوسفی حاجی آباد. (1385). بررسی توسعه‌ی انسانی کشورها با استفاده از روش تحلیل ممیزی آمیخته. بررسی‌های اقتصادی، 3(3): 20 - 1.

رحمانی، تیمور و میثم امیری. (1386). بررسی تأثیر اعتماد بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران با روش اقتصادسنجی فضایی. تحقیقات اقتصادی، 78: 57–23.

سوری، علی. (1384). سرمایه اجتماعی و عملکرد اقتصادی. تحقیقات اقتصادی، 69: 108 - 87.

علمی، زهرا، سید امیرحسین حسینی و محمود شارع پور. (1384). سرمایه اجتماعی و چگونگی تأثیر آن بر اقتصاد. تحقیقات اقتصادی، 71: 296–239.

مرکز آمار ایران. سالنامه آماری، آمار قضایی، سال‌های مختلف. تهران: مرکز آمار ایران.

نوفرستی، محمد. (1378). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران: انتشارات رسا.

ولکاک، مایکل و دیپا نارایان. (1384). سرمایه اجتماعی و تبعات آن برای نظریه توسعه، پژوهش و سیاست. ترجمه افشین خاکباز و حسن پویان. گردآورنده: کیان تاجبخش. تهران: نشر شیرازه.

www.SID.ir

Archive of SID

Banerjee, A., J.J. Dolado & R. Mester. (1992). On Some Simple Test for Cointegration: The Cost of Simpilicity. Bank of Spain Working Paper, No. 9302.

Beugelsdijk, S & S. Smulders. (2004). Social Capital and Economic Growth. Tilburg University, Department of Economics, mimeo.

Beugelsdijk, S. & T.V. Schaik. (2005). Social Capital and Growth in European Regions: an Empirical Test. European Journal of Political Economy, 21: 301-324.

Chou, Y.K. (2006). Three Simple Models of Social Capital and Economic Growth. Journal of Socio-Economics, 35: 889-912.

Dinda, S. (2007). Social Capital in the Creation of Human Capitaland Economic Growth: A Productive Consumption Approach. Journal of Socio-Economic, 37: 2020-2033.

Ishise. H. & Y. Sawada. (2008). Aggregate Returns to Social Capital: Estimates Based on the Augmented Augmented - Solow Model. Journal of Macroeconomics, Elsevier, 31(3): 376-393.

Knack, S. & PH. Keefer. (1997). Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation. The Quarterly Journal of Economics, 112(4): 1251-1288.

Mankiw, N.G., D. Romer & D.N. Weil. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 107(2): 407-437.

Rupasingha, A., S.J. Goetz & D. Freshwater. (2006). The Production of Social Capital in US Ccounties. Journal of Socio-Economics, 3: 8-101.

Zak, P.J & S. Knack. (2001). Trust and Growth. Economic Journal. 111(470): 295-321.

www.SID.ir

Archive of SID

www.SID.ir