

تأثیر تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی در ایران

حسن حیدری^۱

دانشگاه ارومیه h.heidari@urmia.ac.ir

بهرام سنگین آبادی^۲

دانشگاه ارومیه b.sanginabadi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۱/۶ تاریخ پذیرش: ۹۲/۲/۳

چکیده

این مقاله به بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت تحقیق و توسعه داخلی و تحقیق و توسعه خارجی (از کانال‌های واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) بر رشد اقتصادی، با به کارگیری مدل‌های رشد درون‌زا و آزمون کرانه‌ها طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۱ در ایران می‌پردازد. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای هر دو مدل رشد که در آن‌ها تحقیق و توسعه‌ی وارداتی به ترتیب از کانال‌های واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در نظر گرفته شده است، را تأیید می‌کند. بر اساس نتایج این آزمون رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها در مدل دوم نسبت به مدل اول قوی‌تر می‌باشد. در مدل اول تأثیر بلندمدت تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای بر رشد اقتصادی معنادار نبوده و علامت ضریب آن نیز مطابق انتظار نمی‌باشد، بنابراین می‌توان گفت که در دوره‌ی مورد بررسی، ایران مؤفق به جذب تحقیق و توسعه‌ی خارجی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای نشده است. در مدل رشد دوم، تأثیر بلندمدت تحقیق و توسعه‌ی داخلی و تحقیق و توسعه‌ی خارجی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بر رشد اقتصادی مثبت بوده است و در سطح معنی‌دار ۵ درصد پذیرفته می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: O39, O49

کلید واژه: تحقیق و توسعه‌ی خارجی؛ تحقیق و توسعه‌ی داخلی؛ رشد اقتصادی

۱- نویسنده مسئول. ارومیه، بلوار دانشگاه، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، صندوق پستی ۱۶۵. تماس:

۰۴۴۱ ۲۷۷ ۷۰۲۲ و فاکس: ۰۹۱۴۴۴۰۲۰۱۶

۲- ارومیه، بلوار دانشگاه، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، صندوق پستی ۱۶۵، تماس: ۰۹۱۸۹۸۰۹۰۴۸ و فاکس

۰۴۴۱ ۲۷۷ ۷۰۲۲

۱- مقدمه

بعد از آن که تئوری رشد نئوکلاسیک توسط سولو^۱ و سوان^۲ (۱۹۵۶) ارائه شد، به تدریج مفهوم سرمایه‌ی انسانی در تحلیل‌های اقتصاد وارد گردید. با وجود این که مدل سولو و سوان پیش‌بینی می‌کرد که تولید کل وابسته به مقدار سرمایه‌ی فیزیکی و نیروی کار است، اما مطالعات تجربی نشان داده‌اند که منبع اولیه‌ی رشد اقتصادی سطح تکنولوژی است (باباتونده و آدفاپی^۳، ۲۰۰۵). برخلاف چارچوب نئوکلاسیک استاندارد که بر تغییرات برون‌زا در تکنولوژی تمرکز دارند، مدل‌های رشد درون‌زا تأکید دارند که در بلندمدت رشد اقتصادی از انباشت دانش یا تحقیق و توسعه (رومر^۴، ۱۹۹۰) و سرمایه‌ی انسانی (لوکاس^۵، ۱۹۸۸) تأثیر می‌پذیرد (استرلاچینی^۶، ۲۰۰۸). تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی به دو طریق انجام می‌پذیرد: نخست سرمایه‌گذاری در منابع انسانی با فرض ثبات سایر شرایط، توان تولید افراد را افزایش می‌دهد و دیگر این که افزایش تولیدات را از ناحیه‌ی انتقال فن‌آوری جدید و کاربرد آن محقق می‌کند (رومر، ۱۹۹۰). در مدل‌های رشد درون‌زا رشد اقتصادی بر اساس مجموعه‌ای از سازوکارهای درونی اقتصاد مانند ارتقاء سرمایه‌ی انسانی، تحقیق و توسعه، افزایش بهره‌وری و غیره اتفاق می‌افتد. براساس مطالعات رومر (۱۹۸۶)، نوآوری فن‌آورانه در بخش سرمایه‌ی انسانی و تحقیق و توسعه، ذخائر علمی و تولید دانش را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ذخایر علمی در تولید کالای نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد و به افزایش نرخ رشد تولید می‌انجامد، در این مدل، نوآوری محرک رشد پایدار است. مدل پیشرفت درون‌زای رومر (۱۹۹۰) براساس جستجوی ایده‌های جدید که توسط محققان از طریق اختراع ارائه می‌شود، معرفی می‌گردد. این مدل مشابه مدل سولو است، با این تفاوت که در تابع رومر ذخیره‌ی سرمایه و نیروی کار به منظور تولید با استفاده از ذخیره‌ی اندیشه ترکیب می‌شود. برای یک سطح داده شده از پیشرفت فنی که برون‌زا باشد، تابع تولید دارای خاصیت بازده نسبت به مقیاس ثابت در نهاده‌ی کار و سرمایه است، اما هنگامی که ذخیره‌ی اندیشه به عنوان یک نهاده وارد تابع می‌شود، حالت بازدهی نسبت به مقیاس ثابت تبدیل به خاصیت بازده نسبت به مقیاس صعودی می‌شود. از سوی دیگر تحقیق و

1- Solow

2- Swan

3- Babatunde and Adefabi

4- Romer

5- Lucas

6- Sterlacchini

توسعه‌ی ظرفیت، انتقال تکنولوژی را فراهم می‌آورد. انتقال دانش فنی از یک کشور به کشور دیگر می‌تواند از روش‌های مختلفی مانند انتقال کتاب، مبادله‌ی اطلاعات و کارکنان از طریق برنامه‌های همکاری فنی، واردات محصولات واسطه و ماشین‌آلات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و غیره انجام می‌گیرد. هلپمن (۱۹۹۷)، بر تجارت بین‌المللی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، زو و وانگ (۱۹۹۹)، بر تجارت کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، حجازی و صفاریان (۱۹۹۹)، بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان کانال ورود تحقیق و توسعه‌ی خارجی تأکید کرده‌اند. اگر در احوال کشورهای در حال توسعه مانند ایران دقت شود به خوبی ردپای پژوهش‌های کشورهای توسعه یافته در تولید و زندگی روزمره دیده می‌شود. قسمت زیادی از ابداع و اختراع ماشین‌آلات، تجهیزات و رایانه‌هایی که هر روزه در این کشورها به کار گرفته می‌شود، در پژوهشگاه‌ها و آزمایشگاه‌های کشورهای پیشرفته‌تر پذیرفته شده است. از این رو انتظار می‌رود که تحقیق و توسعه‌ی کشورهای توسعه یافته تأثیر معناداری بر تولید در کشورهای در حال توسعه داشته باشد. افزون بر این، در کشور ما نیز هر ساله بودجه‌ی خاصی به تحقیق و توسعه اختصاص داده می‌شود که بیش‌تر صاحب‌نظران این مبلغ را ناکافی می‌دانند. در ایران بهترین وضعیت شاخص نسبت اعتبارات پژوهشی به تولید ناخالص داخلی در طول برنامه‌ی اول توسعه بوده است که رشدی حدود ۱۹/۶ درصد را نشان می‌دهد و بدترین وضعیت مربوط به سال‌های اولیه‌ی انقلاب است که رشد منفی معادل ۲۱ درصد را داشته است. عملکرد رشد این شاخص در طول برنامه‌ی دوم توسعه نیز نامطلوب و ۹ درصد منفی بوده است. رشد اعتبارات تحقیقاتی در برنامه‌ی سوم نسبت به برنامه‌های قبل خوب بوده و در مجموع طی سال‌های برنامه‌ی سوم حدود ۶۰ درصد از اهداف از قبل تعیین شده تحقق یافته است (سعیدی راد، ۱۳۸۵). هم‌چنین میانگین رشد این شاخص طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۶ حدود ۴ درصد است که وضعیت مطلوبی به شمار نمی‌رود. سهم پژوهش از تولید ناخالص ملی که از ابتدای برنامه‌ی چهارم ۶۷ صدم درصد بود به جای افزایش و رسیدن به ۲ درصد مطابق با برنامه‌ی چهارم توسعه، در سال ۸۶ به ۴۶ صدم درصد رسیده است.^۱ این شاخص در کشورهای توسعه یافته بین ۲ تا ۵ درصد، در کره‌ی جنوبی ۳ درصد، در چین ۱/۵ درصد و در ترکیه و هندوستان ۸ صدم درصد است.^۲ همان‌گونه که

۱- قوانین بودجه‌ی سنواتی کشور

ملاحظه می‌شود در ایران نسبت هزینه‌های تحقیقاتی به تولید ناخالص داخلی پایین است و با توجه به این شاخص، فاصله‌ی ایران از کشورهای صاحب فناوری پیشرفته زیاد می‌باشد.

با توجه به مطالب فوق، این مقاله درصدد بررسی تأثیر تحقیق و توسعه‌ی داخلی بر رشد اقتصادی کشور و همچنین شناسایی کانال‌های انتقال تحقیق و توسعه‌ی خارجی به ایران می‌باشد. لذا فرضیه‌های زیر در این مقاله مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرند:

۱- مخارج اختصاص یافته به تحقیق و توسعه دارای تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران است.

۲- تحقیق و توسعه‌ی خارجی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای دارای تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد.

۳- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای دارای تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران است.

پیش از این مطالعاتی در زمینه‌ی بررسی تأثیر تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی و بهره‌وری عوامل تولید در ایران انجام گرفته است، که برخی به تخمین مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی^۱ (ARDL) اکتفا کرده و بعضی نیز به آزمون‌های هم‌جمعی پرداخته‌اند. آزمون‌های انگل-گرنجر^۲ و یوهانسن^۳ آزمون‌های هم‌جمعی استفاده شده در این مطالعات می‌باشند. مسأله‌ای که در ارتباط با روش‌های مذکور وجود دارد لزوم هم‌انباشته^۴ بودن تمام متغیرها از یک درجه می‌باشد. به منظور برطرف کردن این نقص، در این تحقیق برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل مورد نظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها^۵ که توسط پسران و همکاران^۶ (۲۰۰۱) ارائه شده تخمین زده شده است. این امر تخمین رابطه‌ی هم‌جمعی به وسیله‌ی روش حداقل مربعات معمولی، زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معین شده بیش‌تر باشد را ممکن می‌کند. این روش سه مزیت عمده نسبت به سایر روش‌ها دارد؛ اول این که نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌جمعی مانند روش یوهانسن ساده می‌باشد، دوم، روش آزمون کرانه‌ها بر خلاف سایر روش‌ها مانند یوهانسن نیازمند آزمون ریشه‌ی واحد برای

1- Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

2- Engle-Granger

3- Johansen

4- cointegration

5- Bounds test

6- Pesaran et al

متغیرهای مورد استفاده در مدل نمی‌باشد و صرف‌نظر از این‌که تمامی متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ یا هم‌انباشته از درجات متفاوت $I(0)$ و $I(1)$ باشند، قابل استفاده می‌باشد. سوم، آزمون مذکور در نمونه‌های محدود و کوچک کارایی نسبتاً بالایی دارد.

در ادامه ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده است که در بخش دوم نتایج مطالعات تجربی انجام گرفته در ارتباط با موضوع ارائه شده است. در بخش سوم مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان شده است. بخش چهارم نیز به تحلیل داده و نتایج تخمین مدل اختصاص یافته است. در بخش پنجم بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- نتایج مطالعات تجربی

درگاهی و قدیری (۱۳۸۲) نشان داده‌اند که تحقیق و توسعه و بهره‌وری تأثیر چندانی بر رشد اقتصادی ایران ندارند. کمیجانی و معمارنژاد (۱۳۸۳) عنوان کرده‌اند که به دلیل حجم اندک هزینه‌های تحقیق و توسعه و نیز نسبت پایین صادرات غیرنفتی به تولید ناخالص داخلی و ساختار سنتی و غیرکارخانه‌ای، بین دو متغیر تحقیق و توسعه و صادرات غیرنفتی با رشد اقتصادی ارتباط معنی‌داری یافت نشده است. واعظ و همکاران (۱۳۸۶)، نیز نقش هزینه‌های تحقیق و توسعه در ارزش افزوده‌ی صنایع با فناوری بالا طی دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۶۷ را با استفاده از روش داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده‌اند. براساس نتایج تحقیق آن‌ها، این نوع هزینه‌ها نقش بسیار مهمی در افزایش ارزش افزوده این صنایع داشته است. شاه‌آبادی (۱۳۸۶)، نیز عنوان کرده است که انباشت سرمایه‌ی تحقیق و توسعه‌ی داخلی و خارجی تأثیر مثبتی بر بهره‌وری کل عوامل دارند. امینی و حجازی آزاد (۱۳۸۷)، عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد که در بلندمدت سرمایه‌ی تحقیق و توسعه‌ی دولتی، نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی و نرخ بهره‌برداری از ظرفیت‌ها اثرات مثبت و معناداری بر بهره‌وری داشته است. ربیعی (۱۳۸۸)، به بررسی اثر نوآوری و سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی ایران پرداخته است. نتایج مطالعه‌ی وی نشان می‌دهد که به ترتیب کالاهای واسطه‌ای، نیروی کار، سرمایه‌ی انسانی، سرمایه‌ی فیزیکی و واردات ماشین‌آلات سبب افزایش تولید در اقتصاد ایران می‌شوند.

بن حبیب و اشپیگل^۱ (۱۹۹۴)، نشان داده‌اند که نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل^۲ به سطح موجودی سرمایه‌ی انسانی کشورها وابسته است، که در این صورت از یک‌سو سرمایه‌ی انسانی با تعیین ظرفیت کشورها جهت ابداع تکنولوژی به طور مستقیم بهره‌وری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از سوی دیگر سرمایه‌ی انسانی سرعت جذب و انتشار تکنولوژی را افزایش می‌دهد. کو و هلپمن^۳ (۱۹۹۵)، نشان داده‌اند که سهم بزرگی از منافع سرمایه‌گذاری در زمینه‌ی تحقیق و توسعه‌ی کشورهای گروه هفت نصیب شرکای تجاری آن‌ها می‌شود. لیچتنببرگ و پوتلسبرگ^۴ (۱۹۹۶)، ابراز داشته‌اند که جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب سرریز دانش از کشورهای عضو OECD طی دوره‌ی ۱۹۷۱-۱۹۹۰ نشده است. کو و همکاران^۵ (۱۹۹۷)، دریافته‌اند که تجارت در کالاهای سرمایه‌ای معیار مناسب‌تری نسبت به کل تجارت کالاها به منظور در نظر گرفتن سرریز تحقیق و توسعه می‌باشد. هلپمن^۶ (۱۹۹۷) تأکید می‌کند که تجارت بین‌الملل و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موجب فراهم کردن تکنولوژی خارجی و دانش فنی و مدیریتی می‌شود که در صورت عدم وجود آن، انتقال دانش و تکنولوژی خارجی یا غیر قابل دسترس یا با هزینه‌ی بالا ممکن خواهد بود. زو و وانگ^۷ (۱۹۹۹) با استفاده از آمار ۲۱ کشور عضو OECD به بررسی کانال‌های سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم داخلی و خارجی پرداخته‌اند. آن‌ها بر واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان کانال‌های سرریز تحقیق و توسعه‌ی خارجی تأکید کرده‌اند. حجازی و صفاریان^۸ (۱۹۹۹)، سرریز تحقیق و توسعه از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از ۶ کشور بزرگ صنعتی به کشورهای کوچک‌تر عضو OECD را مهم و معنادار گزارش کرده‌اند. زو^۹ (۲۰۰۰)، دریافت که انتقال تکنولوژی از شرکتهای چند ملیتی آمریکا به رشد بهره‌وری کشورهای توسعه‌یافته کمک کرده است، در حالی که در خصوص کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته این‌گونه نیست. کوک و لی^{۱۰} (۲۰۰۶)، تأثیر تحقیق و توسعه، آموزش، سال‌های تحصیل، سیاست آزادسازی

-
- 1- Ben Habiband Spiegel
 - 2- Total factor productivity
 - 3- Coe and Helpman
 - 4- Lichtenberg and Pottelsberghe
 - 5- Coe et al
 - 6- Helpman
 - 7- Xu and Wang
 - 8- Hejazi and Safarian
 - 9- Xu
 - 10- Kwack and Lee

مالی و اندازه دولت را بر رشد اقتصادی کره‌ی جنوبی معنادار گزارش کرده‌اند. فالک^۱ (۲۰۰۷)، تأکید کرده است که سهم مخارج تحقیق و توسعه به GDP و سهم سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه در بخش با تکنولوژی پیشرفته، دارای تأثیر مثبت بر GDP سرانه در کشورهای OECD می‌باشد. استرلاچینی (۲۰۰۸) نیز ابراز داشته‌اند که تأثیر هزینه‌های تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی فقط برای کشورهایی که تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی آن‌ها از مرز خاصی بالاتر است، معنی‌دار می‌باشد. راجیو و همکاران^۲ (۲۰۰۸)، با به‌کارگیری آزمون کرانه‌ها و با استفاده از داده‌های آمریکا به بررسی ارتباط تحقیق و توسعه و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. آن‌ها بیان داشته‌اند که برخلاف پیش‌تر باورها، تخمین‌های حاصله تأثیر بزرگ‌تر تحقیق و توسعه‌ی دولتی غیر دفاعی را نشان می‌دهد.

۳- مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده

در این قسمت ابتدا مدل تحقیق بر اساس تئوری مدل‌های رشد درون‌زا ارائه و سپس به منظور تشریح روش تحقیق آزمون‌های مورد استفاده معرفی می‌شود.

۳-۱- مدل تحقیق

به منظور ارائه‌ی مدل تحقیق، تابع تولید کاب-داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

که در آن Y_t تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه در زمان t است، A_t ، K_t و L_t به ترتیب بهره‌وری کل عوامل، انباشت سرمایه‌ی فیزیکی و موجودی نیروی کار در زمان t می‌باشند. با تقسیم طرفین رابطه‌ی (۱) بر موجودی نیروی کار رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$y_t = A_t k_t^\alpha \quad (2)$$

در رابطه‌ی فوق y نسبت تولید ناخالص داخلی به نیروی کار و k نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار است. برخلاف چارچوب مدل نئوکلاسیک استاندارد که بر تغییرات

1- Falk

2- Rajeev, et al

برونزا در تکنولوژی تمرکز دارد، مدل‌های رشد درون‌زا تأکید دارند که در بلندمدت رشد اقتصادی از انباشت دانش یا تحقیق و توسعه (رومر، ۱۹۹۰) و سرمایه‌ی انسانی (لوکاس، ۱۹۸۸) تأثیر می‌پذیرد (استرلاچینی، ۲۰۰۸). در ارتباط با سرمایه‌ی انسانی استدلال ناشی از مدل‌های رشد درون‌زا این است که نیروی کار تحصیل کرده نقش اساسی در تعیین سطح بهره‌وری ایفا می‌کند. نوآوری فن‌آورانه در بخش سرمایه‌ی انسانی و تحقیق و توسعه، ذخائر علمی و تولید دانش را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ذخایر علمی در تولید کالای نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد و به افزایش نرخ رشد تولید می‌انجامد. در این مدل نوآوری محرک رشد پایدار است (رومر، ۱۹۸۶). افزون بر این سرمایه‌ی انسانی تحصیل کرده سرعت تعدیل و به‌کارگیری تکنولوژی خارجی در کشورهای در حال توسعه را افزایش می‌دهد، که انتظار می‌رود این امر منجر به کاهش شکاف دانش میان کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته شود (بارو و لی، ۲۰۰۰). بن‌حیب و اشپیگل (۱۹۹۴)، نلسون و فلیس^۱ (۱۹۹۶) و به پیروی از آن‌ها ما نیز پارامتر تکنولوژی را به صورت پویا در نظر می‌گیریم که در این صورت این پارامتر با زمان تغییر می‌یابد. بر این اساس پارامتر تکنولوژی، تابعی از درصد شاغلان دارای تحصیلات عالی، مخارج تحقیق و توسعه‌ی داخلی و مخارج تحقیق و توسعه‌ی خارجی در نظر گرفته می‌شود:

$$A = f(hc, rd_t^d, rd_t^f) \quad (3)$$

که در آن hc نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی است و به عنوان متغیر توضیحی سرمایه‌ی انسانی در نظر گرفته شده است. rd_t^d مخارج اختصاص یافته به امر تحقیق و توسعه توسط دولت که به عنوان متغیر توضیحی تحقیق و توسعه‌ی داخلی در نظر گرفته شده است. rd_t^f تحقیق و توسعه‌ی خارجی است. به پیروی از حجازی و صفاریان (۱۹۹۹)، زو و وانگ (۱۹۹۹) و باریو-کاسترو و همکاران^۲ (۲۰۰۲)، تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان کانال‌های سرریز تحقیق و توسعه‌ی بین‌الملل در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس در این تحقیق اثر تحقیق و توسعه‌ی خارجی بر رشد اقتصادی ایران از دو کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به مطالب فوق، مدل مورد استفاده در این تحقیق به صورت معادله (۴) خواهد بود.

1- Nelson and Phelps

2- Barrio-Castro et al

$$Lny_t = f(Lnk_t, Lnh_t, Lnrd_t^d, Lnrd_t^f) \quad (4)$$

سرریز تحقیق و توسعه از کانال‌های واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

الف- سرریز تحقیق و توسعه از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای

این شاخص به پیروی از کو و هلپمن (۱۹۹۵) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$rd_t^f - cm = \frac{CIM_t}{IM_t} \cdot rd_t^{fcm} \quad (5)$$

که در آن $rd_t^f - cm$ سرریز تحقیق و توسعه از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای، CIM کل واردات کالاهای سرمایه‌ای، IM کل واردات کالا و خدمات و rd_t^{fcm} مجموع مخارج تحقیق و توسعه‌ی کشورهای صادرکننده‌ی کالای سرمایه‌ای به کشور است.

ب) سرریز تحقیق و توسعه از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

این شاخص به پیروی از کو و هلپمن (۱۹۹۵) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$rd_t^f - fdi = \frac{FDI_t}{FI_t} \cdot rd_t^{fdi} \quad (6)$$

که در آن $rd_t^f - fdi$ سرریز تحقیق و توسعه از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، FDI سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، FI تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص در ایران و rd_t^{fdi} مجموع مخارج تحقیق و توسعه‌ی کشورهای سرمایه‌گذار در ایران است.

۳-۲- آزمون کرانه‌ها

در این پژوهش برای تحلیل تجربی وجود روابط بلندمدت میان متغیرهای تحقیق، از روش آزمون کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه گردیده، استفاده شده است. از آنجایی که جزئیات این روش توسط حیدری و همکاران (۱۳۹۰^{a,b}) و حیدری و سعیدپور (۱۳۹۰) به‌طور گسترده توضیح داده شده است، در این جا سه مدل تصحیح خطای شرطی، مورد بررسی توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) با توجه به متغیرهای تحقیق به‌صورت زیر معرفی می‌شوند:

حالت سوم:

$$\begin{aligned} \Delta Lny_t = & C. + \delta_1 Lny_{t-1} + \delta_2 Lnk_{t-1} + \delta_3 Lnhc_{t-1} + \delta_4 Lnrdd_{t-1} \\ & + \delta_5 Lnrdf_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Lny_{t-i} + \sum_{l=1}^q \phi_l \Delta Lnk_{t-l} \\ & + \sum_{m=1}^q \eta_m \Delta Lnhc_{t-m} + \sum_{n=1}^q \theta_n \Delta Lnrdd_{t-n} \\ & + \sum_{s=1}^q \zeta_s \Delta Lnrdf_{t-s} + \psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

حالت چهارم:

$$\begin{aligned} \Delta Lny_t = & C. + \delta_1 (Lny_{t-1} - \gamma_y t) + \delta_2 (Lnk_{t-1} - \gamma_x t) + \delta_3 (Lnhc_{t-1} - \gamma_x t) \\ & + \delta_4 (Lnrdd_{t-1} - \gamma_x t) + \delta_5 (Lnrdf_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Lny_{t-i} \\ & + \sum_{l=1}^q \phi_l \Delta Lnk_{t-l} + \sum_{m=1}^q \eta_m \Delta Lnhc_{t-m} + \sum_{n=1}^q \theta_n \Delta Lnrdd_{t-n} \\ & + \sum_{s=1}^q \zeta_s \Delta Lnrdf_{t-s} + \psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

حالت پنجم:

$$\begin{aligned} \Delta Lny_t = & C. + \beta t + \delta_1 Lny_{t-1} + \delta_2 Lnk_{t-1} + \delta_3 Lnhc_{t-1} + \delta_4 Lnrdd_{t-1} \\ & + \delta_5 Lnrdf_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Lny_{t-i} + \sum_{l=1}^q \phi_l \Delta Lnk_{t-l} \\ & + \sum_{m=1}^q \eta_m \Delta Lnhc_{t-m} + \sum_{n=1}^q \theta_n \Delta Lnrdd_{t-n} \\ & + \sum_{s=1}^q \zeta_s \Delta Lnrdf_{t-s} + \psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

در روابط فوق δ_t ها ضرایب بلندمدت، C عرض از مبدأ و ε_t جمله‌ی خطاهای نوفه‌ی سفید^۱ می‌باشد. در آزمون کرانه‌ها گام نخست، تخمین رابطه‌ی ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به منظور آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت میان

1- White noise

متغیرهای تحقیق با به کارگیری آزمون F جهت معناداری ارتباط ضرایب وقفه‌های متغیرها، یعنی $H_N: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$ در مقابل $H_A: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$ می‌باشد. برای متغیرهای مستقل $I(d)$ ، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها توسط نارایان^۱ (۲۰۰۵) برای آزمون F و پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای آزمون t فراهم شده است: کرانه‌ی پایین برای متغیرهای توضیحی $I(0)$ و کرانه‌ی بالا برای متغیرهای توضیحی $I(1)$ در نظر گرفته شده‌اند. در گام دوم بعد از این که آزمون هم‌جمع‌ی انجام شد، می‌توان مدل بلندمدت ARDL شرطی برای Y_t را تخمین زد. با توجه به این که دو طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مطالعات تجربی به‌عنوان کانال‌های جذب تحقیق و توسعه‌ی خارجی مورد تأکید قرار گرفته‌اند، مدل ARDL بلندمدت شرطی برای دو حالت ذکر شده آورده خواهد شد.

مدل بلندمدت شرطی با در نظر گرفتن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای به‌عنوان متغیر توضیحی تحقیق و توسعه‌ی خارجی:

$$\begin{aligned} \Delta Lny_t = C. + \beta t + \sum_{i=1}^p \delta_1 \Delta Lny_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 \Delta Lnk_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 \Delta Lnhc_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 \Delta Lnrd_{t-i}^d + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 \Delta Lnrd_{t-i}^f cm + \psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

و مدل بلندمدت شرطی با در نظر گرفتن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان متغیر توضیحی تحقیق و توسعه‌ی خارجی:

$$\begin{aligned} \Delta Lny_t = C. + \beta t + \sum_{i=1}^p \delta_1 \Delta Lny_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 \Delta Lnk_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 \Delta Lnhc_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 \Delta Lnrd_{t-i}^d + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 \Delta Lnrd_{t-i}^f fdi + \psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4)$ برای پنج متغیر را با استفاده از معیار شوارتز^۱ تعیین کرد. درگام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله‌ی تخمین ECM به دست می‌آید.

مدل ECM با در نظر گرفتن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای به عنوان متغیر توضیحی و تحقیق و توسعه‌ی خارجی:

$$\begin{aligned} \Delta Lny_t = & C. + \beta t + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Lny_{t-i} + \sum_{l=1}^q \phi_l \Delta Lnk_{t-l} \\ & + \sum_{m=1}^q \eta_m \Delta Lnhc_{t-m} + \sum_{n=1}^q \theta_n \Delta Lnr d_{t-n}^d \\ & + \sum_{s=1}^q \zeta_s \Delta Lnr d_{t-s}^f cm + vecm_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (12)$$

و مدل ECM با در نظر گرفتن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیر توضیحی و تحقیق و توسعه‌ی خارجی:

$$\begin{aligned} \Delta Lny_t = & C. + \beta t + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Lny_{t-i} + \sum_{l=1}^q \phi_l \Delta Lnk_{t-l} \\ & + \sum_{m=1}^q \eta_m \Delta Lnhc_{t-m} + \sum_{n=1}^q \theta_n \Delta Lnr d_{t-n}^d \\ & + \sum_{s=1}^q \zeta_s \Delta Lnr d_{t-s}^f fdi + vecm_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

در روابط فوق، $\zeta, \theta, \varphi, \phi, \eta$ ضرائب کوتاه‌مدت پویای هم‌جمعی مدل‌ها به سمت تعادل و β سرعت تعدیل می‌باشد.

۴- تحلیل داده‌ها و نتایج تخمین مدل

در این مقاله، تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه‌ی سال ۱۳۷۶، موجودی سرمایه‌ی فیزیکی به قیمت پایه‌ی سال ۱۳۷۶، واردات کالاهای و خدمات و واردات کالاهای سرمایه‌ای از وب سایت بانک مرکزی^۲ استخراج شده است. مخارج تحقیق و توسعه‌ی

1- Schwarz Criterion

۲- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی

داخلی از قوانین بودجه‌ی سنواتی کشور، جمعیت شاغلان کشور از معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس‌جمهور، مخارج تحقیق و توسعه‌ی کشورهای خارجی^۱ از وب-سایت sourceoecd و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران از وب‌سایت آنکتاد^۲ به دست آمده است. نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی برای دوره‌ی ۸۳-۱۳۵۱ از مقاله‌ی امینی و حجازی آزاد (۱۳۸۶) و برای دوره‌ی ۸۶-۱۳۸۳ از وب‌سایت نشریات مرکز آمار ایران به دست آمده است.

جدول (۱)، خلاصه‌ای از نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته^۳ (ADF)، فیلیپس - پرون^۴ (PP)، زیوت و اندروز^۵ (ZA) و لی و استرازیسیچ^۶ (۲۰۰۳) (LS) را برای متغیرهای مورد استفاده در این مقاله نشان می‌دهد. با توجه به این‌که نتایج آزمون‌های ADF و PP و غیره در صورتی معتبر می‌باشند که داده‌ها شکست ساختاری نداشته باشند، غفلت از در نظر گرفتن شکست ساختاری ممکن است منجر به تورش در نتیجه‌ی آزمون ریشه‌ی واحد در جهت عدم رد فرض صفر ریشه‌ی واحد شود، بر اساس آزمون‌های ADF و PP، تمامی متغیرهای مورد بررسی در سطح، جمعی از درجه‌ی یک می‌باشند و فقط متغیر آموزش عالی در حالت بدون عرض از مبدا ایستا و در سایر حالت‌ها نیز هم انباشته از درجه‌ی دو می‌باشد. در ادامه، آزمون‌های ریشه‌ی واحد ZA با توانایی لحاظ کردن یک شکست ساختاری درون‌زا و LS با توانایی لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا به کار گرفته شده‌اند. طبق آزمون ریشه‌ی واحد ZA، موجودی سرمایه و آموزش عالی در سطح ۵٪ و تحقیق و توسعه‌ی خارجی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای در سطح ۱٪ ایستا می‌باشند، که این نتایج توسط آزمون LS نیز تأیید می‌شود، با این استثناء که موجودی سرمایه نیز در آزمون LS جمعی از

۱- اسامی این کشورها که در دوره‌ی مورد بررسی در ایران سرمایه‌گذاری کرده‌اند و بیش‌تر واردات کالاهای سرمایه‌ای ایران از آن‌ها بوده است به صورت زیر است: استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، یونان، ایسلند، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، کره‌ی جنوبی، لوکزامبرگ، هلند، نروژ، اسلوانی، اسپانیا، سوئد، سوئیس، ترکیه، انگلستان، چین، روسیه و آفریقای جنوبی.

2- UNCTAD

3- Augmented Dickey and Fuller (ADF)

4- Phillips and Perron (PP)

5- Zivot and Andrews (ZA)

6- Lee and Strazicich (LS)

درجه‌ی یک می‌باشد. با توجه به این که درجه‌ی جمعی داده‌ها همسان نیست، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۱- خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد

	ADF	PP	ZA	LS
Lny_t	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Lnk_t	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)
$Lnhc_t$	I(0), I(2)	I(0), I(2)	I(0)	I(0)
$Lnr d_t^d$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
$rd_t^f_cm$	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
$rd_t^f_fdi$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

در جدول (۲) نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. اگر آماره‌ی محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه‌ی بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه‌ی جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد کرد. برعکس، اگر آماره‌ی آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه‌ی پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. در نهایت اگر آماره‌ی آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجه‌ی آزمون نامشخص می‌باشد. مشاهده می‌شود که آماره‌ی F در سطر اول که تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای به عنوان متغیر توضیحی تحقیق و توسعه‌ی خارجی در نظر گرفته شده است، در تمام حالت‌ها در سطح ۵٪ رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود دارد. هم‌چنین آماره‌ی t در حالت با روند قطعی در سطح ۱۰٪ معنادار می‌باشد. از این رو وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود. در سطر دوم که تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیر توضیحی تحقیق و توسعه‌ی خارجی در نظر گرفته شده است، آماره‌ی F و آماره‌ی t در تمام حالت‌ها در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشند، بنابراین در تمام حالت‌ها رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مدل به صورت قوی وجود دارد.

جدول ۲- آزمون کرانه‌ها جهت بررسی روابط هم‌جمعی

	Lag	با روند			بدون روند	
		F _{IV}	F _V	t _V	F _{III}	t _{III}
F _y (ln y ln k, ln h, ln rd _t ^d , ln rd _t ^f - cm)	۱	۵/۲۴**	۶/۰۳**	-۳/۹۰*	۴/۶۲**	-۳/۲۷
F _y (ln y ln k, ln h, ln rd _t ^d , ln rd _t ^f - fdi)	۱	۸/۵۶***	۹/۹۸***	-۵/۴۶***	۷/۲۸***	-۴/۴۵***

برای آماره‌ی F از مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۵) و برای آماره‌ی t از مقادیر بحرانی پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. K تعداد رگرهای متغیر وابسته در مدل ARDL است. F_{III} نمایانگر آماره‌ی F مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون متغیر روند می‌باشد، F_{IV} نمایانگر آماره‌ی F مربوط به عرض از مبدأ غیرمقید می‌باشد و متغیر روند مقید است و F_V نمایانگر آماره‌ی F مربوط به مدل با عرض از مبدأ و متغیر روند غیرمقید می‌باشد. به طور کلی در مدلی که بر اساس X نرمالیزه شده است، t_V و t_{III}، آماره‌ی t جهت آزمون برابری صفر ضریب X_{t-1} به ترتیب با روند غیر مقید و بدون روند می‌باشد.

در جدول (۳) تخمین ضرائب بلندمدت رابطه‌ی (۱۲) آورده شده است. تأثیر بلندمدت متغیرهای موهومی مربوط به انقلاب سال ۱۳۵۷ (DR) و جنگ ایران و عراق (DW) بر رشد اقتصادی به ترتیب در سطح ۱٪ و ۵٪ معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار هستند. تأثیر بلندمدت آموزش عالی بر رشد اقتصادی بیش‌تر از تأثیر بلندمدت موجودی سرمایه‌ی فیزیکی بر رشد اقتصادی است و در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد. تأثیر بلندمدت تحقیق و توسعه‌ی داخلی بر رشد اقتصادی در سطح ۱۰٪ معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار است، اما تأثیر بلندمدت تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای بر رشد اقتصادی معنادار نبوده و علامت ضریب آن نیز مطابق انتظار نمی‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که در دوره‌ی مورد بررسی ایران مؤفق به جذب تحقیق و توسعه‌ی خارجی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای نشده است.

جدول ۳- تخمین ضرائب بلندمدت با استفاده از روش ARDL

ARDL(1,0,0,1,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته Lny _t می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال t
Lnk _t	۰/۴۵۶	۰/۰۴۲	۱۰/۶۸۱	(۰/۰۰۰)
Lnhc _t	۰/۴۹۰	۰/۱۸۵	۲/۶۴۴	(۰/۰۱۴)
Lnrnd _t ^d	۰/۱۳۶	۰/۰۶۸	۱/۹۹۹	(۰/۰۵۷)
Lnrnd _t ^f - cm	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۳	-۰/۸۷۰	(۰/۳۹۲)
C	۱/۳۲۱	۱/۰۷۴	۱/۲۳۰	(۰/۲۳۰)
trend	-۰/۰۳۱	۰/۰۱۰	-۲/۹۶۳	(۰/۰۰۷)
DW	-۰/۰۸۵	۰/۰۳۴	-۲/۴۵۴	(۰/۰۲۱)
DR	-۰/۲۰۲	۰/۰۵۰	-۳/۹۹۵	(۰/۰۰۱)

در جدول (۴) نیز تخمین ضرائب بلندمدت رابطه‌ی (۱۳) ارائه شده است، تأثیر بلندمدت متغیر موهومی مربوط به انقلاب سال ۱۳۵۷ و جنگ ایران و عراق بر رشد اقتصادی به ترتیب در سطح ۱٪ و ۵٪ معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار می‌باشد. آموزش عالی، تحقیق و توسعه‌ی داخلی و تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سطح ۵٪ دارای تأثیر معنادار بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت هستند و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. می‌توان گفت که ۱٪ افزایش در نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی، تحقیق و توسعه‌ی داخلی و تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به افزایش رشد اقتصادی به ترتیب در حدود ۲۸ صدم درصد، ۱۱ صدم درصد و ۱۶ هزارم درصد در بلندمدت می‌انجامد. مشاهده می‌شود با وجود آن که در بلندمدت تأثیر تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی معنادار می‌باشد، اما تأثیر آن اندک است.

جدول ۴- تخمین ضرائب بلندمدت با استفاده از روش ARDL

ARDL(1,0,0,1,1) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته Lny_t می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال t
Lnk_t	۰/۴۰۳	۰/۰۳۴	۱۱/۵۶۱	(۰/۰۰۰)
$Lnhc_t$	۰/۲۸۶	۰/۱۳۶	۲/۰۹۹	(۰/۰۴۶)
$Lnrd_t^d$	۰/۱۱۰	۰/۰۴۶	۲/۳۶۷	(۰/۰۲۶)
$Lnrd_t^f_fdi$	۰/۰۱۶	۰/۰۰۷	۲/۱۵۷	(۰/۰۴۱)
C	-۰/۰۸۷	۰/۶۸۲	-۰/۱۲۸	(۰/۸۹۹)
trend	-۰/۰۲۰	۰/۰۰۷	-۲/۵۸۸	(۰/۰۱۶)
DW	-۰/۰۶۲	۰/۰۲۸	-۲/۲۲۵	(۰/۰۳۶)
D۵۴	-۰/۱۴۳	۰/۰۳۶	-۳/۹۶۵	(۰/۰۰۱)

در جدول (۵) نتایج تخمین مدل ECM رابطه‌ی (۱۴) آورده شده است. تأثیر کوتاه‌مدت موجودی سرمایه، آموزش عالی و متغیر موهومی مربوط به انقلاب را در سطح ۱٪ نمی‌توان رد کرد. مشاهده می‌شود که تأثیر کوتاه‌مدت تحقیق و توسعه‌ی داخلی و تحقیق و توسعه‌ی خارجی بر رشد اقتصادی معنادار نیست. ضریب جمله‌ی تصحیح خطا ۰/۶۲۳- تخمین زده شده است، که کاملاً معنادار و مطابق انتظار می‌باشد.

جدول ۵- مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال t
$\Delta \text{Ln}k_t$	۰/۲۸۴	۰/۰۳۲	۸/۸۸۲	(۰/۰۰۰)
$\Delta \text{Ln}hc_t$	۰/۳۰۵	۰/۱۱۷	۲/۵۹۲	(۰/۰۱۵)
ΔLnrd_t^d	-۰/۰۴۲	۰/۰۳۶	-۱/۱۶۹	(۰/۲۵۳)
$\Delta \text{Lnrd}_t^f_{-cm}$	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	-۰/۸۹۵	(۰/۳۷۹)
C	۰/۸۲۳	۰/۶۴۰	۱/۲۸۵	(۰/۲۱۰)
trend	-۰/۰۲۰	۰/۰۰۶	-۲/۹۱۷	(۰/۰۰۷)
DW	-۰/۰۵۳	۰/۰۲۱	-۲/۵۱۲	(۰/۰۱۹)
R	-۰/۱۲۶	۰/۰۲۲	-۵/۸۱۵	(۰/۰۰۰)
ECT_{t-1}	-۰/۶۲۳	۰/۰۸۹	-۶/۹۵۸	(۰/۰۰۰)
$R^2 = ۰/۸۴۵$	S. E. R=۰/۰۲۸	F-State=۱۷/۱۴	SB. C=۶۲/۹۹	
$\bar{R}^2 = ۰/۷۹۰$	RSS=۰/۰۲۰	D. W=۲/۴۴	AIK. C=۷۰/۷۷	

ARDL(1,0,0,1,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $\Delta \text{Ln}y_t$ می‌باشد.

در جدول (۶) نتایج تخمین ECM رابطه‌ی (۱۵) ارائه شده است. تأثیر کوتاه‌مدت موجودی سرمایه، متغیر موهومی انقلاب و جنگ ایران و عراق بر رشد اقتصادی را در سطح ۱٪ نمی‌توان رد کرد. تأثیر کوتاه‌مدت تحقیق و توسعه‌ی داخلی و تحقیق و توسعه‌ی خارجی بر رشد اقتصادی معنادار نیست. تأثیر کوتاه‌مدت آموزش عالی در سطح ۶۱٪ معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار است. ضریب جمله‌ی تصحیح خطا $-۰/۷۴۹$ تخمین زده شده است، که کاملاً معنادار و مطابق انتظار می‌باشد، بنابراین تقریباً ۷۵٪ از عدم تعادل به علت شوک‌های سال‌های قبل، در سال جاری به سمت تعادل هم‌گراست. به عبارت دیگر تقریباً ۷۵٪ از فاصله‌ی رشد اقتصادی بالفعل و بالقوه در این مدل در یک سال درست می‌شود.

جدول ۶- مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
$\Delta \text{Ln}k_t$	۰/۲۹۰	۰/۰۲۸	۱۰/۰۸۴	(۰/۰۰۰)
$\Delta \text{Ln}hc_t$	۰/۲۰۶	۰/۱۰۱	۲/۰۳۱	(۰/۰۵۳)
ΔLnrd_t^d	-۰/۰۵۵	۰/۰۳۳	-۱/۶۶۰	(۰/۱۰۹)
$\Delta \text{Lnrd}_t^f - \text{fdi}$	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	-۰/۹۷۹	(۰/۳۳۶)
C	-۰/۰۶۳	۰/۴۹۳	-۰/۱۲۷	(۰/۸۹۹)
trend	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۶	-۲/۴۹۱	(۰/۰۱۹)
DW	-۰/۰۴۵	۰/۰۱۹	-۲/۳۱۹	(۰/۰۶۰)
R	-۰/۱۰۳	۰/۰۱۹	-۵/۳۴۵	(۰/۰۰۰)
ECT_{t-1}	-۰/۷۲۰	۰/۰۸۵	-۸/۳۸۴	(۰/۰۰۰)
$R^2 = ۰/۸۸۲$	S. E. R=۰/۰۲۵		F-State=۲۲/۵۱	SB. C=۶۵/۹۶
$\bar{R}^2 = ۰/۸۳۳$	RSS=۰/۰۱۵		D. W=۲/۶۸	AIK. C=۵۱/۷۴

رشد بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $\Delta \text{Ln}y_t$ می‌باشد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله با به کارگیری روش آزمون کرانه‌ها به بررسی وجود و تأثیر بلندمدت متغیرهای تحقیق و توسعه داخلی و سرریز تحقیق و توسعه خارجی بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های سالانه‌ی ۱۳۸۶-۱۳۵۱ ایران می‌پردازد. تئوری مدل‌های رشد درون‌زا و مطالعات تجربی بر قرار دادن سه متغیر نیروی انسانی، تحقیق و توسعه داخلی و سرریز تحقیق و توسعه خارجی در مدل رشد تأکید دارند. از سوی دیگر مطالعات تجربی واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به عنوان کانال‌های ممکن سرریز تحقیق و توسعه خارجی معرفی کرده‌اند. با توجه به این‌که در مطالعات گذشته مربوط به ایران کانال یا کانال‌های جذب سرریز تحقیق و توسعه خارجی شناسایی نشده‌اند، در این تحقیق با استفاده از آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود روابط بلندمدت و تخمین روابط بلندمدت، علاوه بر بررسی تأثیر تحقیق و توسعه داخلی بر رشد اقتصادی، سعی در شناسایی کانال یا کانال‌های جذب سرریز تحقیق و توسعه خارجی نیز شده است. در مجموع آزمون‌های گوناگون ریشه‌ی واحد، متغیرهای این تحقیق را هم‌انباشته از درجه‌ی صفر و یک گزارش می‌کنند. با توجه به

این که هیچ کدام از متغیرها هم‌انباشته از درجه‌ی دو نیستند و نیز به دلیل هم‌انباشته بودن متغیرها از درجات صفر و یک، آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها مناسب می‌باشد. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی هم‌جمعی میان متغیرهای مدل رشد که در آن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال‌های واردات کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در نظر گرفته شده است را تأیید می‌کند. رابطه‌ی هم‌جمعی میان متغیرها در مدل دوم که تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در نظر گرفته شده است، نسبت به مدل اول که در آن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای لحاظ شده است، قوی‌تر می‌باشد. مطابق تخمین ضرائب بلندمدت که در آن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای به عنوان متغیر توضیحی تحقیق و توسعه‌ی خارجی در نظر گرفته شده است، تأثیر بلندمدت تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای بر رشد اقتصادی معنادار نبوده و علامت ضریب آن نیز مطابق انتظار نمی‌باشد، بنابراین می‌توان گفت که در دوره‌ی مورد بررسی ایران مؤفق به جذب تحقیق و توسعه‌ی خارجی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای نشده است. برعکس مطابق تخمین ضرائب بلندمدت که در آن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیر توضیحی تحقیق و توسعه‌ی خارجی در نظر گرفته شده است، علاوه بر این که تأثیر سرمایه‌ی انسانی و تحقیق و توسعه‌ی داخلی در سطح ۵٪ معنادار و مطابق انتظار هستند، تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سطح ۵٪ دارای تأثیر معنادار بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت بوده و علامت آن مورد انتظار می‌باشد. از این رو به عنوان یکی از یافته‌های مهم این تحقیق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان کانال ورود تحقیق و توسعه‌ی خارجی مورد تأیید قرار می‌گیرد. می‌توان گفت که ۱٪ افزایش در نسبت شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی، تحقیق و توسعه‌ی داخلی و تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، منجر به افزایش رشد اقتصادی به ترتیب در حدود ۲۸ صدم درصد، ۱۱ صدم درصد و ۱۶ هزارم درصد در بلندمدت می‌شود. مشاهده می‌شود با وجود آن که در بلندمدت تأثیر تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی معنادار می‌باشد، اما تأثیر آن اندک است. براساس نتایج تخمین مدل تصحیح خطا که در آن تحقیق و توسعه‌ی وارداتی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیر توضیحی تحقیق و توسعه‌ی خارجی در

نظر گرفته شده است، ضریب جمله‌ی تصحیح خطا $0/749$ - تخمین زده شده است، که کاملاً معنادار و مطابق انتظار می‌باشد. بنابراین تقریباً 75% از عدم تعادل به علت شوک‌های سال‌های قبل، در سال جاری به سمت تعادل همگراست. با توجه به یافته‌های بالا می‌توان گفت فرضیه‌ی تأثیر مثبت تحقیق و توسعه‌ی داخلی بر رشد اقتصادی در بلندمدت و در سطح 5% پذیرفته می‌شود. هم‌چنین فرضیه‌ی تأثیر مثبت سرریز تحقیق و توسعه‌ی خارجی بر رشد اقتصادی، از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بلندمدت و در سطح 5% را نمی‌توان رد کرد.

در ایران شاخص نسبت مخارج تحقیق و توسعه به تولید ناخالص داخلی همواره کم‌تر از یک درصد بوده است. با وجود تأکید چشم‌انداز بیست ساله و برنامه‌ی چهارم توسعه بر افزایش این نسبت به 2% درصد، مقدار این شاخص در سال 1386 فقط 46% صدم درصد بوده است. با توجه به نتایج این تحقیق که تأثیر مثبت مخارج تحقیق و توسعه‌ی دولتی بر رشد اقتصادی ایران را در بلندمدت تأیید می‌کند، پیشنهاد می‌شود که افزایش این شاخص در دستور کار مسئولان قرار گیرد. هم‌چنین با توجه به این‌که نتایج این تحقیق تنها تأثیر سرریز تحقیق و توسعه‌ی خارجی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را تأیید می‌کند، از این رو تلاش جهت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران بسیار ضروری به نظر می‌رسد، لذا پیشنهاد می‌شود اصلاح قوانین و مقررات مرتبط با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تسهیل در فرآیند پروژه‌های سرمایه‌گذاری، تلاش در ایجاد فضای امن برای سرمایه‌گذاری و اقداماتی از این دست در دستور کار مسئولان و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد.

فهرست منابع

- ۱- امینی، علیرضا و حجازی‌آزاد، زهره. (۱۳۸۷). تحلیل نقش سرمایه‌ی انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۰ (۳۵)، ۱-۳۰.
- ۲- پور عبادالهان کویچ، محسن و رهنمای قراملکی، غلامحسین و حجت‌خواه، رسول. (۱۳۹۰). بررسی نقش مخارج R&D داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای - واسطه‌ای بر روی تولید در صنایع ایران، تحقیقات اقتصادی، ۴۶ (۹۵)، ۱-۳۰.

- ۳- حیدری، حسن و دباغ، رحیم و سنگین‌آبادی، بهرام. (۱۳۹۰). تأثیر آموزش عالی بر رشد اقتصادی کشور ایران: کاربرد رهیافت آزمون کرانه‌ها، فصل‌نامه‌ی برنامه‌ریزی در آموزش عالی، ۱۶ (۵۹)، ۱۳۶-۱۱۵.
- ۴- حیدری، حسن و سعیدپور، لسیان. (۱۳۹۰). دلالت‌هایی بر آزاد سازی قیمت فرآورده‌های نفتی در ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، (۵۸)، ۳۰-۵.
- ۵- حیدری، حسن و نجار فیروز جایی، محمد و سعیدپور، لسیان. (۱۳۹۰). بررسی رابطه‌ی بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، (۵۹)، ۲۰۰-۱۷۵.
- ۶- ربیعی، مهناز. (۱۳۸۸). اثر نوآوری و سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در ایران، مجله‌ی دانش و توسعه، ۱۶ (۲۶)، ۱۴۲-۱۲۲.
- ۷- درگاهی، حسن و قدیری، امرالله. (۱۳۸۲). تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده‌ی رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درون‌زا)، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، (۲۶)، ۳۳-۱.
- ۸- سعیدی راد، عبدالرحیم. (۱۳۸۵). بررسی وضعیت اعتبارات پژوهشی طی برنامه‌های توسعه، هفته‌نامه‌ی برنامه، ۵ (۱۸۴)، ۴۱-۳۰.
- ۹- شاه‌آبادی، ابوالفضل. (۱۳۸۶). اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین‌الملل و سرمایه‌ی انسانی بر بهره‌وری کل عوامل اقتصاد ایران، دو فصل‌نامه‌ی علمی، پژوهشی جستارهای اقتصادی، (۷)، ۹۹-۳۴.
- ۱۰- کمیجانی، اکبر و معمارنژاد، عباس. (۱۳۸۳). اهمیت کیفیت نیروی انسانی و R&D در رشد اقتصادی ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، (۳۱)، ۳۳-۱.
- ۱۱- واعظ، محمد و طیبی، سید کمال و قنبری، عبدالله. (۱۳۸۶). نقش هزینه‌های تحقیق و توسعه در ارزش افزوده‌ی صنایع با فناوری بالا، فصل‌نامه‌ی بررسی‌های اقتصادی، (۴)، ۷۲-۵۳.
- 12- Asteriou, D. (2006). Applied Econometrics, A Modern Approach Using Eviews and Microfit, *Plagrave Macmillan*.
- 13- Babatunde, M. A., & Adefabi, R. A. (2005). Long Run Relationship between Education and Economic Growth in Nigeria: Evidence from the Johansen's Cointegration Approach, *Regional Conference on Education in West Africa: Constraints and Opportunities Dakar, Senegal*. November 1st - 2nd, 1-21.

- 14- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models, *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), 1-22.
- 15- Barrio-Castro, T., Lopez-Bazo, E., & Serrano-Domingo, G. (2002). New Evidence on International R&D Spillovers, Human Capital and Productivity in OECD, *Economics Letters*, 77 (1), 41-45.
- 16- Ben Habib, J., & Spiegel, M. (1994). The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data, *Journal of Monetary Economics*, 34 (2), 143-173.
- 17- Coe, D. T., & Helpman, E. (1995). International R&D Spillovers, *European Economic Review*, 39 (5), 859-887.
- 18- Coe, D. T., Helpman, E., & Hoffmaister, A. W. (1997). North-South R&D Spillovers, *Economic Journal*, 107 (440), 99-134.
- 19- Dickey D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- 20- Engelbrecht, H. (1997). International R&D Spillovers, Human Capital and Productivity in OECD Economics: An Empirical Investigation, *European Economic Review*, 41 (8), 1479-1488.
- 21- Falk, M. (2007). R&D Spending In the High-tech Sector and Economic Growth, *Research in Economics*, 61 (3), 140-147.
- 22- Hejazi, W., & Safarian, E. (1999). Trade, Investment and United States R&D Spillovers, *Canadian Institute for Advanced Research Working Paper*, ECWP-56.
- 23- Helpman, E. (1997). Nontraded Goods and Macroeconomic Policy under a Fixed Exchange Rate, *Quarterly Journal of Economics*, 91 (3), 469-480.
- 24- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics*, 52 (2), 169-210.
- 25- Kwack, S. Y., & Lee, Y. S. (2006). Analyzing the Korea's growth experience: The application of R&D and human capital based growth models with demography, *Journal of Asian Economics*, 17 (4), 818-831.
- 26- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks, *Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089.
- 27- Lichtenberg, F. R., & Pottelsberghe de la Potterie Bruno, v. (1998). International R&D Spillovers: A Comment, *European Economic Review*, 42(8): 1483-1491.
- 28- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- 29- Lucas, R. (1993). Making a miracle, *Econometrica*, 61 (2), 251 - 272.
- 30- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.

- 31- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests, *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990.
- 32- Nelson, R., & Phelps, E. (1966). Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth, *American Economic Review*, 61 (2), 69-57.
- 33- Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data dependent methods for the selection of the truncation lag, *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281.
- 34- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- 35- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326.
- 36- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- 37- Rajeev, K. Goel, J. E. Payne, R. R. (2008). R&D Expenditure and U. S. Economic Growth: A Disaggregated Approach, *Journal of Policy Modeling*, 30 (2), 237-250.
- 38- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and the Long-Run Growth, *Journal of Political Economy*, 94 (5), 1002-1037.
- 39- Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change, *Journal of Political Economy*, 98 (2), 71-102.
- 40- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65-94.
- 41- Sourceoecd. [on Line]. Available at: http://titania.sourceoecd.org/vl=9647440/cl=15/nw=1/rpsv/cgi bin/jsearch_oecd_stats.
- 42- Sterlacchini, A. (2008). R&D, higher education and regional growth: Uneven linkages among European regions, *Research policy*, 37 (6-7), 1096-1107.