

اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران

ابوالقاسم برقندان^۱، کامران برقندان^۲، سلمان ستوده نیا کرانی^۳، مجید پازند^۴

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۰/۱۵

چکیده

هدف این مطالعه بررسی و تحلیل اثر این عامل بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه برای دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۶ از نشریات مختلف بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و بانک اطلاعات اقتصادی PDS به دست آمد. متغیر تعداد افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی به عنوان شاخص سرمایه انسانی وارد الگوی رشد شد و سپس این معادله به روش ARDL مورد برآورد قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران اثر مثبت دارد. علاوه بر این، میان متغیرهای سرمایه فیزیکی، نیروی کار، صادرات نفتی و صادرات غیرنفتی با تولید ناخالص داخلی نیز رابطه‌ای هم جهت برقرار است.

طبقه بندی JEL: J24 ; O47.

واژگان کلیدی: سرمایه انسانی؛ رشد اقتصادی؛ صادرات؛ واردات؛ ایران.

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد سراوان، گروه حسابداری، سراوان، ایران. پست الکترونیکی:

a.barghandan@yahoo.com

kbarghandan@yahoo.com

** کارشناس ارشد اقتصاد پست الکترونیکی:

*** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بندرعباس، گروه اقتصاد، بندرعباس، ایران. پست الکترونیکی:

s.sotoudeh@iauba.ac.ir

majid_pazand@yahoo.com

**** کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، پست الکترونیکی:

۱- مقدمه

مدل‌های رشد به طور عمده به دو دسته مدل‌های رشد نئوکلاسیکی و الگوهای رشد درونزا تقسیم شده‌اند. مدل‌های رشد نئوکلاسیکی تا اواخر دهه ۸۰ بر مباحث رشد اقتصادی مسلط بوده‌اند، اما از اواخر این دهه، تحقیقات زیادی در زمینه الگوهای رشد انجام گرفت که منجر به ایجاد الگوهای جدیدی به نام الگوهای رشد درونزا گردید. اساس نظریات رشد نئوکلاسیکی، تاکید بر تمرکز سرمایه و وجود فناوری است، در حالی که الگوهای رشد درونزا معتقدند که عوامل سرمایه و فناوری در کنار سازوکارهای درونی یک اقتصاد (همانند آموزش، سطح مناسبی از علم و مهارت، پژوهش و ...) در رشد اقتصادی نقش دارند. بر اساس این نظریه، رشد اقتصادی در نتیجه مجموعه‌ای از سازوکارها اتفاق می‌افتد که در این مجموعه غیر از عوامل اولیه تابع تولید، متغیرهای دیگری نیز دخیل هستند (درگاهی و قدیری، ۱۳۸۲). یکی از مهمترین این عوامل سرمایه انسانی است. امروزه سرمایه انسانی یکی از عوامل انکار ناپذیر در جریان رشد و توسعه کشورها به حساب می‌آید و از آنجا که سرمایه انسانی پیش نیاز توسعه است، سرعت و آهنگ توسعه به کمیت و کیفیت نیروهای کارآمد آن بستگی دارد (عمادزاده، ۱۳۷۷). تاثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی از دو ناحیه قابل تصور است. نخست اینکه سرمایه‌گذاری در منابع انسانی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، توان تولید افراد را افزایش می‌دهد. این برداشت در واقع محور اصلی نظریه سرمایه انسانی است و بر مبنای آن، هر قدر انباشت سرمایه انسانی بیشتر باشد، انتظار می‌رود که تولید با شتاب بیشتری رشد یابد. محور دیگر تحلیل‌ها بر این نکته متمرکز است که این سرمایه‌گذاری‌ها افزایش تولیدات را از ناحیه انتقال فناوری جدید و کاربرد آن محقق می‌سازد. بر مبنای این ملاحظات، هر قدر سرمایه انسانی از ناحیه آموزش بیشتر باشد، بسترهای لازم برای استفاده از فناوری وارداتی نیز بیشتر خواهد شد. به طور کلی می‌توان گفت که نیروی انسانی کارآمد، امکان افزایش تولید و ارزش افزوده را فراهم می‌آورد و عدم توجه به این عامل می‌تواند از دلایل توسعه نیافتگی در برخی از کشورهای در حال توسعه باشد. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و افزایش سهم آن در کل سرمایه‌گذاری کشور، باعث بهره‌برداری بهتر از سرمایه فیزیکی می‌گردد و عامل مهمی در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی به شمار می‌رود (ربیعی، ۱۳۸۸).

۲- ادبیات موضوع

ادبیات مربوط به اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کشورها، ادبیات گسترده‌ای است و محققین مختلف در داخل و خارج از کشور کوشیده‌اند تا با استفاده از الگوها و روش‌های مختلف به بررسی اثر این عامل بر رشد اقتصادی بپردازند. علمی (۱۳۸۱) به بررسی اثر سرمایه انسانی و هزینه‌های دولت در سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران پرداخت. وی برای بررسی اثر سرمایه انسانی بر درآمد افراد در سطح خرد از تابع دریافتی مینسر استفاده کرد. نتایج بیان کننده آن بود که جنسیت فرد شاغل، سال‌های تجربه و سطح سواد او در جوامع شهری و روستایی اثر مثبت و معنی داری بر درآمد حاصل از شغل فرد دارد. وی در سطح کلان، با استفاده از مدل لوکاس به بررسی اثر سرمایه انسانی به صورت متوسط سطح سواد شاغلین بر تولید ناخالص داخلی پرداخت. طبق نتایج حاصل، این اثر مثبت ارزیابی شد. هوشمند و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از مدل سرمایه انسانی منکیو، رومر و ویل به بررسی نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران پرداختند. در این مطالعه از متوسط سال‌های تحصیل به عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت کشش تولید نسبت به سرمایه انسانی از کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی بخش دولتی و خصوصی بیشتر است. ربیعی (۱۳۸۸) با استفاده از مدل رشد درونزای رومر، به بررسی اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخت. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که به ترتیب کالاهای واسطه‌ای، نیروی کار، سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و واردات ماشین آلات باعث افزایش تولید در اقتصاد ایران می‌شوند. ابراهیمی و فرجادی (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های ترکیبی، اثر آموزش عالی را بر رشد اقتصادی در کشورهای باز و بسته اقتصادی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این بررسی نشان داد که در اقتصادهای باز، ضریب آموزش عالی مثبت و معنی‌دار است. در حالی که در کشورهای بسته، اثر آموزش عالی بر رشد معنی‌دار نیست. چنگ و هسو^۱ (۱۹۹۷) با استفاده از روش همجمعی و آزمون علیت گرنجر، به بررسی رابطه میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی ژاپن در فاصله سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۵۲ پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که یک رابطه علی دوسویه میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در ژاپن برقرار است. به این معنی که با افزایش سرمایه انسانی، رشد اقتصادی نیز تسریع خواهد شد و بالعکس. کنگ^۲ (۲۰۰۶) به برآورد الگوی رشد کره جنوبی با استفاده از سرمایه انسانی پرداخت. در این مطالعه از شاخص هزینه‌های آموزش و پرورش به عنوان سرمایه انسانی استفاده شد. بر

^۱ - Cheng and Hsu

^۲ - Kang

اساس نتایج این تحقیق، فرضیه بازده غیرنزولی نسبت به سرمایه انسانی و فیزیکی در کره جنوبی قابل تایید نبوده است. تاکی و تاناکا^۳ (۲۰۰۹) به بررسی اثر سیستم‌های مختلف آموزشی و در نتیجه تنوع سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی پرداختند. نتایج نشان داد که در شرایط واقعی و در صورتی که کالاهای تولیدی به اندازه کافی قابلیت جایگزینی داشته و شرکت‌ها نیز از گستردگی لازم برخوردار باشند، تنوع سرمایه انسانی که ناشی از نابرابری درآمد می‌باشد همواره تولید ناخالص داخلی دوره بعد را کاهش خواهد داد، در حالی که تنوع سرمایه انسانی ناشی از توانایی‌های متفاوت می‌تواند GDP را افزایش دهد. کوتاریدی و استنگوس^۴ (۲۰۱۰) با استفاده از روش‌های ناپارامتریک و لحاظ اثرات غیرخطی سطح درآمد اولیه و سرمایه انسانی، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی^۵ بر رشد اقتصادی را مطالعه نمودند. نتایج این مطالعه نشان داد نه تنها اثر غیرخطی سرمایه انسانی را در حضور جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نشان داد، بلکه ثابت کرد که جریان FDI یک اثر افزایشی بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط و یک اثر دوگانه بر رشد کشورهای با درآمد بالا دارد.

با بررسی مطالعات مختلف مشخص می‌شود که تقریباً در اکثر مطالعات صورت گرفته، اثر مثبت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی اثبات شده است؛ اما میزان تاثیر آن به ساختار اقتصادی کشور مورد مطالعه، ترکیب متغیرهای انتخابی و روش برآورد، بستگی دارد. علاوه بر این، در مطالعات مختلف شاخص‌های گوناگونی جهت بررسی اثر سرمایه انسانی به کار رفته است. در مطالعه حاضر از متغیر تعداد افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی به عنوان جایگزین سرمایه انسانی استفاده شده است. این شاخص به این دلیل مورد استفاده قرار گرفته است که اولاً این افراد به طور مستقیم در جریان تولید نقش دارند و ثانیاً استفاده از شاخص‌های دیگر هم چون هزینه‌های دولت در آموزش، به علت جمعیت بالا و رو به گسترش افراد بیکار دارای تحصیلات عالی، ممکن است به نتایج درستی منجر نشود.

۳- مواد و روش‌ها

چارچوب الگوی مورد استفاده در این پژوهش بر اساس مدل لوکاس^۶ (۱۹۸۸) است. وی

3 - Takii and Tanaka

4 - Kottaridi and Stengos

5 - Foreign Direct Investment (FDI)

6 - Lucas

در مطالعه خود سه الگو را مورد بررسی قرار داده است: الف) مدل رشد با تاکید بر انباشت سرمایه فیزیکی و تغییرات فنی؛ ب) مدل رشد با تاکید بر انباشت سرمایه انسانی از طریق کسب دانش؛ ج) مدل رشد با تاکید بر انباشت سرمایه انسانی متخصص از طریق یادگیری حین کار. از میان این سه مدل، الگویی که بر نقش سرمایه انسانی از طریق کسب دانش تاکید می‌کند، توجه بسیاری را به خود جلب نموده است (اینانلو، ۱۳۸۶).

مدل رشد لوکاس (۱۹۸۸) که در مطالعه ریمو (۱۹۹۵) نیز مورد استفاده قرار گرفته است بر اساس تابع تولید نئوکلاسیک زیر با لحاظ موجودی سرمایه انسانی می‌باشد:

$$Y = f(K, L, HK) \quad (1)$$

که در آن، Y : تولید ناخالص داخلی؛ K : سرمایه فیزیکی؛ L : نیروی کار و HK : سرمایه انسانی می‌باشد. در این مدل فرض می‌شود که سرمایه انسانی یک نهاد قابل انباشت با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است، در نتیجه تولید نهایی آن (که انگیزه لازم برای گذراندن زمان برای تحصیل را تعیین می‌کند) ثابت است. این تابع تولید به فرم کاب-داگلاس بوده و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y = AK^{\gamma} L^{\delta} HK^{\alpha} \quad (2)$$

که در آن، α ، δ و γ کشش‌های تولیدی هر یک از نهاده‌هاست و A پارامتر فناوری را نشان می‌دهد و منعکس کننده آن است که هر کشور چگونه می‌تواند نهاده‌ها را به ستاده تبدیل کند. با لگاریتم‌گیری از دو طرف تابع فوق، به الگوی خطی زیر خواهیم رسید:

$$\ln Y_t = \ln A + \gamma \ln K_t + \delta \ln L_t + \alpha \ln HK_t \quad (3)$$

علاوه بر عواملی که در مدل لوکاس به آن اشاره شده است، در هر کشور نیز متناسب با شرایط خاص آن، عوامل دیگری نیز در روند رشد اقتصادی اثر گذارند. اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه رشد اقتصادی از الگوی خاصی پیروی نکرده‌اند. بدین معنی که محققان ابتدا معادله حسابداری رشد را در نظر گرفته و سپس به منظور توضیح بهتر رشد اقتصادی، متغیرهایی را به الگو اضافه می‌نمایند. خان و رینهارت (۱۹۹۰) علت این عمل را ناتوانی مدل‌های رشد در توضیح رشد اقتصادی می‌دانند. بر اساس الگوهای رشد درونزا

نه تنها عوامل نیروی کار و سرمایه، بلکه متغیرهای کلان دیگر نیز در توضیح رشد اقتصادی موثرند (درگاهی و قدیری، ۱۳۸۲). برای مثال نفت و صادرات آن در کشور ما متغیر مهمی است که بر روند رشد اقتصادی ایران تاثیر داشته است (اینانلو، ۱۳۸۶). پس مبنای مدل مورد استفاده در این تحقیق برای ایران مدل زیر خواهد بود:

$$Y = A_t f(K_t, L_t, Z_t) \quad (۴)$$

که در آن، Y : محصول واقعی کل در اقتصاد؛ A تکنولوژی کل تولید؛ L : کل نیروی کار؛ K : سرمایه فیزیکی و Z : سایر عواملی است که بر رشد اقتصادی تاثیر خواهند گذاشت. t نیز در این تابع مبین سال‌های مختلف است (تقوی و محمدی، ۱۳۸۵)؛ اما در مورد متغیر Z باید پرسید که Z شامل کدام متغیرهاست و چه عواملی را باید علاوه بر سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و نیروی کار در تابع تولید ایران وارد کرد؟ در پاسخ عوامل زیادی را می‌توان ذکر کرد که در رشد اقتصادی ایران مؤثر بوده اند. اما به سبب اهمیت بیشتر برخی از این عوامل، متغیرهای صادرات نفتی، صادرات غیرنفتی و واردات را در تابع تولید به جای Z در نظر گرفته‌ایم. جهت بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران از معیار ارائه شده توسط منکیو، رومر و ویل^۸ (۱۹۹۲) یعنی تعداد نیروی کار مؤثر که دارای تحصیلات دانشگاهی می‌باشند استفاده شده است. شکل کلی مدل مورد استفاده که مبنای برآورد و تخمین عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی ایران است، به صورت زیر می‌باشد:

$$LGDP = f(LK, LL, LHC, LXNO, LXO, LM) \quad (۵)$$

که در آن، $LGDP$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران؛ LK : لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی کشور؛ LL : لگاریتم کل نیروی کار شاغل کشور؛ LHC : متغیر جایگزین سرمایه انسانی (تعداد افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی)؛ $LXNO$: لگاریتم صادرات غیر نفتی؛ LXO : لگاریتم صادرات نفتی و LM : لگاریتم واردات ایران می‌باشد.

۳-۱- روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)^۹

به طور کلی روش‌هایی مانند انگل- گرنجر، در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد

8 - Mankiw, Romer and Weil

9 - Autoregressive Distributed Lag method (ARDL)

مشاهدات کم) سر و کار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، از اعتبار لازم برخوردار نیستند. چرا که برآوردهای حاصل از آن بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود (نوفرستی، ۱۳۷۸). به همین دلیل استفاده از الگوهای که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرد. به طور کلی، الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه زیر وارد شود:

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (6)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه زیر در نظر بگیرد:

$$w(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \quad (7)$$

الگوی فوق، یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده نام دارد، که در آن داریم:

$$w(L, P) = 1 - w_1L - w_2L^2 - \dots - w_pL^p \quad (8)$$

$$b_i(L, q_i) = b_i + b_{i1}L + \dots + b_{iq}L^q \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (9)$$

که در آن، L : عملگر وقفه؛ w : برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. معادله باید برای تمامی حالات و برای کلیه ترتیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد شود. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی می‌باشد. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک، شوارز-بیزین، حنان-کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل شده، یکی از معادلات انتخاب می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴). پسران و شین (۱۹۹۵) در مورد تصریح وقفه‌های الگو، به کارگیری معیار اطلاعاتی شوارز-بیزین را پیشنهاد می‌کنند. زیرا این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و باعث می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$b_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1 - \hat{W}(1, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{W}_1 - \dots - \hat{W}_p} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (10)$$

حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، می‌توان از روش ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده کرد. در این روش، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F ، برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا، مورد آزمایش قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F یاد شده، غیراستاندارد است. پسران و پسران (۱۹۹۷) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرورها و این که مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمامی متغیرها ایستا هستند و دیگری بر این اساس که همگی غیرایستا (با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده) می‌باشند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار بگیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. چنان چه F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر یاد شده پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند (تشکینی، ۱۳۸۴).

مزیت بسیار مهم روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، در بین روش‌های همجمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل، $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، قابل کاربرد می‌باشد. به عبارت دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه صفر و یک نیست (تشکینی، ۱۳۸۴).

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳ از نشریات مختلف بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و بانک اطلاعات اقتصادی PDS به دست آمد.

۴- نتایج تجربی

نخستین مرحله در برآورد یک الگوی سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرهای آن الگوست. به طور کلی هر سری زمانی هنگامی ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن در طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد. به منظور بررسی ایستایی سری‌های زمانی این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^{۱۰} استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که به جز متغیر سرمایه انسانی که در سطح ایستا می‌باشد، سایر متغیرها غیرایستا بوده و با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بنابراین، با توجه به اینکه در الگوی (۲۱) ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ وجود دارد، باید با استفاده از روش مناسب، وجود رابطه همجمعی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، از رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (پسران و پسران، ۱۹۹۷) استفاده شد. شکل پویای مدل مورد استفاده در این مطالعه جهت بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران به صورت زیر است:

$$\begin{aligned}
 LGDP_t = & C + \sum_{i=1}^{n_1} s_{1t} LK_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} s_{2t} LL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} s_{3t} LHC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} s_{4t} LXNO_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{n_5} s_{5t} L XO_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_6} s_{6t} LM_{t-i} + s_9 DU 57 + s_{10} DU 5968
 \end{aligned}
 \quad (11)$$

که در آن، n_1, n_2, \dots, n_6 تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مدل، C : عرض از مبدا، $DU57$: متغیر مجازی انقلاب و $DU5968$: متغیر مجازی جنگ تحمیلی است. نتایج تفصیلی حاصل از برآورد مدل پویای رشد که در قالب رابطه (۲۸) ارائه شد، از طریق ضابطه شوارتز-بیزین و با در نظر گرفتن حداکثر ۲ وقفه در جدول شماره (۱) گزارش شده است.

جدول ۱- نتایج تفصیلی حاصل از برآورد ضرایب مدل به روش $ARDL(1,1,0,1,0,0,1)$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LGDP(-1)	۰/۵۴ **	۰/۱۹	۲/۷۳	۰/۰۱۳

¹⁰ - Augmented Dickey-Fuller test (ADF)

۰/۰۰۵	۳/۱۹	۰/۱۱	۰/۳۶ ***	LK
۰/۰۱۹	۲/۵۳	۰/۱۰	۰/۲۷ **	LK(-1)
۰/۰۵۴	۲/۰۶	۰/۰۶	۰/۱۳ *	LL
۰/۰۳۸	۲/۲۷	۰/۰۶	۰/۱۴ **	LHC
۰/۳۰۵	۱/۱۳	۰/۰۷	۰/۰۸	LHC(-1)
۰/۱۱۴	۱/۵۸	۰/۰۸	۰/۱۳	LXNO
۰/۰۸۴	۱/۸۶	۰/۱۲	۰/۲۲ *	LXO
۰/۷۱۵	-۰/۳۶	۰/۰۵	-۰/۰۲	LM
۰/۰۵۲	-۲/۰۵	۰/۰۵	-۰/۱۱ *	LM(-1)
۰/۲۲۴	۱/۲۸	۱/۵۷	۲/۰۱	C
۰/۰۴۶	-۲/۱۴	۰/۰۴	-۰/۱ **	DU57
۰/۰۹۱	-۱/۷۳	۰/۱۰	-۰/۱۸ *	DU5968
$R^2 = ٪۸۸$		$\bar{R}^2 = ٪۸۶$		$F = ۸۹۲/۲۲$

- ***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب تعیین به دست آمده برابر ۸۸٪ است. به این معنی که ۸۸٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل لحاظ شده در مدل توضیح داده می‌شود. آماره F محاسباتی حاکی از معنی دار بودن کل رگرسیون برآوردی است. جهت حصول اطمینان از برقراری فروض کلاسیک (عدم وجود خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس) می‌توان از آماره‌های تشخیص استفاده نمود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲- نتایج حاصل از آماره‌های تشخیص.

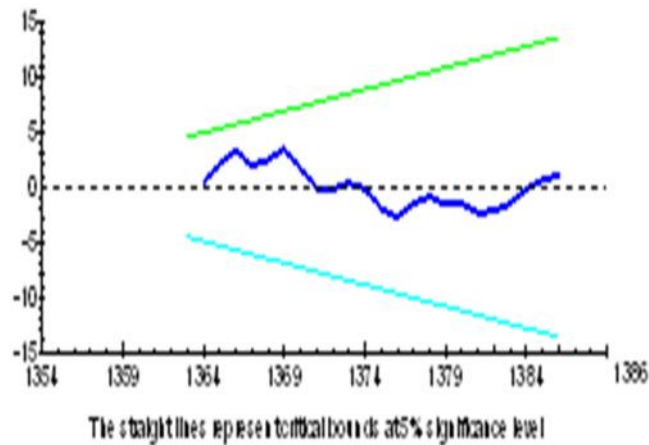
آزمون F		آزمون LM		فروض کلاسیک
احتمال	آماره	احتمال	آماره	
۰/۱۷۸	۱/۹۲	۰/۱۲۵	۲/۳۵	آزمون همبستگی سریالی جمله پسماند
۰/۱۲۳	۲/۵۵	۰/۰۸	۳/۰۵	آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی
-	-	۰/۶۸۲	۰/۷۶	آزمون توزیع نرمال جملات پسماند
۰/۳۳۲	۱/۱۲	۰/۳۱۱	۱/۱۶	آزمون واریانس ناهمسانی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان گونه که در جدول (۲) نشان داده شده است، با توجه به این که احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد، می‌توان از برقراری فروض کلاسیک در مدل اطمینان داشت.

پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز به کمک آزمون‌های پسماند تجمعی^{۱۱} و مجذور پسماند تجمعی^{۱۲} بررسی شد. نتایج این آزمون‌ها در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده است.

نمودار ۱: آزمون پسماند



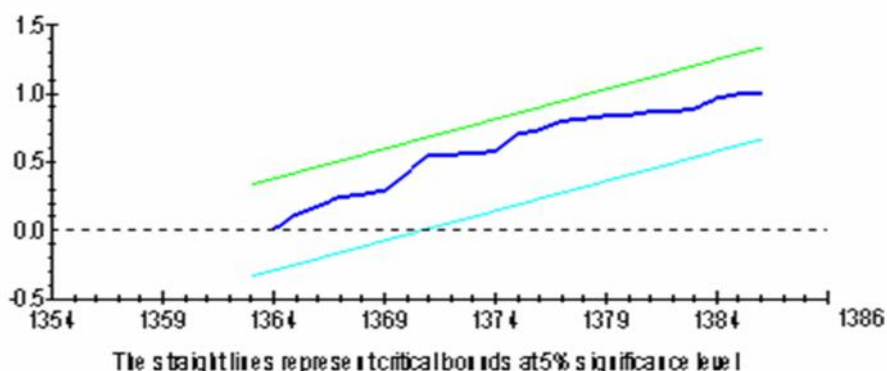
همان طور که ملاحظه می‌شود، نمودار پسماند تجمعی از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ عبور نکرده و فرضیه صفر (یعنی تصریح صحیح معادله رگرسیون) رد نشده است. بنابراین، ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است. آزمون مجذور پسماند تجمعی از مجموع مربعات پسماندهای برگشتی استفاده می‌کند. در این آزمون نیز معمولاً سطح معنی‌داری ۰/۰۵ در نظر گرفته شده و نتیجه آزمون به وسیله رسم نمودار نشان داده می‌شود. این آزمون برای الگوی مورد بررسی انجام و نتیجه آن در نمودار (۲) نشان داده شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود با توجه به قرار گرفتن نمودار مجذور پسماند تجمعی در محدوده کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۰/۰۵، پایداری

^{۱۱} - Cumulative Sum of Recursive Residuals (CUSUM)

^{۱۲} - Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMQ)

ضرایب برآورد شده در طی دوره مورد بررسی تایید می‌شود. از آزمون مجذور پسماند
تجمعی برای بررسی انحراف ناگهانی و لحظه‌ای در ضرایب رگرسیون استفاده می‌گردد.

نمودار ۲: آزمون مجموع پسماند تجمعی



جهت آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو از آزمون کرانه^{۱۳} ارائه شده
توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده شد که مقدار آماره F محاسباتی ۴/۳۱۶ به دست
آمد که با توجه به بیشتر بودن آماره F محاسباتی از حد بالای ارزش بحرانی، فرضیه صفر
مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که میان متغیرهای الگو،
رابطه بلندمدت برقرار است.

پس از اثبات وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، به ارائه ضرایب بلندمدت به دست
آمده از تخمین مدل می‌پردازیم. این نتایج در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت به روش $ARDL(1,1,0,1,0,0,1)$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LK	۰/۵۶ ***	۰/۱۶	۳/۵۲	۰/۰۰۲
LL	۰/۷۱ *	۰/۳۶	۱/۹۹	۰/۰۵۱
LHC	۰/۱۴ **	۰/۰۶	۲/۲۷	۰/۰۳۸
LXNO	۰/۱۴ *	۰/۰۷	۱/۸۵	۰/۰۶۷
LXO	۰/۶۱ **	۰/۲۷	۲/۲۵	۰/۰۲۸
LM	-۰/۰۹	۰/۰۶	-۱/۶۲	۰/۱۰۱

¹³ - Bound Test

۰/۰۵۹	۱/۸۹	۲/۸۶	۵/۱۸ *	C
۰/۱۳۸	-۱/۵۲	۰/۱۲	-۰/۱۸	DU57
۰/۰۹۷	-۱/۶۹	۰/۱۳	-۰/۲۱ *	DU5968

- ***، **، * و به ترتیب معنی داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج این جدول نشان می‌دهد که در بلندمدت، با افزایش ده درصدی سرمایه فیزیکی، تولید ناخالص داخلی به میزان ۵/۶٪ افزایش خواهد یافت. متغیر لگاریتم نیروی کار بیشترین تاثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد به گونه‌ای که افزایش ده درصدی نیروی کار، تولید ناخالص داخلی را به اندازه ۷/۱٪ افزایش خواهد داد که این امر بیشتر به دلیل کاربرد بودن تولید در بیشتر بخش‌های اقتصاد ایران می‌باشد. پایین بودن ضریب صادرات غیرنفتی را می‌توان به عدم توجه کافی به نقش این گونه صادرات نسبت به صادرات نفت نسبت داد. متغیر درآمدهای نفتی پس از نیروی کار بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی ایران دارد، به طوری که افزایش ده درصدی صادرات نفتی، تولید ناخالص داخلی را به اندازه ۶/۱٪ افزایش خواهد داد. اثر متغیر واردات بر رشد اقتصادی منفی، اما از لحاظ آماری بی‌معنی ارزیابی شده است. دلیل منفی بودن اثر واردات بر تولید ناخالص داخلی را باید در ترکیب کالاهای وارداتی جستجو کرد، به گونه‌ای که همواره درصد بالایی از ارزش واردات، به ورود کالاهای مصرفی اختصاص داشته است.

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردارند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند (نوفرستی، ۱۳۷۸). نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا^{۱۴} در جدول (۴) قابل مشاهده است.

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
dLK	۰/۲۶	۰/۱۱	۲/۳۲	۰/۰۳۱
dLL	۰/۳۳ *	۰/۱۶	۲/۰۶	۰/۰۵۲
dLHC	۰/۱۴ **	۰/۰۶	۲/۲۷	۰/۰۳۸

¹⁴ - Error Correction Model (ECM)

۰/۱۱۳	۱/۵۸	۰/۰۸	۰/۱۳	dLXNO
۰/۰۸۲	۱/۸۶	۰/۱۲	۰/۲۲ *	dLXO
۰/۷۱۲	-۰/۳۶	۰/۰۵	-۰/۰۲ ***	dLM
۰/۲۲۲	۱/۲۸	۱/۵۷	۲/۰۱ **	dC
۰/۰۴۴	-۲/۱۴	۰/۰۴	-۰/۱ **	dDU57
۰/۰۸۹	-۱/۷۲	۰/۱۰	-۰/۱۸ *	dDU5968
۰/۰۲۶	-۲/۵۹	۰/۱۹	-۰/۴۹ **	dECT(-1)

- ***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

همان گونه که در جدول (۴) نیز مشاهده می‌شود، سرمایه فیزیکی، نیروی کار، سرمایه انسانی و صادرات نفتی در کوتاه‌مدت بر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌دار دارند. در حالی که اثر صادرات غیر نفتی بر رشد تولید ناخالص داخلی مثبت؛ اما از لحاظ آماری بی‌معنی است. اثر واردات نیز بر رشد اقتصادی از لحاظ آماری در کوتاه‌مدت بی‌معنی و منفی می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا برابر ۰/۴۹- به دست آمده است که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. بنابراین، چنان چه مدل از تعادل خارج شود، در هر دوره ۴۹٪ از عدم تعادل، تعدیل شده و زمانی در حدود ۲ سال طول می‌کشد تا مدل مجدداً به تعادل برگردد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی و الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و ساز و کار تصحیح خطا، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل رشد اقتصادی ایران مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت حاکی از آن بود که کشش متغیر سرمایه انسانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنی‌دار بوده است. با توجه به نقش مثبت و معنی‌دار سرمایه انسانی بر تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)، دولت باید سعی در افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش و بهبود کیفیت نیروی کار نماید. البته این امر نیز باید عنوان گردد که با انباشت سرمایه انسانی نه تنها سرمایه انسانی به طور مستقیم موجب رشد اقتصادی خواهد شد، بلکه انباشت و استفاده بهینه از آن باعث افزایش بهره‌وری دیگر عوامل نیز خواهد شد که این اثر غیرمستقیم و درونزای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را می‌رساند. هم‌چنین، با عنایت به اثر بسیار بیشتر صادرات نفتی نسبت به

صادرات غیرنفتی در رشد اقتصادی و بی‌ثباتی در درآمدهای حاصل از این گونه صادرات، به تقویت و گسترش صادرات غیرنفتی اقدام شود. علاوه بر این، با توجه به ضریب منفی متغیر واردات، باید در ترکیب کالاهای وارداتی تجدید نظر شده و بیشتر به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای که موجب تقویت تولید داخلی شده و اثر مثبتی بر اقتصاد کشور دارند، توجه شود.

اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران

ابوالقاسم برقندان^۱، کامران برقندان^۲، سلمان ستوده نیا کرانی^۳، مجید پازند^۴

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۰/۱۵

چکیده

هدف این مطالعه بررسی و تحلیل اثر این عامل بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه برای دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۶ از نشریات مختلف بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و بانک اطلاعات اقتصادی PDS به دست آمد. متغیر تعداد افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی به عنوان شاخص سرمایه انسانی وارد الگوی رشد شد و سپس این معادله به روش ARDL مورد برآورد قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران اثر مثبت دارد. علاوه بر این، میان متغیرهای سرمایه فیزیکی، نیروی کار، صادرات نفتی و صادرات غیرنفتی با تولید ناخالص داخلی نیز رابطه‌ای هم جهت برقرار است.

طبقه بندی JEL: J24 ; O47.

واژگان کلیدی: سرمایه انسانی؛ رشد اقتصادی؛ صادرات؛ واردات؛ ایران.

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد سراوان، گروه حسابداری، سراوان، ایران. پست الکترونیکی:

a.barghandan@yahoo.com

kbarghandan@yahoo.com

** کارشناس ارشد اقتصاد پست الکترونیکی:

*** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بندرعباس، گروه اقتصاد، بندرعباس، ایران. پست الکترونیکی:

s.sotoudeh@iauba.ac.ir

majid_pazand@yahoo.com

**** کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، پست الکترونیکی:

۱- مقدمه

مدل‌های رشد به طور عمده به دو دسته مدل‌های رشد نئوکلاسیکی و الگوهای رشد درونزا تقسیم شده‌اند. مدل‌های رشد نئوکلاسیکی تا اواخر دهه ۸۰ بر مباحث رشد اقتصادی مسلط بوده‌اند، اما از اواخر این دهه، تحقیقات زیادی در زمینه الگوهای رشد انجام گرفت که منجر به ایجاد الگوهای جدیدی به نام الگوهای رشد درونزا گردید. اساس نظریات رشد نئوکلاسیکی، تاکید بر تمرکز سرمایه و وجود فناوری است، در حالی که الگوهای رشد درونزا معتقدند که عوامل سرمایه و فناوری در کنار سازوکارهای درونی یک اقتصاد (همانند آموزش، سطح مناسبی از علم و مهارت، پژوهش و ...) در رشد اقتصادی نقش دارند. بر اساس این نظریه، رشد اقتصادی در نتیجه مجموعه‌ای از سازوکارها اتفاق می‌افتد که در این مجموعه غیر از عوامل اولیه تابع تولید، متغیرهای دیگری نیز دخیل هستند (درگاهی و قدیری، ۱۳۸۲). یکی از مهمترین این عوامل سرمایه انسانی است. امروزه سرمایه انسانی یکی از عوامل انکار ناپذیر در جریان رشد و توسعه کشورها به حساب می‌آید و از آنجا که سرمایه انسانی پیش نیاز توسعه است، سرعت و آهنگ توسعه به کمیت و کیفیت نیروهای کارآمد آن بستگی دارد (عمادزاده، ۱۳۷۷). تاثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی از دو ناحیه قابل تصور است. نخست اینکه سرمایه‌گذاری در منابع انسانی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، توان تولید افراد را افزایش می‌دهد. این برداشت در واقع محور اصلی نظریه سرمایه انسانی است و بر مبنای آن، هر قدر انباشت سرمایه انسانی بیشتر باشد، انتظار می‌رود که تولید با شتاب بیشتری رشد یابد. محور دیگر تحلیل‌ها بر این نکته متمرکز است که این سرمایه‌گذاری‌ها افزایش تولیدات را از ناحیه انتقال فناوری جدید و کاربرد آن محقق می‌سازد. بر مبنای این ملاحظات، هر قدر سرمایه انسانی از ناحیه آموزش بیشتر باشد، بسترهای لازم برای استفاده از فناوری وارداتی نیز بیشتر خواهد شد. به طور کلی می‌توان گفت که نیروی انسانی کارآمد، امکان افزایش تولید و ارزش افزوده را فراهم می‌آورد و عدم توجه به این عامل می‌تواند از دلایل توسعه نیافتگی در برخی از کشورهای در حال توسعه باشد. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و افزایش سهم آن در کل سرمایه‌گذاری کشور، باعث بهره‌برداری بهتر از سرمایه فیزیکی می‌گردد و عامل مهمی در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی به شمار می‌رود (ربیعی، ۱۳۸۸).

۲- ادبیات موضوع

ادبیات مربوط به اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کشورها، ادبیات گسترده‌ای است و محققین مختلف در داخل و خارج از کشور کوشیده‌اند تا با استفاده از الگوها و روش‌های مختلف به بررسی اثر این عامل بر رشد اقتصادی بپردازند. علمی (۱۳۸۱) به بررسی اثر سرمایه انسانی و هزینه‌های دولت در سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران پرداخت. وی برای بررسی اثر سرمایه انسانی بر درآمد افراد در سطح خرد از تابع دریافتی مینسر استفاده کرد. نتایج بیان کننده آن بود که جنسیت فرد شاغل، سال‌های تجربه و سطح سواد او در جوامع شهری و روستایی اثر مثبت و معنی داری بر درآمد حاصل از شغل فرد دارد. وی در سطح کلان، با استفاده از مدل لوکاس به بررسی اثر سرمایه انسانی به صورت متوسط سطح سواد شاغلین بر تولید ناخالص داخلی پرداخت. طبق نتایج حاصل، این اثر مثبت ارزیابی شد. هوشمند و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از مدل سرمایه انسانی منکیو، رومر و ویل به بررسی نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران پرداختند. در این مطالعه از متوسط سال‌های تحصیل به عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت کشش تولید نسبت به سرمایه انسانی از کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی بخش دولتی و خصوصی بیشتر است. ربیعی (۱۳۸۸) با استفاده از مدل رشد درونزای رومر، به بررسی اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخت. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که به ترتیب کالاهای واسطه‌ای، نیروی کار، سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و واردات ماشین آلات باعث افزایش تولید در اقتصاد ایران می‌شوند. ابراهیمی و فرجادی (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های ترکیبی، اثر آموزش عالی را بر رشد اقتصادی در کشورهای باز و بسته اقتصادی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این بررسی نشان داد که در اقتصادهای باز، ضریب آموزش عالی مثبت و معنی‌دار است. در حالی که در کشورهای بسته، اثر آموزش عالی بر رشد معنی‌دار نیست. چنگ و هسو^۱ (۱۹۹۷) با استفاده از روش همجمعی و آزمون علیت گرنجر، به بررسی رابطه میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی ژاپن در فاصله سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۵۲ پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که یک رابطه علی دوسویه میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در ژاپن برقرار است. به این معنی که با افزایش سرمایه انسانی، رشد اقتصادی نیز تسریع خواهد شد و بالعکس. کنگ^۲ (۲۰۰۶) به برآورد الگوی رشد کره جنوبی با استفاده از سرمایه انسانی پرداخت. در این مطالعه از شاخص هزینه‌های آموزش و پرورش به عنوان سرمایه انسانی استفاده شد. بر

^۱ - Cheng and Hsu

^۲ - Kang

اساس نتایج این تحقیق، فرضیه بازده غیرنزولی نسبت به سرمایه انسانی و فیزیکی در کره جنوبی قابل تایید نبوده است. تاکی و تاناکا^۳ (۲۰۰۹) به بررسی اثر سیستم‌های مختلف آموزشی و در نتیجه تنوع سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی پرداختند. نتایج نشان داد که در شرایط واقعی و در صورتی که کالاهای تولیدی به اندازه کافی قابلیت جایگزینی داشته و شرکت‌ها نیز از گستردگی لازم برخوردار باشند، تنوع سرمایه انسانی که ناشی از نابرابری درآمد می‌باشد همواره تولید ناخالص داخلی دوره بعد را کاهش خواهد داد، در حالی که تنوع سرمایه انسانی ناشی از توانایی‌های متفاوت می‌تواند GDP را افزایش دهد. کوتاریدی و استنگوس^۴ (۲۰۱۰) با استفاده از روش‌های ناپارامتریک و لحاظ اثرات غیرخطی سطح درآمد اولیه و سرمایه انسانی، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی^۵ بر رشد اقتصادی را مطالعه نمودند. نتایج این مطالعه نشان داد نه تنها اثر غیرخطی سرمایه انسانی را در حضور جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نشان داد، بلکه ثابت کرد که جریان FDI یک اثر افزایشی بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط و یک اثر دوگانه بر رشد کشورهای با درآمد بالا دارد.

با بررسی مطالعات مختلف مشخص می‌شود که تقریباً در اکثر مطالعات صورت گرفته، اثر مثبت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی اثبات شده است؛ اما میزان تاثیر آن به ساختار اقتصادی کشور مورد مطالعه، ترکیب متغیرهای انتخابی و روش برآورد، بستگی دارد. علاوه بر این، در مطالعات مختلف شاخص‌های گوناگونی جهت بررسی اثر سرمایه انسانی به کار رفته است. در مطالعه حاضر از متغیر تعداد افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی به عنوان جایگزین سرمایه انسانی استفاده شده است. این شاخص به این دلیل مورد استفاده قرار گرفته است که اولاً این افراد به طور مستقیم در جریان تولید نقش دارند و ثانياً استفاده از شاخص‌های دیگر هم چون هزینه‌های دولت در آموزش، به علت جمعیت بالا و رو به گسترش افراد بیکار دارای تحصیلات عالی، ممکن است به نتایج درستی منجر نشود.

۳- مواد و روش‌ها

چارچوب الگوی مورد استفاده در این پژوهش بر اساس مدل لوکاس^۶ (۱۹۸۸) است. وی

3 - Takii and Tanaka

4 - Kottaridi and Stengos

5 - Foreign Direct Investment (FDI)

6 - Lucas

در مطالعه خود سه الگو را مورد بررسی قرار داده است: الف) مدل رشد با تاکید بر انباشت سرمایه فیزیکی و تغییرات فنی؛ ب) مدل رشد با تاکید بر انباشت سرمایه انسانی از طریق کسب دانش؛ ج) مدل رشد با تاکید بر انباشت سرمایه انسانی متخصص از طریق یادگیری حین کار. از میان این سه مدل، الگویی که بر نقش سرمایه انسانی از طریق کسب دانش تاکید می‌کند، توجه بسیاری را به خود جلب نموده است (اینانلو، ۱۳۸۶).

مدل رشد لوکاس (۱۹۸۸) که در مطالعه ریمو (۱۹۹۵) نیز مورد استفاده قرار گرفته است بر اساس تابع تولید نئوکلاسیک زیر با لحاظ موجودی سرمایه انسانی می‌باشد:

$$Y = f(K, L, HK) \quad (1)$$

که در آن، Y : تولید ناخالص داخلی؛ K : سرمایه فیزیکی؛ L : نیروی کار و HK : سرمایه انسانی می‌باشد. در این مدل فرض می‌شود که سرمایه انسانی یک نهاد قابل انباشت با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است، در نتیجه تولید نهایی آن (که انگیزه لازم برای گذراندن زمان برای تحصیل را تعیین می‌کند) ثابت است. این تابع تولید به فرم کاب-داگلاس بوده و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y = AK^{\alpha} L^{\beta} HK^{\gamma} \quad (2)$$

که در آن، α ، β و γ کشش‌های تولیدی هر یک از نهاده‌هاست و A پارامتر فناوری را نشان می‌دهد و منعکس کننده آن است که هر کشور چگونه می‌تواند نهاده‌ها را به ستاده تبدیل کند. با لگاریتم‌گیری از دو طرف تابع فوق، به الگوی خطی زیر خواهیم رسید:

$$\ln Y_t = \ln A + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln HK_t \quad (3)$$

علاوه بر عواملی که در مدل لوکاس به آن اشاره شده است، در هر کشور نیز متناسب با شرایط خاص آن، عوامل دیگری نیز در روند رشد اقتصادی اثر گذارند. اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه رشد اقتصادی از الگوی خاصی پیروی نکرده‌اند. بدین معنی که محققان ابتدا معادله حسابداری رشد را در نظر گرفته و سپس به منظور توضیح بهتر رشد اقتصادی، متغیرهایی را به الگو اضافه می‌نمایند. خان و رینهارت (۱۹۹۰) علت این عمل را ناتوانی مدل‌های رشد در توضیح رشد اقتصادی می‌دانند. بر اساس الگوهای رشد درونزا

نه تنها عوامل نیروی کار و سرمایه، بلکه متغیرهای کلان دیگر نیز در توضیح رشد اقتصادی موثرند (درگاهی و قدیری، ۱۳۸۲). برای مثال نفت و صادرات آن در کشور ما متغیر مهمی است که بر روند رشد اقتصادی ایران تاثیر داشته است (اینانلو، ۱۳۸۶). پس مبنای مدل مورد استفاده در این تحقیق برای ایران مدل زیر خواهد بود:

$$Y = A_t f(K_t, L_t, Z_t) \quad (۴)$$

که در آن، Y : محصول واقعی کل در اقتصاد؛ A تکنولوژی کل تولید؛ L : کل نیروی کار؛ K : سرمایه فیزیکی و Z : سایر عواملی است که بر رشد اقتصادی تاثیر خواهند گذاشت. t نیز در این تابع مبین سال‌های مختلف است (تقوی و محمدی، ۱۳۸۵)؛ اما در مورد متغیر Z باید پرسید که Z شامل کدام متغیرهاست و چه عواملی را باید علاوه بر سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و نیروی کار در تابع تولید ایران وارد کرد؟ در پاسخ عوامل زیادی را می‌توان ذکر کرد که در رشد اقتصادی ایران مؤثر بوده‌اند. اما به سبب اهمیت بیشتر برخی از این عوامل، متغیرهای صادرات نفتی، صادرات غیرنفتی و واردات را در تابع تولید به جای Z در نظر گرفته‌ایم. جهت بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران از معیار ارائه شده توسط منکیو، رومر و ویل^۸ (۱۹۹۲) یعنی تعداد نیروی کار مؤثر که دارای تحصیلات دانشگاهی می‌باشند استفاده شده است. شکل کلی مدل مورد استفاده که مبنای برآورد و تخمین عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی ایران است، به صورت زیر می‌باشد:

$$LGDP = f(LK, LL, LHC, LXNO, LXO, LM) \quad (۵)$$

که در آن، $LGDP$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران؛ LK : لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی کشور؛ LL : لگاریتم کل نیروی کار شاغل کشور؛ LHC : متغیر جایگزین سرمایه انسانی (تعداد افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی)؛ $LXNO$: لگاریتم صادرات غیر نفتی؛ LXO : لگاریتم صادرات نفتی و LM : لگاریتم واردات ایران می‌باشد.

۳-۱- روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)^۹

به طور کلی روش‌هایی مانند انگل-گرنجر، در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد

8 - Mankiw, Romer and Weil

9 - Autoregressive Distributed Lag method (ARDL)

مشاهدات کم) سر و کار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، از اعتبار لازم برخوردار نیستند. چرا که برآوردهای حاصل از آن بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود (نوفرستی، ۱۳۷۸). به همین دلیل استفاده از الگوهای که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرد. به طور کلی، الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه زیر وارد شود:

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (6)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه زیر در نظر بگیرد:

$$w(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \quad (7)$$

الگوی فوق، یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده نام دارد، که در آن داریم:

$$w(L, P) = 1 - w_1L - w_2L^2 - \dots - w_pL^p \quad (8)$$

$$b_i(L, q_i) = b_i + b_{i1}L + \dots + b_{iq}L^q \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (9)$$

که در آن، L : عملگر وقفه؛ w : برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. معادله باید برای تمامی حالات و برای کلیه ترتیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد شود. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی می‌باشد. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک، شوارز-بیزین، حنان-کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل شده، یکی از معادلات انتخاب می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴). پسران و شین (۱۹۹۵) در مورد تصریح وقفه‌های الگو، به کارگیری معیار اطلاعاتی شوارز-بیزین را پیشنهاد می‌کنند. زیرا این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و باعث می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$b_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1 - \hat{W}(1, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{W}_1 - \dots - \hat{W}_p} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (10)$$

حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، می‌توان از روش ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده کرد. در این روش، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F ، برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا، مورد آزمایش قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F یاد شده، غیراستاندارد است. پسران و پسران (۱۹۹۷) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمامی متغیرها ایستا هستند و دیگری بر این اساس که همگی غیرایستا (با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده) می‌باشند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار بگیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. چنان چه F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر یاد شده پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند (تشکینی، ۱۳۸۴).

مزیت بسیار مهم روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، در بین روش‌های همجمعی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل، $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، قابل کاربرد می‌باشد. به عبارت دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه صفر و یک نیست (تشکینی، ۱۳۸۴).

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳ از نشریات مختلف بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و بانک اطلاعات اقتصادی PDS به دست آمد.

۴- نتایج تجربی

نخستین مرحله در برآورد یک الگوی سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرهای آن الگوست. به طور کلی هر سری زمانی هنگامی ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن در طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد. به منظور بررسی ایستایی سری‌های زمانی این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^{۱۰} استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که به جز متغیر سرمایه انسانی که در سطح ایستا می‌باشد، سایر متغیرها غیرایستا بوده و با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بنابراین، با توجه به اینکه در الگوی (۲۱) ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ و $I(1)$ وجود دارد، باید با استفاده از روش مناسب، وجود رابطه همجمعی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، از رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (پسران و پسران، ۱۹۹۷) استفاده شد. شکل پویای مدل مورد استفاده در این مطالعه جهت بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران به صورت زیر است:

$$\begin{aligned}
 LGDP_t = & C + \sum_{i=1}^{n_1} s_{1t} LK_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} s_{2t} LL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} s_{3t} LHC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} s_{4t} LXNO_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{n_5} s_{5t} L XO_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_6} s_{6t} LM_{t-i} + s_9 DU 57 + s_{10} DU 5968
 \end{aligned}
 \quad (11)$$

که در آن، n_1, n_2, \dots, n_6 تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مدل، C : عرض از مبدا، $DU57$: متغیر مجازی انقلاب و $DU5968$: متغیر مجازی جنگ تحمیلی است. نتایج تفصیلی حاصل از برآورد مدل پویای رشد که در قالب رابطه (۲۸) ارائه شد، از طریق ضابطه شوارتز-بیزین و با در نظر گرفتن حداکثر ۲ وقفه در جدول شماره (۱) گزارش شده است.

جدول ۱- نتایج تفصیلی حاصل از برآورد ضرایب مدل به روش $ARDL(1,1,0,1,0,0,1)$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LGDP(-1)	۰/۵۴ **	۰/۱۹	۲/۷۳	۰/۰۱۳

¹⁰ - Augmented Dickey-Fuller test (ADF)

۰/۰۰۵	۳/۱۹	۰/۱۱	۰/۳۶ ***	LK
۰/۰۱۹	۲/۵۳	۰/۱۰	۰/۲۷ **	LK(-1)
۰/۰۵۴	۲/۰۶	۰/۰۶	۰/۱۳ *	LL
۰/۰۳۸	۲/۲۷	۰/۰۶	۰/۱۴ **	LHC
۰/۳۰۵	۱/۱۳	۰/۰۷	۰/۰۸	LHC(-1)
۰/۱۱۴	۱/۵۸	۰/۰۸	۰/۱۳	LXNO
۰/۰۸۴	۱/۸۶	۰/۱۲	۰/۲۲ *	LXO
۰/۷۱۵	-۰/۳۶	۰/۰۵	-۰/۰۲	LM
۰/۰۵۲	-۲/۰۵	۰/۰۵	-۰/۱۱ *	LM(-1)
۰/۲۲۴	۱/۲۸	۱/۵۷	۲/۰۱	C
۰/۰۴۶	-۲/۱۴	۰/۰۴	-۰/۱ **	DU57
۰/۰۹۱	-۱/۷۳	۰/۱۰	-۰/۱۸ *	DU5968
$R^2 = ٪۸۸$ $\bar{R}^2 = ٪۸۶$ $F = ۸۹۲/۲۲$				

- ***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می دهد.

ماخذ: یافته های تحقیق

ضریب تعیین به دست آمده برابر ۸۸٪ است. به این معنی که ۸۸٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل لحاظ شده در مدل توضیح داده می شود. آماره F محاسباتی حاکی از معنی دار بودن کل رگرسیون برآوردی است.

جهت حصول اطمینان از برقراری فروض کلاسیک (عدم وجود خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس) می توان از آماره های تشخیص استفاده نمود. نتایج حاصل از این آزمون ها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲- نتایج حاصل از آماره های تشخیص.

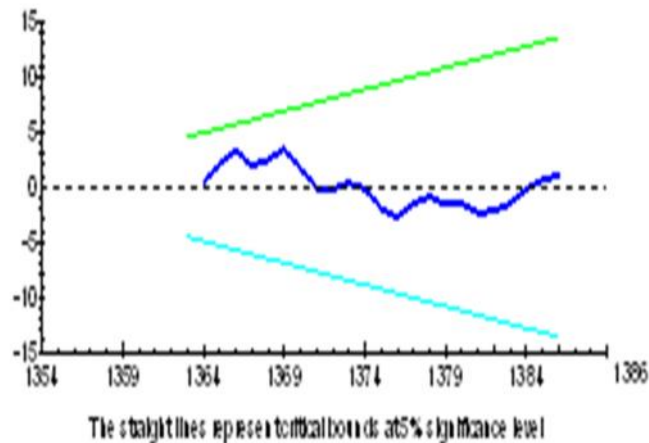
آزمون F		آزمون LM		فروض کلاسیک
احتمال	آماره	احتمال	آماره	
۰/۱۷۸	۱/۹۲	۰/۱۲۵	۲/۳۵	آزمون همبستگی سریالی جمله پسماند
۰/۱۲۳	۲/۵۵	۰/۰۸	۳/۰۵	آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی
-	-	۰/۶۸۲	۰/۷۶	آزمون توزیع نرمال جملات پسماند
۰/۳۳۲	۱/۱۲	۰/۳۱۱	۱/۱۶	آزمون واریانس ناهمسانی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان گونه که در جدول (۲) نشان داده شده است، با توجه به این که احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد، می‌توان از برقراری فروض کلاسیک در مدل اطمینان داشت.

پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز به کمک آزمون‌های پسماند تجمعی^{۱۱} و مجذور پسماند تجمعی^{۱۲} بررسی شد. نتایج این آزمون‌ها در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده است.

نمودار ۱: آزمون پسماند



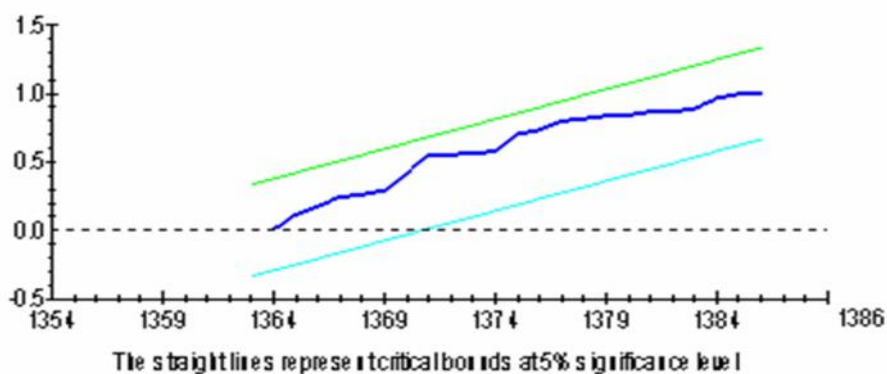
همان طور که ملاحظه می‌شود، نمودار پسماند تجمعی از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ عبور نکرده و فرضیه صفر (یعنی تصریح صحیح معادله رگرسیون) رد نشده است. بنابراین، ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است. آزمون مجذور پسماند تجمعی از مجموع مربعات پسماندهای برگشتی استفاده می‌کند. در این آزمون نیز معمولاً سطح معنی‌داری ۰/۰۵ در نظر گرفته شده و نتیجه آزمون به وسیله رسم نمودار نشان داده می‌شود. این آزمون برای الگوی مورد بررسی انجام و نتیجه آن در نمودار (۲) نشان داده شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود با توجه به قرار گرفتن نمودار مجذور پسماند تجمعی در محدوده کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۰/۰۵، پایداری

^{۱۱} - Cumulative Sum of Recursive Residuals (CUSUM)

^{۱۲} - Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMQ)

ضرایب برآورد شده در طی دوره مورد بررسی تایید می‌شود. از آزمون مجذور پسماند
تجمعی برای بررسی انحراف ناگهانی و لحظه‌ای در ضرایب رگرسیون استفاده می‌گردد.

نمودار ۲: آزمون مجموع پسماند تجمعی



جهت آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو از آزمون کرانه^{۱۳} ارائه شده
توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده شد که مقدار آماره F محاسباتی ۴/۳۱۶ به دست
آمد که با توجه به بیشتر بودن آماره F محاسباتی از حد بالای ارزش بحرانی، فرضیه صفر
مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که میان متغیرهای الگو،
رابطه بلندمدت برقرار است.

پس از اثبات وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، به ارائه ضرایب بلندمدت به دست
آمده از تخمین مدل می‌پردازیم. این نتایج در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت به روش $ARDL(1,1,0,1,0,0,1)$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LK	۰/۵۶ ***	۰/۱۶	۳/۵۲	۰/۰۰۲
LL	۰/۷۱ *	۰/۳۶	۱/۹۹	۰/۰۵۱
LHC	۰/۱۴ **	۰/۰۶	۲/۲۷	۰/۰۳۸
LXNO	۰/۱۴ *	۰/۰۷	۱/۸۵	۰/۰۶۷
LXO	۰/۶۱ **	۰/۲۷	۲/۲۵	۰/۰۲۸
LM	-۰/۰۹	۰/۰۶	-۱/۶۲	۰/۱۰۱

¹³ - Bound Test

۰/۰۵۹	۱/۸۹	۲/۸۶	۵/۱۸ *	C
۰/۱۳۸	-۱/۵۲	۰/۱۲	-۰/۱۸	DU57
۰/۰۹۷	-۱/۶۹	۰/۱۳	-۰/۲۱ *	DU5968

- ****, ***, ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج این جدول نشان می‌دهد که در بلندمدت، با افزایش ده درصدی سرمایه فیزیکی، تولید ناخالص داخلی به میزان ۵/۶٪ افزایش خواهد یافت. متغیر لگاریتم نیروی کار بیشترین تاثیر را بر رشد اقتصادی ایران دارد به گونه‌ای که افزایش ده درصدی نیروی کار، تولید ناخالص داخلی را به اندازه ۷/۱٪ افزایش خواهد داد که این امر بیشتر به دلیل کاربرد بودن تولید در بیشتر بخش‌های اقتصاد ایران می‌باشد. پایین بودن ضریب صادرات غیرنفتی را می‌توان به عدم توجه کافی به نقش این گونه صادرات نسبت به صادرات نفت نسبت داد. متغیر درآمدهای نفتی پس از نیروی کار بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی ایران دارد، به طوری که افزایش ده درصدی صادرات نفتی، تولید ناخالص داخلی را به اندازه ۶/۱٪ افزایش خواهد داد. اثر متغیر واردات بر رشد اقتصادی منفی، اما از لحاظ آماری بی‌معنی ارزیابی شده است. دلیل منفی بودن اثر واردات بر تولید ناخالص داخلی را باید در ترکیب کالاهای وارداتی جستجو کرد، به گونه‌ای که همواره درصد بالایی از ارزش واردات، به ورود کالاهای مصرفی اختصاص داشته است.

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردارند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند (نوفرستی، ۱۳۷۸). نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا^{۱۴} در جدول (۴) قابل مشاهده است.

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
dLK	۰/۲۶	۰/۱۱	۲/۳۲	۰/۰۳۱
dLL	۰/۳۳ *	۰/۱۶	۲/۰۶	۰/۰۵۲
dLHC	۰/۱۴ **	۰/۰۶	۲/۲۷	۰/۰۳۸

¹⁴ - Error Correction Model (ECM)

۰/۱۱۳	۱/۵۸	۰/۰۸	۰/۱۳	dLXNO
۰/۰۸۲	۱/۸۶	۰/۱۲	۰/۲۲ *	dLXO
۰/۷۱۲	-۰/۳۶	۰/۰۵	-۰/۰۲ ***	dLM
۰/۲۲۲	۱/۲۸	۱/۵۷	۲/۰۱ **	dC
۰/۰۴۴	-۲/۱۴	۰/۰۴	-۰/۱ **	dDU57
۰/۰۸۹	-۱/۷۲	۰/۱۰	-۰/۱۸ *	dDU5968
۰/۰۲۶	-۲/۵۹	۰/۱۹	-۰/۴۹ **	dECT(-1)

- ***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

همان گونه که در جدول (۴) نیز مشاهده می‌شود، سرمایه فیزیکی، نیروی کار، سرمایه انسانی و صادرات نفتی در کوتاه‌مدت بر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌دار دارند. در حالی که اثر صادرات غیر نفتی بر رشد تولید ناخالص داخلی مثبت؛ اما از لحاظ آماری بی‌معنی است. اثر واردات نیز بر رشد اقتصادی از لحاظ آماری در کوتاه‌مدت بی‌معنی و منفی می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا برابر ۰/۴۹- به دست آمده است که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. بنابراین، چنان چه مدل از تعادل خارج شود، در هر دوره ۴۹٪ از عدم تعادل، تعدیل شده و زمانی در حدود ۲ سال طول می‌کشد تا مدل مجدداً به تعادل برگردد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی و الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و ساز و کار تصحیح خطا، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل رشد اقتصادی ایران مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت حاکی از آن بود که کشش متغیر سرمایه انسانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنی‌دار بوده است. با توجه به نقش مثبت و معنی‌دار سرمایه انسانی بر تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)، دولت باید سعی در افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش و بهبود کیفیت نیروی کار نماید. البته این امر نیز باید عنوان گردد که با انباشت سرمایه انسانی نه تنها سرمایه انسانی به طور مستقیم موجب رشد اقتصادی خواهد شد، بلکه انباشت و استفاده بهینه از آن باعث افزایش بهره‌وری دیگر عوامل نیز خواهد شد که این اثر غیرمستقیم و درونزای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را می‌رساند. هم‌چنین، با عنایت به اثر بسیار بیشتر صادرات نفتی نسبت به

صادرات غیرنفتی در رشد اقتصادی و بی‌ثباتی در درآمدهای حاصل از این گونه صادرات، به تقویت و گسترش صادرات غیرنفتی اقدام شود. علاوه بر این، با توجه به ضریب منفی متغیر واردات، باید در ترکیب کالاهای وارداتی تجدید نظر شده و بیشتر به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای که موجب تقویت تولید داخلی شده و اثر مثبتی بر اقتصاد کشور دارند، توجه شود.

فهرست منابع

- ابراهیمی، یزدان و فرجادی، غلامعلی (۱۳۸۸). آموزش عالی مشوق رشد در اقتصادهای باز. فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، ۵۴: ۶۱-۴۹.
- اینانلو، علی (۱۳۸۶). نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درونزا). پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشکده اقتصاد و علوم اداری.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴). اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit. موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، تهران، چاپ اول.
- تقوی، مهدی و محمدی، حسین (۱۳۸۵). تاثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۶ (۳ (پیاپی ۲۲)): ۴۴-۱۵.
- درگاهی، حسن و قدیری، امرالله (۱۳۸۲). تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درونزا). فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۶: ۳۳-۱.
- ربیعی، مهناز (۱۳۸۸). اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران. مجله دانش و توسعه، شماره ۲۶: ۱۴۲-۱۲۲.
- علمی، زهرا (میلا) (۱۳۸۸). اثر سرمایه انسانی و هزینه‌های دولت در سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران در چارچوب مدل‌های رشد درونزا. رساله دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.
- علمی، زهرا (میلا) و جمشیدنژاد، امیر (۱۳۸۶). اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۵۰. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی «ویژه اقتصاد»، شماره ۲۶: ۱۵۴-۱۳۵.
- عمادزاده، مصطفی (۱۳۷۷). مباحثی از اقتصاد آموزش و پرورش. انتشارات جهاد دانشگاهی اصفهان، اصفهان، چاپ اول.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. خدمات فرهنگی رسا، تهران، چاپ دوم.
- هوشمند، محمود، شعبانی، محمدعلی و ذبیحی، اعظم (۱۳۸۷). نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی. فصلنامه اقتصاد مقداری، شماره ۲ (دوره ۵): ۸۳-۶۳.
- Cheng, B. S., & Hsu, R. C. (1997). Human capital and economic growth in Japan: an application of time series analysis. *Applied Economics Letters*, 4: 393-395.
- Kang, J. M. (2006). An estimation of growth model for South Korea using human

- capital. *Journal of Asian Economics*, 17 Issue 5: 852-866.
- Khan, M. S. & Reinhart, C. M. (1990). Private investment and economic growth in developing countries. *World Development*, 18(1): 19-27.
 - Kottaridi, C. & Stengos, T. (2010). Foreign direct investment, human capital and nonlinearities in economic growth. *Journal of Macroeconomics*, 32, Issue 3: 858-871.
 - Lucas, R. E. Jr. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*. Vol 22: 3-42.
 - Mankiw, N., R. D. & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*. 107: 112-128.
 - Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with microfit 4.0: An introduction to econometrics*. Oxford University Press.
 - Takii, K., & Tanaka, R. (2009). Does the diversity of human capital increase GDP? A comparison of education systems. *Journal of Public Economics*, 93 Issues 7-8: 998-1007.