

نقش صادرات در بهره‌وری و رشد اقتصادی: شواهد تجربی از ایران

دکتر اکبر کمیجانی*، غلامعلی حاجی**

دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۱/۴/۱۵

چکیده

در این مقاله منابع رشد در دوره ۸۹-۱۳۳۸ برای ایران در قالب دو مدل بررسی میشود. در مدل اول علاوه بر نیروی کار و سرمایه از صادرات، مخارج دولت و رابطه مبادله نیز به عنوان نهاده‌های موثر در فرایند تولید استفاده می‌شود. وارد کردن صادرات به خاطر ارائه بهبود تکنیک تولید، آموزش نیروی کار ماهر و بهبود مدیریت در سطح جهانی به خاطر بازبودن اقتصاد و همچنین وارد کردن مخارج دولت و رابطه مبادله نیز به خاطر وابسته بودن بودجه دولت به نفت و باز بودن اقتصاد کشور بوده است. در مدل دوم، اقتصاد به دو بخش صادراتی و غیرصادراتی تفکیک می‌شود که هر یک از این دو بخش دارای تابع تولید جداگانه‌ای است. در این مدل، رشد نه تنها به خاطر نیروی کار و سرمایه در بخش صادراتی تحقق می‌یابد، بلکه تخصیص مجدد منابع از بخش غیرصادراتی به بخش صادراتی نیز در رشد موثر خواهد بود. در هر دو مدل رابطه مثبت و معناداری بین صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد. در هر دو مدل آماره بریوش-گودفری بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات پسماند دلالت دارند. همچنین آماره بریوش-پاگان-گودفری نیز بر عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات پسماند دلالت دارند.

کلمات کلیدی: صادرات، رشد اقتصادی، بهره‌وری.

طبقه‌بندی JEL: O40, C12, C20

مقدمه

ارتباط تجارت و رشد اقتصادی همواره مورد توجه نظریه پردازان توسعه بوده است، طوری که اقتصاددانان کلاسیک تجارت را موتور رشد و توسعه می دانستند. آنها به منافع متعدد تجارت خارجی و تاثیر آن بر رشد و توسعه اقتصادی اشاره دارند. آنها اثرات تجارت خارجی را به دو بخش اثرات مستقیم مانند تقسیم کار جهانی، گسترش بازار، افزایش اثرات جانبی سرمایه گذاری، تخصیص منابع و اثرات غیر مستقیم را مانند تامین مواد اولیه و اقلام مورد نیاز، انتقال دانش و تکنولوژی جدید و انتقال سرمایه خارجی و ایجاد رقابت و تشویق آن تقسیم می کنند (قره باغیان، ۱۳۷۳).

بحث نقش صادرات در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه یک مسیر قابل تاملی را پیموده است و از جایگزینی واردات به توسعه صادرات و افزایش درجه باز بودن اقتصاد حرکت نموده است. کشور ایران دارای اقتصاد مبتنی بر نفت بوده و صادرات آن عمدتاً از محل تولید نفت و استفاده از این درآمد برای خرید اکثر نیازها به صورت کالا های مصرفی، واسطه ای و سرمایه ای و خدمات نیروی کار از خارج از کشور بوده است. تعداد قابل ملاحظه ای مطالعات تجربی وجود دارد که رابطه قوی و مثبت بین صادرات و رشد اقتصادی را تایید می کند. هدف این مقاله بررسی رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی برای ایران در قالب دو مدل می باشد. وجه تمایز این تحقیق نسبت به دیگر تحقیقات انجام شده یکی گسترش دوره مورد بررسی و دیگری ارائه مدل دوم می باشد که در آن اقتصاد به دو بخش صادراتی و غیر صادراتی تفکیک می شود و اثرات بخش صادراتی بر تولید دیگر بخش ها مورد بررسی قرار می گیرد. بقیه مقاله به شرح زیر تدوین شده است. در بخش دوم مروری بر ادبیات تحقیق، در بخش سوم مروری بر مطالعات گذشته، در بخش چهارم چارچوب نظری، در بخش پنجم داده ها و برآورد مدل و بالاخره در بخش ششم نتیجه گیری تحقیق ارائه شده است.

مروری بر ادبیات تحقیق

در اقتصاد آزاد، تجارت بین‌الملل به صورت موتور قدرتمند رشد عمل می‌کند و در همه جا تمامی درآمدها را افزایش می‌دهد و اختلاف درآمد بین کشورهای ثروتمند و فقیر را محدود می‌کند. به طور کلی هر کشوری با مشارکت در تجارت جهانی وضع بهتری خواهد داشت نسبت به زمانی که در یک اقتصاد بسته عمل می‌کند. تجارت دارای اثراتی بر رشد اقتصادی می‌باشد. اولاً، با فرض تحرک کامل منابع و انعطاف پذیری قیمت عوامل باز هم بر حسب نظر ریکاردو عواید ثابتی بر تجارت مترتب است که سطح درآمد سرانه را ارتقاء می‌بخشد. ممکن است عایدات تخصیصی ثابت از محل تجارت زیاد باشد، خصوصاً اگر صادرات به جهان سوم امکان دهد در موارد کوچک بودن بازار داخلی به علت درآمد سرانه پائین، از صرفه جوئی‌های مقیاس استفاده شود. حتی ممکن است در کشورهای پرجمعیت جهان سوم تقاضاهای بازار داخلی در حدی نباشد که بتواند صرفه جوئی‌های تولید با مقیاس زیاد را در بسیاری از مراحل تولید صنعتی بکار گیرد. در چنین مواردی اقدام به صادرات کشورها را از مزایای بازده صعودی برخوردار می‌کند. ثانیاً، با فرض آنکه میل نهائی به مصرف یک نباشد، افزایش سطح سرمایه‌گذاری همراه با افزایش در سطح درآمد خواهد بود. مادامی که اقتصاد با قانون بازدهی نزولی سرمایه مواجه نشده است، این سرمایه‌گذاری بالاتر به نوبه خود به طور مستمر نرخ رشد تولید را افزایش خواهد داد. ثالثاً تجارت، قیمت نسبی واردات و قیمت کالاهائی که در داخل برای جانشینی واردات تولید می‌شوند را کاهش می‌دهد. اگر کالاهای سرمایه‌ای نسبتاً متکی بر واردات باشند، که احتمال آن در بسیاری از کشورهای جهان سوم وجود دارد، تجارت خارجی هزینه سرمایه‌گذاری مربوط به مصرف را کاهش خواهد داد. با فرض وجود اثر جانشینی قیمت، این امر خود سطح سرمایه‌گذاری و نرخ رشد را باز هم بالاتر خواهد برد. رابعاً، اقتصاد باز از نسبت نهائی سرمایه به تولید کمتری برخوردار خواهد بود، یعنی بهره‌وری سرمایه‌گذاری در اقتصاد باز احتمالاً بیشتر از اقتصاد حمایتی خواهد بود.

بهبود تخصیص منابع که ملازم استراتژی مبتنی بر تشویق صادرات است به طور قطع کارایی سرمایه گذاری را افزایش می دهد. علاوه بر این، احتمالاً اقتصاد باز برای وارد کردن تکنولوژی پیشرفته از خارج در موقعیت بهتری قرار دارد و این نیز موجب کاهش نسبت نهائی سرمایه به تولید می شود. تا آنجا که رشد اساساً به نرخ تراکم سرمایه و بهره وری سرمایه گذاری بستگی داشته باشد، مقدار کمتر نسبت نهائی سرمایه به تولید موجب شتاب در نرخ رشد کلی اقتصاد خواهد شد. و بالاخره آنکه تجارت بین الملل بر توزیع درآمد اثر می گذارد. به طور کلی استراتژی توسعه مبتنی بر تشویق صادرات، توزیع درآمد را به نفع عوامل تولید به کار گرفته شده در بخش صادرات جابجا می کند. معمولاً فرض بر آن است که صادرات، آن عامل تولیدی که نسبتاً فراوان است را به شدت مصرف می کند.

به عبارت دیگر در کشورهای جهان سوم که نیروی کار فراوان موجود است، در بستر استراتژی توسعه با جهت گیری صادرات، دستمزدها سهم بیشتری از درآمد ملی را به خود اختصاص می دهند و موجب توزیع عادلانه تر درآمد می شوند. یکی از بزرگترین مزایای استراتژی توسعه مبتنی بر صادرات در اقتصاد کشورهای دارای نیروی کار فراوان آن است که چنین اقتصادی کشور را قادر می سازد تا رشد را در فعالیت های اشتغال بر متمرکز نماید (گرفین، ۱۹۸۹).

مروری بر مطالعات گذشته (داخل و خارج)

جلالی نائینی و محمدی (۱۳۷۵) در مقاله ای مجموع کالاهای و خدماتی که در کشور تولید می شود را به تولید برای داخل و تولید برای صادرات تقسیم کرده اند. نتایج این تحقیق نشان می دهد که در دوره ۵۲-۱۳۳۹ یک درصد افزایش در حاصلضرب سهم صادرات در تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد صادرات واقعی سرانه باعث افزایش ۰/۷۵ درصد در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه شده است. ضریب صادرات دربرگیرنده اثرات مثبت خارجی بخش صادرات روی سایر بخش هاست و این امر نشان می دهد که در کشورهای

نفتی صادرات بر تولید تاثیر مثبت داشته است. در دوره ۶۰-۱۳۵۲ این تاثیر کاهش می‌یابد و این امر به خاطر نحوه تخصیص درآمدهای نفتی به سایر بخش‌ها می‌باشد. در عین حال صادرات نقش مثبت خود را بر رشد اقتصادی به خوبی نشان می‌دهد. رهبر (۱۳۷۶) با توجه به اتکای اقتصاد ایران به نفت و صادرات نفتی سعی کرده است با طرح الگوئی رشد اقتصادی در ایران را با دو عامل استخراج ذخائر زیرزمینی و انباشت ذخائر ارزی با استفاده از یک تابع تولید کاب-داگلاس تشریح نماید. نتایج نشان می‌دهد افزایش ذخائر ارزی که خود از طریق گسترش صادرات حاصل می‌شود، شرایط لازم برای افزایش محصول ملی را فراهم می‌کند. در این الگو ثابت شده است که سهم خالص صادرات درست برابر کشش تولیدی "عامل استخراج منابع زیرزمینی" می‌باشد. سپس با استفاده از داده‌های تحقیق، کشش تولیدی ذخائر زیرزمینی در اقتصاد ایران محاسبه می‌گردد. از این طریق اندازه بهینه صادرات کشور تعیین می‌شود که رشد پایدار و حداکثر رفاه را برای کشور تضمین می‌کند. اقبالی و همکاران (۱۳۸۲) رابطه بین صادرات نفتی و رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از یک تابع تولید مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با استفاده از همگرایی یکسان و تکنیک اتو رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده رابطه بلندمدت صادرات نفتی و رشد اقتصادی را 0.078 درصد و با یک وقفه دو ساله برآورد کرده‌اند. کمیجانی و صفوی (۱۳۸۵) به بررسی اثر توسعه صادرات بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در زیر بخش‌های صنعتی چهار استان تهران، اصفهان، آذربایجان شرقی و خراسان پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رشد صنایع غذایی، فلزات اساسی، صنایع شیمیایی در استان تهران، صنایع فلزات اساسی، صنایع شیمیایی و غذایی در استان اصفهان، صنایع فلزات اساسی، غذایی و متفرقه در استان آذربایجان شرقی از مجرای رشد بهره‌وری عوامل تولید بیشترین تأثیر پذیری را از توسعه صادرات دارند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که زیر بخش‌های هر چهار استان که رشد آنها بیشترین حساسیت را نسبت به توسعه صادرات دارند، عبارتند از: صنایع کاغذ، شیمیایی، فلزات اساسی و غذایی. ابریشمی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی اثر

سیاست های آزاد تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای اسلامی از روش پانل پویا برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳ پرداخته اند. در این تحقیق از متغیرهای مرسوم در مدل رشد، مانند سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، جمعیت و متغیرهای کنترل، مانند حجم کل تجارت بین الملل استفاده شده است. نتایج این تحقیق بیانگر آثار مثبت و ناچیز سیاست های آزاد تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای اسلامی می باشد.

احمد و سامچای^۱ (۱۹۹۵) از طریق روش شناسی هم انباشتگی و تصحیح خطا رابطه بلندمدت بین صادرات و رشد اقتصادی را برای کشورهای جنوب شرقی آسیا برآورد کرده اند. آل یوسف^۲ (۱۹۹۷) رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی را برای کشورهای عربستان سعودی، کویت، امارات متحده عربی و عمان در دوره ۱۹۹۳-۱۹۷۳ بررسی کرده است. برآوردها نشان می دهد رابطه مثبت و معناداری بین صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد. ایکایاناک^۳ (۱۹۹۹) با استفاده از مدل های هم انباشتگی و تصحیح خطا رابطه علیت بین رشد صادرات و رشد اقتصادی را در هشت کشور آسیائی با استفاده از داده های سالیانه ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ مورد بررسی قرار داده است. نتایج تجربی نشان می دهد که رابطه علیت دو طرفه بین رشد صادرات و رشد اقتصادی در هند، اندونزی، کره، پاکستان، فیلیپین، سریلانکا و تایلند وجود دارد. به علاوه، شواهدی از وجود رابطه علیت گرنجر کوتاه مدت از رشد اقتصادی به رشد صادرات در همه موارد به جز سریلانکا حکایت دارد. هرچند، شواهد قوی برای علیت کوتاه مدت رشد صادرات به رشد اقتصادی وجود ندارد. لاو و چندرا^۴ (۲۰۰۵) فرضیه صادرات منجر به رشد را برای بنگلادش در چارچوب اتو رگرسیون برداری چند متغیره آزمون کرده اند. نتایج نشان می دهد که جهت رابطه علیت در کوتاه مدت و بلند مدت از درآمد به سمت صادرات است. این نتیجه خیلی تعجب آور بوده است، چون در بیشتر دوره مورد بررسی استراتژی درون نگر توسعه را دنبال کرده است که

1. Ahmad and Somchai (1995)

2. Al-Yousif (1997)

3. Ekanayake (1999)

4. Love and Chandra (2005)

در مقابل گسترش صادرات بوده است. کانیا^۱ (۲۰۰۶) امکان وجود رابطه علیت بین صادرات و تولید ناخالص داخلی را برای ۲۴ کشور سازمان همکاری اقتصادی و توسعه در دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ با استفاده از دو مدل متفاوت بررسی کرده است. یک مدل دو طرفه (صادرات - تولید ناخالص داخلی) و یک مدل سه طرفه (درجه بازبودن - صادرات - تولید ناخالص داخلی) که هر دو با و بدون روند خطی بوده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه علیت یک طرفه از صادرات به تولید ناخالص داخلی در بلژیک، دانمارک، ایسلند، ایرلند، ایتالیا، نیوزیلند، اسپانیا و سوئد و رابطه علیت یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به صادرات در استرالیا، فرانسه، یونان، ژاپن، مکزیک، نروژ و پرتغال وجود دارد، در حالی که در مورد استرالیا، کره، لوکزامبورگ، سوئیس، انگلیس و امریکا شواهدی از رابطه علیت در هر جهت وجود ندارد. آکیوز^۲ (۲۰۰۶) رابطه بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی را در ژاپن بررسی کرده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی در ژاپن رابطه دوطرفه وجود دارد. به علاوه، سایر متغیرها مانند سرمایه و تولید خارجی دارای اثر معنی‌داری بر رشد بهره‌وری در ژاپن بوده‌اند. اکسیانو و رید^۳ (۲۰۰۷) رابطه بین صادرات و رشد تولید را برای سه کشور عمده صادرکننده گندم، "استرالیا، کانادا و امریکا" در دوره ۱۹۶۶ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با ترکیب تولید، تجارت بین الملل و نظریه‌های توسعه، از مدل میانگین متحرک اتورگرسیون برداری^۴ با چهار متغیر تولید، صادرات، واردات و قیمت تولیدکننده برای هر کشور استفاده کرده‌اند. نتایج علیت نشان می‌دهد که فرضیه صادرات منجر به رشد برای کانادا و امریکا به صورت دو طرفه است. ضمناً اثر شوک‌های اقتصاد کلان نیز در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. بهمنی اسکوتی و ایولولا^۵ (۲۰۰۷) رابطه کوتاه مدت و بلندمدت

-
1. Konya (2006)
 2. Awokuse (2006)
 3. Xiao and Reed (2007)
 4. Vector auto regressive moving average (VARMA)
 5. Bahmani-Oskooee and Oyolola (2007)

بین رشد صادرات و رشد اقتصادی را با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها برای داده‌های صادرات و تولید ۴۴ کشور در حال توسعه بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صادرات منجر به رشد در شصت درصد از این کشورها تأیید می‌شود.

آکیوز^۱ (۲۰۰۷) اثرات توسعه صادرات و واردات را بر رشد در سه اقتصاد در حال گذر بررسی نموده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که تجارت، رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. آکیوز^۲ (۲۰۰۸) رابطه بین تجارت و رشد اقتصادی را در آرژانتین، کلمبیا و پرو با تاکید بر نقش صادرات و واردات مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد تاکید صرف بر مطالعات گذشته مبنی بر اینکه صادرات موتور رشد است ممکن است گمراه‌کننده باشد. اگر چه خیلی از شواهد تجربی از فرضیه صادرات منجر به رشد حمایت می‌کنند، شواهد تجربی برای فرضیه واردات منجر به رشد نسبتاً قوی‌تر است. در برخی موارد، همچنین شواهدی از رابطه علیت از رشد تولید ناخالص داخلی به سمت صادرات و واردات وجود دارد. امیساکین^۳ (۲۰۰۹) فرضیه صادرات منجر به رشد را برای نیجریه مورد بررسی قرار داده است. در این تحقیق رابطه بین رشد اقتصادی و صادرات برای دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۰ با استفاده از داده‌های سالیانه بررسی شده است. نتایج آزمون غیرعلیت تودا-یاماموتو^۴ نشان می‌دهد که یک رابطه دوطرفه بین تولید و صادرات وجود دارد. همچنین نتایج آزمون کرانه‌های اتو رگرسیو با وقفه‌های توزیع شده^۵ نیز نشان می‌دهد رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد، وقتی که بردار متغیرها بر حسب تولید نرمالیزه شده است. پاپ سیلاخی^۶ (۲۰۰۹) فرضیه صادرات منجر به رشد و فرضیه رشد منجر به صادرات را برای کشورهای اروپای مرکزی و شرقی از طریق آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت بررسی کرده است. در سیستم‌های دو طرفه رابطه علیت از صادرات به

-
1. Awokuse (2007)
 2. Awokuse (2008)
 3. Omisakin (2009)
 4. Toda-Yamamoto non-causality test
 5. Auto regressive distributed lag bounds testing
 6. Pop Silaghi (2009)

تولید ناخالص داخلی برای بلغارستان، جمهوری چک، استونی و لتونی بدست آمده است. اولاح و همکاران^۱ (۲۰۰۹) رشد منجر به صادرات را با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی سری‌های زمانی برای پاکستان در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد توسعه صادرات منجر به رشد اقتصادی می‌شود. آنها همچنین رابطه علیت بین رشد اقتصادی، صادرات، واردات، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی و درآمد سرانه را بررسی کرده‌اند. آزمون علیت گرنجر مرسوم نشان می‌دهد که علیت یک طرفه بین رشد اقتصادی، صادرات و واردات وجود دارد. از سوی دیگر علیت گرنجر از طریق بردار تصحیح خطا با کمک مقدار F مدل و مقدار t عبارت تصحیح خطا مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج آزمون، علیت گرنجر مرسوم را دوباره تأیید می‌نماید. زانگ و بایم‌بریج^۲ (۲۰۱۱) رابطه بین صادرات، واردات و رشد اقتصادی برای کره جنوبی و ژاپن را از طریق مدل اتو رگرسیون برداری مورد بررسی قرار داده‌اند. چندین نتیجه از این کار تجربی استخراج شده است. اولاً، سه متغیر برای هر دو کشور هم‌انباشته بوده‌اند، یعنی آنکه رابطه بلندمدت برقرار بوده است. ثانیاً، شواهدی از رابطه علیت دوطرفه بین واردات و رشد اقتصادی برای هر دو کشور وجود دارد. و بالاخره، ژاپن به نظر می‌رسد فرضیه صادرات منجر به رشد را تجربه کرده است، در حالی که رشد تولید ناخالص داخلی در کره جنوبی دارای اثر منفی بر رشد صادرات بوده است.

چارچوب نظری

به منظور بررسی رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی، مقاله حاضر دو مدل از ادبیات موجود را به کار می‌برد. یکی در چهارچوب نوعی تابع تولید است که در آن سطح صادرات، سطح مخارج دولت و رابطه مبادله به عنوان نهاده‌ها در فرایند تولید وارد می‌شوند. وارد کردن متغیر صادرات اثرات مثبت صادرات بر رشد اقتصادی را تداعی

1. Ullah and et all. (2009)

2. Zang and Baimbridge (2011)

می‌کند که از طریق ارائه بهبود تکنیک تولید، آموزش نیروی کار با مهارت بالا و توسعه مدیریت به دلیل رقابت جهانی می‌باشد. همچنین، وضعیت بازبودن کشور، علاوه بر این واقعیت که همه درآمدهای نفتی به بودجه دولت تعلق دارد، وارد کردن رابطه مبادله و سطح مخارج دولت به عنوان عوامل توضیح دهنده در تابع تولید را تشریح می‌نماید. این تصریح می‌تواند از تابع تولید کل زیر استخراج گردد.

$$Y = f(L, K, X, G, T) \quad (1)$$

که Y تولید کل واقعی؛ L و K به ترتیب اشاره به نهاده‌های کار و سرمایه دارند. X ، G و T سطح صادرات، مخارج دولت و رابطه مبادله هستند که به عنوان نهاده‌های دیگر معرفی شده‌اند. با گرفتن دیفرانسیل کل از معادله (۱) داریم

$$dY = Y_L dL + Y_K dK + Y_X dX + Y_G dG + Y_T dT \quad (2)$$

که Y_i مشتق جزئی Y نسبت به i امین نهاده تولید می‌باشد. با تقسیم معادله (۲) بر Y و دست‌کاری این معادله می‌توان معادله رشد زیر را بدست آورد.

$$\dot{Y} = e_L \dot{L} + e_K \dot{K} + e_X \dot{X} + e_G \dot{G} + e_T \dot{T} \quad (3)$$

که نقطه روی هر یک از متغیرها به معنای نرخ رشد و e_L ، e_K ، e_X ، e_G و e_T به ترتیب کشش‌های تولید نسبت به نیروی کار، سرمایه، صادرات، مخارج دولت، و رابطه مبادله است. به هر حال، چون K و نرخ رشد سرمایه برای ایران در دسترس نیست، می‌توان آن را با $\Delta K / Y$ جایگزین کرد که تقریبی از نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد می‌باشد. با این اصلاح معادله (۳) را می‌توان به صورت زیر نوشت.

$$\dot{Y} = e_L \dot{L} + (\partial Y / \partial K)(K / Y)(dK / K) + e_X \dot{X} + e_G \dot{G} + e_T \dot{T} \quad (3a)$$

با جایگزینی dK بوسیله I داریم

$$\dot{Y} = e_L \dot{L} + (I / Y) + e_X \dot{X} + e_G \dot{G} + e_T \dot{T} \quad (3b)$$

که تولید نهائی سرمایه یعنی $\partial Y / \partial K$ است. با اضافه کردن عبارت ثابت و جزء خطا

به معادله (۳b) مدل رشد ما به صورت زیر خواهد شد.^۱ این اولین مدلی است که در مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد (Ram, 1985).

$$\dot{Y} = a_1 + a_2 \dot{L} + a_3 (I/Y) + a_4 \dot{X} + a_5 \dot{G} + a_6 \dot{T} + \quad (4)$$

مدل دوم که در این مقاله مورد استفاده می‌باشد دارای چارچوبی است که به وسیله فدر^۲ (۱۹۸۲) پیشنهاد شد. مطابق با این مدل، اقتصاد شامل یک بخش صادراتی (X) و یک بخش غیر صادراتی (N) است. همچنین تابع تولید برای این دو بخش متفاوت است.

$$N = F(K_n, L_n, X) \quad (5)$$

$$X = G(K_x, L_x) \quad (6)$$

ستاده در بخش صادراتی به وسیله نیروی کار L_x و سرمایه K_x در این بخش تولید می‌شود. در حالی که ستاده در بخش غیرصادراتی به وسیله نیروی کار L_n ، سرمایه K_n و یک "اثر خارجی" که از بخش صادراتی X نشأت می‌گیرد، تولید می‌شود. این اثر خارجی بیانگر اثرات مثبت صادرات بر دیگر بخش‌ها می‌باشد، طوری که بهبود تکنیک‌های تولید، مدیریت کارا و در سطح بالا و جریان مستمر نهاده‌های وارداتی را ارائه می‌دهد. از آنجا که داده‌های عوامل تولید به آسانی قابل دسترس نیست، تصریح مورد نیاز آن است که می‌توان از بهره‌وری نهائی بخشی استفاده کرد. با فرض آنکه نسبت بهره‌وری نهائی عوامل تولید در دو بخش از عدد یک به اندازه Δ انحراف داشته باشد، داریم:

$$(G_k / F_k) = (G_L / F_L) = 1 + \Delta \quad (7)$$

که اندیس‌ها اشاره به مشتقات جزئی دارند. در حالت عدم وجود اثرات خارجی و برای مجموعه مشخصی از قیمت‌ها، وضعیتی که در آن $\Delta = 0$ است، بیانگر آن است که تخصیص منابع تولید ملی را حداکثر می‌نماید. هرچند به دلایلی بهره‌وری نهائی عوامل احتمالاً در بخش غیرصادراتی کمتر است (یعنی، $\Delta > 0$). یک دلیل مهم فضای

1. Ram (1985)
 2. Feder (1982)

رقابتی تری است که در آن بنگاهها با جهت گیری صادرات فعالیت می کنند. رقابت؛ نوآوری، سازگاری و مدیریت کارای منابع بنگاهها و غیره را تحت تاثیر قرار می دهد. دلیل دیگر برای انحراف بین بهره وری های نهائی عوامل بخشی، مقررات گوناگون و محدودیت هایی مانند سهمیه بندی اعتبارات و نرخ ارز است. نااطمینانی بیشتر در مورد فعالیت های صادراتی عامل موثر دیگری در انحراف بهره وری نهائی می تواند باشد. تفاوت های بهره وری به خاطر اثرات خارجی در Δ انعکاس نمی یابد، چون به طرز ویژه ای شناسائی خواهند شد (Feder, 1982).

با دیفرانسیل گیری از معادلات (۵) و (۶) نتیجه خواهد شد:

$$\begin{aligned} dN &= (\partial F / \partial K_n)(dK_n) + (\partial F / \partial L_n)(dL_n) + (\partial F / \partial X)(dX) \\ dN &= F_k \cdot dK_n + F_L \cdot dL_n + F_x \cdot dX = F_k \cdot I_n + F_L \cdot dL_n + F_x \cdot dX \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} dX &= (\partial G / \partial K_x)(dK_x) + (\partial G / \partial L_x)(dL_x) = G_k \cdot dK_x + G_L \cdot dL_x \\ dX &= G_k \cdot I_x + G_L \cdot dL_x \end{aligned} \quad (9)$$

که I_x و I_n به ترتیب سرمایه گذاری های ناخالص بخشی و dL_x و dL_n تغییرات در نیروی کار بخشی و F_x بیانگر اثر خارجی نهائی صادرات بر تولید بخش غیرصادراتی است. در صورتی که تولید ناخالص داخلی به وسیله Y نشان داده شود، و چون طبق تعریف $Y = N + X$ است، نتیجه می شود

$$dY = dN + dX \quad (10)$$

با بکار بردن معادلات (۷) تا (۹) در معادله (۱۰) حاصل خواهد شد

$$\begin{aligned} dY &= F_k \cdot I_n + F_L \cdot dL_n + F_x \cdot X + (1 + \Delta) \cdot F_k \cdot I_x + (1 + \Delta) \cdot F_L \cdot dL_x \\ &= F_k \cdot (I_n + I_x) + F_L \cdot (dL_n + dL_x) + F_x \cdot dX + \Delta \cdot (F_k \cdot I_x + F_L \cdot dL_x) \end{aligned} \quad (11)$$

سرمایه گذاری کل I به صورت $(I_n + I_x)$ و کل تغییرات نیروی کار dL به صورت $(dL_n + dL_x)$ تعریف می شود. به یاد آورید که معادلات (۷) و (۹) به معنای این است

که

$$F_k \cdot I_x + F_L \cdot dL_x = \frac{1}{1+\Delta} \cdot (G_k \cdot I_x + G_L \cdot dL_x) = \frac{dX}{1+\Delta} \quad (12)$$

با بکار بردن این نتیجه در معادله (۱۱) بالاخره خواهد شد

$$dY = F_L \cdot dL + F_k \cdot I + (\Delta / (1 + \Delta) + F_x) \cdot dX \quad (13)$$

مشابه کار برانو (۱۹۶۸) فرض کنید رابطه خطی بین بهره وری نهائی واقعی نیروی کار در هر بخش و تولید متوسط برای هر واحد نیروی کار در اقتصاد وجود دارد، یعنی

$$F_L = (Y/L) \quad (14)$$

سپس با تقسیم معادله (۱۳) بر Y و با در نظر گرفتن $F_k \equiv$ نتیجه آن پس از جایگذاری خواهد شد

$$dY/Y = (dL/L) + (I/Y) + [\Delta / (1 + \Delta) + F_x] \cdot (dX/X) \cdot (X/Y) \quad (15)$$

بالاخره با اضافه کردن عبارت ثابت و جزء خطا به معادله (۱۵) مدل رشد اقتصادی فدر به صورت زیر خواهد شد. این دومین مدلی است که در مقاله مورد استفاده قرار می گیرد.

$$\dot{Y} = a + a_L \cdot \dot{L} + a_K \cdot (I/Y) + [\Delta / (1 + \Delta) + MP_x] \cdot \dot{X} \cdot (X/Y) + \quad (16)$$

معادله (۱۶) اساس کار دومین مدل این مقاله می باشد.

باید توجه داشت که اگر بهره وری های نهایی بین بخش ها یکسان در نظر گرفته شود ($\Delta = 0$) و اگر اثرات خارجی بین بخشی وجود نداشته باشد ($F_x = 0$) آنگاه معادله (۱۶) به فرمول آشنای نئو کلاسیک ها از مدل منابع رشد تبدیل خواهد شد. در حالت متداول تر، عبارت $[\Delta / (1 + \Delta) + F_x]$ احتمالاً برای کشورهای کمتر توسعه یافته غیر صفر است. در چهارچوب فرمول بندی حاضر پارامتر $[\Delta / (1 + \Delta) + F_x]$ بایستی به عنوان بهره وری نهائی سرمایه در بخش غیرصادراتی تفسیر شود، به جای آنکه به عنوان بهره وری نهائی سرمایه در کل اقتصاد بیان گردد. تفسیر معادله منابع رشد کاملاً روشن است: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی از مشارکت تشکیل عوامل (رشد سرمایه و نیروی کار) و منافع حاصل از جابجائی عوامل از بخش با بهره وری پائین (غیر صادراتی) به بخش با بهره

وری واقعی بالا (صادراتی) حاصل می‌شود. مزیت این مدل آن است که به روشنی دو مکانیسم را بیان می‌کند که از طریق آن‌ها صادرات بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد؛ یعنی بهره‌وری بیشتر نهاده در بخش صادراتی و اثر خارجی مثبت سطح بخش صادرات بر دیگر بخش‌های اقتصادی را بیان می‌کند. مجموع این دو اثر به وسیله ضریب $\dot{X} (X/Y)$ در معادله (۱۶) نشان داده می‌شود. معادلات (۴) و (۱۶) اساس برآوردهای گزارش شده برای ایران در این مقاله می‌باشد.

داده‌ها و برآورد مدل

در این مقاله برای برآورد هر دو مدل از تولید ناخالص داخلی، صادرات کالاها و خدمات، مخارج مصرفی دولت، و سرمایه‌گذاری کل به میلیارد ریال و به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ و به صورت سالانه استفاده شده است. داده‌های اشتغال نیز برای این دوره بر حسب هزار نفر جمع‌آوری شده است. برای محاسبه رابطه مبادله ابتدا صادرات کالاها و خدمات به قیمت‌های جاری به صادرات کالاها و خدمات به قیمت‌های ثابت تقسیم شده است تا شاخص ضمنی قیمت کالاهای صادراتی بدست آید، سپس واردات کالاها و خدمات به قیمت‌های جاری به واردات کالاها و خدمات به قیمت‌های ثابت تقسیم شده است تا شاخص ضمنی قیمت کالاهای وارداتی بدست آید و در ادامه از تقسیم شاخص ضمنی قیمت کالاهای صادراتی به شاخص ضمنی قیمت کالاهای وارداتی رابطه مبادله بدست آمده است. این داده‌ها از سایت رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۱ و گزارش‌های سالانه این بانک جمع‌آوری شده است. ما تحلیل خود را با آزمون‌های ریشه واحد^۲ برای بررسی ایستائی سری‌های زمانی مورد استفاده در این دو مدل آغاز می‌کنیم.

1. www.cbi.ir
2. Unit root test

برای انجام این کار از آزمون های دیکی- فولر تعمیم یافته^۱ و فیلیس-پرون^۲ استفاده می شود. نتایج این آزمون ها در جداول (۱) و (۲) آمده است (گجراتی، ۱۹۹۵).

جدول (۱): آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته*

متغیرها	سطح		یک بار تفاضل	
	تعداد وقفه	عرض از مبدأ	تعداد وقفه	عرض از مبدأ
\dot{Y}	۰	-۳/۸۵	۰	-۸/۱۳
\dot{L}	۰	-۶/۵۸	۱	-۸/۱۷
\dot{X}	۱	-۵/۸۰	۳	-۷/۵۹
\dot{G}	۱	-۲/۶۰	۰	-۱۱/۷۶
\dot{T}	۰	-۸/۱۵	۱	-۹/۴۹
I/Y	۰	-۱/۹۹	۰	-۶/۱۲
$\dot{X}(X/Y)$	۰	-۴	۱	-۷/۵۴

* مقدار بحرانی آزمون در سطح ۱ درصد ۳/۵۷-، در سطح ۵ درصد ۲/۹۲- و در سطح ۱۰ درصد ۲/۶۰- می باشد.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد فیلیس-پرون*

متغیرها	سطح		یک بار تفاضل	
	تعداد وقفه	عرض از مبدأ	تعداد وقفه	عرض از مبدأ
\dot{Y}	۴	-۳/۷۸	۲۸	-۱۶/۱۷
\dot{L}	۵	-۶/۶۳	۴۸	-۴۰/۵۸
\dot{X}	۸	-۵/۱۷	۲۷	-۲۰/۹۳
\dot{G}	۴	-۴/۴۳	۲	-۱۲/۸۹
\dot{T}	۲	-۸/۱۶	۵	-۲۴/۰۵
I/Y	۲	-۲/۱۶	۶	-۶/۱۸
$\dot{X}(X/Y)$	۲	-۳/۹۴	۱۵	-۱۴/۶۰

* مقدار بحرانی آزمون در سطح ۱ درصد ۳/۵۷-، در سطح ۵ درصد ۲/۹۲- و در سطح ۱۰ درصد ۲/۶۰- می باشد.

بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته سری های زمانی؛ رشد تولید ناخالص داخلی \dot{Y} ؛ رشد نیروی کار \dot{L} ؛ رشد صادرات کالاها و خدمات \dot{X} ؛ رشد رابطه مبادله \dot{T} و حاصلضرب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی $\dot{X}(X/Y)$ در مقادیر سطح ایستا می باشند، یعنی این سری ها انباشته از مرتبه صفر هستند. از سوی دیگر سری های زمانی رشد مخارج دولت \dot{G} و نسبت سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی I/Y در مقادیر سطح غیر ایستا می باشند. اما با یک بار تفاضل گیری ایستاده اند، به عبارت دیگر این سری های زمانی انباشته از مرتبه یک هستند.

بر اساس آزمون فیلیپس-پرون سری های زمانی؛ رشد تولید ناخالص داخلی \dot{Y} ، رشد نیروی کار \dot{L} ، رشد صادرات کالاها و خدمات \dot{X} ، رشد مخارج دولت \dot{G} ، رشد رابطه مبادله \dot{T} و حاصلضرب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی $\dot{X}(X/Y)$ در مقادیر سطح ایستا می باشند. یعنی این سری ها انباشته از مرتبه صفر هستند. از سوی دیگر برای سری زمانی نسبت سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی I/Y در مقادیر سطح غیر ایستا می باشند. اما با یک بار تفاضل گیری از سری زمانی I/Y ایستا شده است. به عبارت دیگر این سری زمانی انباشته از مرتبه یک است. برآورد معادله (۴) از روش حداقل مربعات معمولی به صورت (۴a) است.

$$\dot{Y} = -0.1870 + 0.788\dot{L} + 0.426(I/Y) + 0.175\dot{X} + 0.273\dot{G} - 0.46\dot{T} \quad (4a)$$

$$(2/891) \quad (0/292) \quad (8/520) \quad (0/30) \quad (0/49) \quad (0/19)$$

$$R^2 = 0.66, \quad \bar{R}^2 = 0.62, \quad F = 17/45, \quad DW = 1/73$$

در معادله (۴a) اعداد داخل پرانتز پائین ضرایب خطای معیار می باشد. بر اساس مقدار آماره t عرض از مبدأ و ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیستند ولی سایر ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. ضریب رشد نیروی کار معنادار و دارای علامت صحیح است و لذا کشش تولید نسبت به نیروی کار (۰/۷۸۸) است. ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیست، هر چند دارای علامت صحیح است، این ضریب به معنای تولید نهائی

سرمایه است که به دلیل عدم وجود آمار سرمایه و نرخ رشد آن از I/Y به جای نرخ رشد سرمایه استفاده شده است. ضریب رشد صادرات دارای علامت صحیح و معنادار است و کشش تولید نسبت به صادرات (۰/۱۷۵) است. ضریب رشد مخارج دولت دارای علامت صحیح و معنادار است و کشش تولید نسبت به مخارج دولت (۰/۲۷۳) است. ضریب رشد رابطه مبادله دارای علامت صحیح و معنادار است و کشش تولید نسبت به رابطه مبادله (۰/۰۴۶-) است. مقدار عددی ضریب تعیین رگرسیون نشان می‌دهد ۶۶ درصد تغییرات رشد اقتصادی را متغیرهای توضیح دهنده در مدل بیان می‌کنند.

با استفاده از آزمون همبستگی سریالی بریوش-گودفری مقدار آماره $n \times R^2 = ۲/۰۱۲$ برای فرضیه صفر (عدم وجود همبستگی سریالی) بیانگر عدم وجود همبستگی سریالی جملات پسماند در سطح ۵ درصد می‌باشد.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.883435	Prob. F(2,43)	0.4207
Obs*R-squared	2.012882	Prob. Chi-Square(2)	0.3655

با استفاده از آزمون ناهمسانی واریانس بریوش-پاگان-گودفری مقدار آماره $n \times R^2 = ۴/۰۳۲$ برای فرضیه صفر (عدم وجود ناهمسانی واریانس) بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات پسماند در سطح ۵ درصد می‌باشد.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.624343	Prob. F(5,45)	0.6820
Obs*R-squared	3.308432	Prob. Chi-Square(5)	0.6526
Scaled explained SS	4.032545	Prob. Chi-Square(5)	0.5447

مقدار آماره دیکی-فولر (۶/۲۹-) و همچنین مقدار آماره فیلیپس-پرون (۶/۲۷-) در حالت وجود عرض از مبدا بر روی جملات پسماند معادله (۴a) بیانگر آن است که متغیرها در معادله (۴a) هم انباشته هستند و یا آنکه بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد. پس نتایج برآورد معادله (۴a) ساختگی و جعلی نیست و قابل دفاع می‌باشد.

برآورد معادله (۱۶) از روش حداقل مربعات معمولی به صورت (۱۶a) است.

$$\dot{Y} = -0.268 + 0.823 \dot{L} + 1.080 (I/Y) + 1.352 \dot{X} (X/Y) \quad (16a)$$

(۳/۴۰۲) (۰/۳۱۸) (۹/۸۴۹) (۰/۱۸۴)

$$R^2 = 0.58, \quad \bar{R}^2 = 0.56, \quad F = 21/33, \quad DW = 1/36$$

در معادله (۱۶a) اعداد داخل پرانتز پائین ضرایب خطای معیار می باشد. بر اساس مقدار آماره t عرض از مبدأ و ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیستند، ولی سایر ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. ضریب رشد نیروی کار معنادار و دارای علامت صحیح است و لذا کشش تولید نسبت به نیروی کار (۰/۸۲۳) است. ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیست، هر چند دارای علامت صحیح است و در سطح ۸ درصد معنادار است. این ضریب به معنای تولید نهایی سرمایه است که به دلیل عدم وجود آمار سرمایه و نرخ رشد آن از I/Y به جای نرخ رشد سرمایه استفاده شده است. ضریب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی $\dot{X} (X/Y)$ دارای علامت صحیح و معنادار است. مقدار عددی ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد ۵۸ درصد تغییرات رشد اقتصادی را متغیرهای توضیح دهنده در مدل بیان می کنند.

با استفاده از آزمون همبستگی سریالی بریوش-گودفری مقدار آماره $n \times R^2 = 5/161$ برای فرضیه صفر (عدم وجود همبستگی سریالی) بیانگر عدم وجود همبستگی سریالی جملات پسماند در سطح ۵ درصد می باشد.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.533302	Prob. F(2,45)	0.0907
Obs*R-squared	5.161062	Prob. Chi-Square(2)	0.0757

با استفاده از آزمون ناهمسانی واریانس بریوش-پاگان-گودفری مقدار آماره $n \times R^2 = 0/939$ برای فرضیه صفر (عدم وجود ناهمسانی واریانس) بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات پسماند در سطح ۵ درصد می باشد.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.293965	Prob. F(3,47)	0.8295
Obs*R-squared	0.939326	Prob. Chi-Square(3)	0.8159
Scaled explained SS	0.998512	Prob. Chi-Square(3)	0.8016

مقدار آماره دیکی- فولر (۵/۱۶-) و همچنین مقدار آماره فیلیپس-پرون (۵/۰۸-) در حالت وجود عرض از مبدا بر روی جملات پسماند معادله (۱۶a) بیانگر آن است که متغیرها در معادله (۱۶a) هم انباشته هستند و یا آنکه بین متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد. پس نتایج برآورد معادله (۱۶a) ساختگی و جعلی نیست و قابل دفاع می باشد.

تفکیک اثرات خارجی و نتایج تجربی

تا به حال ما قادر به تفکیک بهره‌وری عوامل به اجزای آن نشده ایم. می توان با فرض هائی مقدار عبارت F_x را تعیین کرد. فرض کنید اثر صادرات بر تولید بخش غیر صادراتی را با استفاده از یک تابع با کشش ثابت بیان کرد، یعنی

$$N = F(K_n, L_n, X) = X \cdot (K_n, L_n) \quad (17)$$

که یک پارامتر است. می توان نشان داد

$$\partial N / \partial X \equiv F_x = (N / X) \quad (18)$$

حال معادله (۱۵) را می توان دوباره نوشت

$$dY/Y = (dL/L) + (I/Y) + \Delta/(\Delta+1) \cdot (dX/X) \cdot (X/Y) + (N/X) \cdot (dX/X) \cdot (X/Y) \quad (19)$$

اما

$$\begin{aligned} (N/X) &= [(N/Y)/(X/Y)] = [(1-X/Y)/(X/Y)] \\ &= [1/(X/Y) - 1] \end{aligned}$$

با استفاده از این نتیجه، می توان معادله (۱۹) را دوباره مرتب کرد تا نتیجه زیر بدست آید

$$dY/Y = (dL/L) + (I/Y) + [\Delta/(\Delta+1) - 1] \cdot (dX/X) \cdot (X/Y) + (dX/X) \quad (19)$$

دقت کنید اگر فرض شود $\Delta/(\Delta+1) = 1$ ، مدل به صورت زیر خلاصه خواهد شد:

$$\dot{Y} = \dot{L} + (I/Y) + \dot{X}$$

که این معادله بوسیله مایچالاپولوس و جای (۱۹۷۳)، بالاسا (۱۹۷۷) و تایلر (۱۹۸۱) مورد استفاده قرار گرفته است. برآورد معادله (۱۹) پس از افزودن عرض از مبدأ و جمله خطا به روش حداقل مربعات به شرح زیر خواهد بود (Feder, 1982)

$$\dot{Y} = -۰/۰۵۰ + ۰/۸۴۳ \dot{L} + ۱۹/۸۹۱ (I/Y) + ۱/۵۶۱ \dot{X} (X/Y) - ۰/۰۴۲ \dot{X} \quad (۱۹a)$$

(۳/۶۳۶) (۰/۳۲۱) (۱۰/۳۱۰) (۰/۳۷۶) (۰/۰۶۶)

$$R^2 = ۰/۵۸, \bar{R}^2 = ۰/۵۴, F = ۱۵/۹۰, DW = ۱/۴۰$$

در معادله (۱۹a) اعداد داخل پرانتز پائین ضرایب خطای معیار می باشد. بر اساس مقدار آماره t عرض از مبدأ و ضریب I/Y و ضریب \dot{X} در سطح ۵ درصد معنادار نیستند ولی سایر ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. ضریب رشد نیروی کار معنادار و دارای علامت صحیح است و لذا کشش تولید نسبت به نیروی کار (۰/۸۴۳) است. ضریب I/Y در سطح ۵ درصد معنادار نیست، هر چند دارای علامت صحیح است و در سطح ۶ درصد معنادار است. این ضریب به معنای تولید نهائی سرمایه است که به دلیل عدم وجود آمار سرمایه و نرخ رشد آن از I/Y به جای نرخ رشد سرمایه استفاده شده است. ضریب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی $\dot{X} (X/Y)$ دارای علامت صحیح و معنادار است. همچنین ضریب رشد صادرات در سطح ۵ درصد معنادار نیست، به همین خاطر نتایج معادله (۱۹a) تفاوت چندانی با نتایج معادله (۱۶a) ندارد. مقدار عددی ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد ۵۸ درصد تغییرات رشد اقتصادی را متغیرهای توضیح دهنده در مدل بیان می کنند.

نتیجه گیری

در این مقاله رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از دو مدل برای دوره زمانی ۸۹-۱۳۳۸ مورد بررسی واقع شده است. در مدل اول که بر پایه یک تابع تولید کلی قرار دارد علاوه بر نهاده های کار و سرمایه از صادرات، مخارج دولت و رابطه مبادله نیز به عنوان دیگر متغیرهای توضیح دهنده در مدل استفاده شده است. لحاظ کردن صادرات،

مخارج دولت و رابطه مبادله به خاطر آن است که اقتصاد ایران به درآمد حاصل از صادرات نفت متکی بوده است و مخارج دولت عمدتاً از محل درآمد نفت تامین شده است و همچنین اقتصاد باز بوده است. در مدل دوم اقتصاد به دو بخش صادراتی و غیر صادراتی تفکیک شده است و هر بخش دارای تابع تولید مجزائی است و میزان تولید بخش صادراتی بر تولید بخش غیر صادراتی موثر می‌باشد. در این مدل رشد اقتصادی به رشد کار و سرمایه و حاصل ضرب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی بستگی دارد.

نتایج برآورد هر دو مدل از روش حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد عرض از مبدأ و نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی که به عنوان جانشینی برای رشد سرمایه بکار رفته است، از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار نیستند. بقیه ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. آزمون همبستگی سریالی بریوش-گودفری بر عدم وجود همبستگی سریالی جملات پسماند در هر دو مدل دلالت دارد. همچنین آزمون ناهمسانی واریانس بریوش-پاگان-گودفری بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات پسماند در هر دو مدل می‌باشد. آزمون دیکی-فولر و فیلیپس-پرون نیز بر روی جملات پسماند هر دو مدل حکایت از هم‌انباشتگی متغیرها در هر دو مدل دارد. مقدار عددی ضریب تعیین در مدل اول ۶۶ درصد و در مدل دوم ۵۸ درصد می‌باشد. ضریب رشد صادرات در مدل اول بیانگر آن است که هر یک درصد افزایش صادرات به طور متوسط باعث افزایش ۰/۱۷۵ درصد رشد اقتصادی خواهد شد. ضریب رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی $\dot{X}(X/Y)$ در مدل دوم نیز بیانگر آن است که هر یک درصد افزایش رشد صادرات در نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۱/۳۵۲ درصد رشد اقتصادی خواهد بود. لذا در هر دو مدل صادرات اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. در حالی که هنوز وابستگی اقتصاد ایران به نفت شدید است، دولت بهتر است تلاش نماید این وابستگی را کاهش داده و بین اقتصاد داخل و خارج پیوند برقرار

نماید. نتایج تجربی نشان می‌دهد در چارچوب برقراری آزادی اقتصادی، جهت‌گیری بیشتر بازار و اجتناب از سیاست‌ها و مقررات محدود‌کننده می‌تواند به رشد بیشتر دست‌یافت.

منابع:

1. Abrishami, H., Mehrara, M. and Irannejad, M.R. (2010), "Effects of Liberalization Policies on Economic Growth in Islamic Countries", *Journal of Economic Research*, 91, pp. 219.
2. Ahmad, J. and Somchai, S. (1995), "Unit Root and Cointegration Causality between Export and Economic Growth: Empirical Evidence from the Asean Countries", *Economic Letters*, 49, pp. 329-334.
3. Al-Yousif, K.Y. (1997), "Exports and Economic Growth: some empirical evidence from the Arab Gulf countries", *Applied Economics*, 29, pp. 693- 697.
4. Awokuse, T.O. (2008), "Trade Openness and Economic Growth: is Growth Export-led or Import-led?", *Applied Economics*, 40, pp. 161–173.
5. Awokuse, T.O. (2006), "Export-led Growth and the Japanese Economy: Evidence from VAR and Directed Acyclic Graphs", *Applied Economics*, 38, pp. 593–602.
6. Awokuse, T.O. (2007), "Causality between Exports, Imports, and Economic Growth: Evidence from transition economies", *Economic Letters*, 94, pp. 389–395.
7. Bahmani-Oskooee, M. and Oyolola, M. (2007), "Exports Growth and Output Growth: an Application of Bounds Testing Approach", *Journal of Economics and Finance*, 31(1), pp. 1-11.
8. Eghbali, A., Halafi, H.R. and Gaskari, R. (2003), "Oil Exports and Economic Growth", *Journal of Economic Research*, Special Issue, 82, pp. 109-129.
9. Feder, G. (1982), "On Exports and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 12, pp.59-73.
10. Gharabaghian, M. (1994), "Economic Development", Ney Press.
11. Griffin, K. (1989), "Economic Development Strategies", translated by M.H. Hashemi and H. Raghfar, Ney Press.
12. Gujarati, D. (1995), "Principles of Econometrics", translated by H. Abrishami, Tehran University Press.
13. Jalali Naini, S.A.R. and Mohammadi, M.R. (1996), "Exports and Economic Growth", *Journal of Business*, 1, pp. 6-36.

14. Komijani, A. and Safavi, B. (2006), "Effects of Exports on Total Factor Productivity Growth in Manufacturing: The Provinces of Tehran, Isfahan, Khorasan, and East Azarbaijan", *Nameh Mofid*, 54, pp 9-25.
15. Konya, L. (2006), "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach", *Economic Modelling*, 23, pp. 978-992.
16. Love, J. and Chandra, R. (2005), "Testing Export-led Growth in Bangladesh in a Multivariate VAR Framework", *Journal of Asian Economics*, 15, pp. 1155-1168
17. Omisakin, O.A. (2009), "Export-led Growth Hypothesis: Further Econometric Evidence from Nigeria", *Pakistan Journal of Social Sciences*, 6(4), pp. 219-223.
18. Pop Silaghi, M.I. (2009), "Exports-Economic Growth Causality: Evidence from CEE Countries", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2, pp. 105-117.
19. Rahbar, F. (1997), "Explaining the Growth Based on Foreign Trade", *Journal of Economic Studies*, 51, pp. 65-86.
20. Ram, R. (1985), "Exports and Economic Growth: Some Additional Evidence", *Economic Development and Cultural Change*, 33, pp. 415-25.
21. Ullah, S., Zaman, B., Farooq, M. and Javid, A. (2009), "Cointegration and Causality between Exports and Economic Growth in Pakistan", *European Journal of Social Sciences*, 10(2), pp.25-36.
22. Xiao, Q. and Reed, M. (2007), "Export and Production Growth: Evidence from Three Major Wheat Exporters of Australia, Canada and the United States", *Applied Economics*, 39, pp. 309-319.
23. Zang, W. and Baimbridge, M. (2011), "Exports, Imports and Economic Growth in South Korea and Japan: a Tale of Two Economies", *Applied Economics*, 39, pp.1-12.