

## بررسی اثر تغییرات ساختار اقتصادی بر تولید ناخالص

### داخلی ایران: با تأکید بر تولید، صادرات

### و بهره‌وری نیروی کار

دکتر عبدالمجید آهنگری و آذین خرم زاده\*

تاریخ وصول: ۱۳۹۰/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۳۰

#### چکیده

بر اساس تجربه‌ی تاریخی کشورهای صنعتی و روند چند دهه‌ی اخیر کشورهای تازه صنعتی شده و نیز دیدگاه اقتصاددانان، تغییرات ساختاری در راستای صنعتی شدن کشورها در کنار عوامل سنتی رشد، یعنی نیروی کار و سرمایه از عوامل بالقوه رشد اقتصادی محسوب می‌شوند. بر این اساس، در پژوهش حاضر اثرات تغییرات ساختاری در اقتصاد متکی به نفت ایران در زمینه‌ی تولید، صادرات و بهره‌وری نیروی کار بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. این پژوهش با استفاده از آمار سری زمانی سال‌های ۸۷-۱۳۴۷ و روش اقتصادسنجی  $ARDL$  صورت گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که از بین سه متغیر ساختاری مورد نظر در این پژوهش، افزایش نسبت بهره‌وری بخش صنعت و معدن به بخش کشاورزی در کوتاه مدت و بلندمدت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور دارد. اما تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران از کانال افزایش سهم بخش صنعت و معدن در  $GDP$  و صادرات کل، بر خلاف تجربه‌ی کشورهای صنعتی و تازه صنعتی شده بر رشد اقتصادی کشور تأثیر منفی داشته است. این تفاوت می‌تواند بیشتر ناشی از تسلط شدید درآمد های نفتی بر تحولات صنعتی در اقتصاد ایران باشد. در حالی که جریان صنعتی شدن در کشورهای صنعتی، درونی بوده و ریشه در تحولات و پیشرفت تکنولوژی داشته است.

طبقه بندی JEL: O4 ، O1 ، C2

واژه های کلیدی: تغییرات ساختار اقتصادی، رشد اقتصادی،  $ARDL$  ایران

\* به ترتیب، استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

## ۱- مقدمه

شناسایی عوامل تعیین کننده‌ی رشد اقتصادی کشورها همواره مورد توجه پژوهشگران علوم اقتصادی برای طراحی الگوهای کاربردی توسعه‌ی اقتصادی بوده است. در کنار عوامل سنتی تعیین کننده‌ی رشد مانند نیروی کار و سرمایه، تغییرات ساختاری در اقتصاد کشورها نیز به عنوان یک عامل بالقوه‌ی رشد در نظر گرفته شده است (سیرکوپین،<sup>۱</sup> ۱۹۸۶، پندر،<sup>۲</sup> ۲۰۰۳).

یکی از مهمترین مباحث فرضیه‌ی تأثیرگذاری تغییرات ساختاری بر رشد و توسعه‌ی اقتصادی این است که در غیاب هم شکلی و هم نوایی در بازدهی عوامل در میان بخش‌ها، تخصیص دوباره‌ی منابع به بخش‌های دارای بهره‌وری بالاتر به رشد کمک می‌کند. در واقع تغییر ساختاری هنگامی یک منبع بالقوه رشد می‌شود که به بهره‌وری کامل‌تر و بهتر از منابع منجر شود. از این رو است که اقتصاددانان توسعه بر لزوم تغییرات ساختاری اقتصادی جهت دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب تأکید دارند (تودارو،<sup>۳</sup> ۱۹۸۱). به لحاظ تاریخی، تحولات ساختاری در جهت گسترش صنعت در ایران از شروع برنامه‌ی سوم قبل از انقلاب در دهه‌ی ۱۳۴۰ و با تکیه بر دستاوردهای تکنولوژی کشورهای پیشرفته آغاز گشت. این تحقیق در نظر دارد با تکیه بر تحولات ساختار اقتصاد ایران در راستای افزایش سهم و نقش بخش صنعت در عملکرد اقتصادی و معرفی شاخص‌های مربوطه، تأثیر این تحولات بر رشد اقتصادی را با روش اقتصاد سنجی *ARDL* و بر اساس آمار سری زمانی ۸۷-۱۳۴۷ ارزیابی نماید و بر این اساس فرضیه‌های زیر آزمون می‌شوند.

- افزایش سهم بخش صنعت و معدن در *GDP*، بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد.
- افزایش سهم صادرات صنعتی در صادرات کل، بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد.
- افزایش نسبت بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت به بخش کشاورزی، بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد.

<sup>۱</sup> Syrquin

<sup>۲</sup> Peneder

<sup>۳</sup> Todaro

## ۲- مبانی نظری

در زمینه‌ی نظری و نیز در قلمرو عمل، تحلیل ساختار اقتصاد و آثار آن از اهمیت خاصی برخوردار است و درک بهتر از طرز کار اقتصاد را به صورت کلی امکان پذیر می‌گرداند و امکان کاربرد نظریه‌های اقتصادی و قوانین اقتصادی را تعیین می‌کند. بعد از جنگ جهانی دوم مطالعات متعدد در زمینه‌ی تغییرات ساختاری اقتصاد توسط اقتصاددانان صورت گرفت. در این پژوهش‌ها اهمیت توسعه‌ی صنعتی برای رشد اقتصادی بلندمدت نشان داده شده است و آن را به صورت یک قاعده مشاهده شده در الگوی توسعه تبیین کرده است. کوزنتس<sup>۴</sup> (۱۳۷۲) در مطالعات خود اشاره می‌کند که ترکیب اجزای مهم تقاضا، تولید، اشتغال، بخش خارجی اقتصاد و متغیر-های جمعیتی (که همگی به صورت وزن نسبی است)، شکل و ساختار اقتصاد را مشخص می‌کند. کوزنتس سهم بخش‌های اقتصادی را به عنوان یکی از متغیرهای مهم ساختار اقتصادی معرفی می‌کند. از نظر او افزایش سهم صنایع در تولید ناخالص داخلی و متناسب با آن کاهش سهم بخش کشاورزی، از واقعیت‌های مستند در فرایند توسعه بوده است. به طوری که اهمیت بخش کشاورزی (بر حسب سهم تولید ناخالص داخلی) از ۴۸ درصد در پایین‌ترین سطح درآمد سرانه‌ی کشورها به ۱۲ درصد در بالاترین سطح تنزل می‌کند در حالی که بخش صنعت از ۲۱ درصد به ۴۸ درصد افزایش می‌یابد. کوزنتس مهمترین عامل این تغییرات را صنعتی شدن و پیشرفت تکنولوژی می‌داند. از قانون انگل<sup>۵</sup> نیز برای توجیه این تغییر ساختاری استفاده شده است. در سده‌ی نوزدهم ارنست انگل دریافت همچنان که درآمد خانواده‌ها افزایش می‌یابد، نسبت بودجه‌ی مصرفی آنها برای مواد خوراکی کاهش پیدا می‌کند. از آنجا که کارکرد اصلی بخش کشاورزی تولید مواد غذایی است، نتیجه می‌شود که تقاضا برای محصولات کشاورزی به سرعت تقاضای خدمات و محصولات صنعتی افزایش نمی‌یابد. بنابراین، سهم کشاورزی در محصول ملی کاهش می‌یابد. این رابطه برای تمام کشورهای توسعه یافته صادق است (تیرل‌وال،<sup>۶</sup> ۱۳۷۸). از دید سیرکویین (۱۹۸۶) نیز اهمیت نسبی بخش‌ها در اقتصاد بر حسب تولید و عوامل از عمومی‌ترین معیارهای تغییرات ساختاری در

<sup>4</sup> Kuznets

<sup>5</sup> Engel law

<sup>6</sup> Tirlwal

جریان توسعه به حساب می‌آید. لایتنر<sup>۷</sup> (۲۰۰۰) نیز در مقاله‌ای با اشاره به اثر مثبت صنعتی شدن بر رشد اقتصادی با تکیه بر یک مدل اقتصادی با دو بخش صنعت و کشاورزی نتیجه‌گیری کرده است که در جریان توسعه‌ی صنعتی و تکنولوژی به تدریج که درآمد سرانه افزایش می‌یابد بر اساس قانون انگل تقاضا به طرف کالاهای صنعتی‌منقل می‌شود و نقش بخش صنعت و تولیدات صنعتی در رشد اقتصادی پر رنگ‌تر می‌شود. در رابطه با چگونگی تأثیر تحولات ساختاری اقتصادی بر رشد و توسعه‌ی اقتصادی، یفولین<sup>۸</sup> (۲۰۰۹) در سمیناری از طرف بانک جهانی در دانشگاه قاهره، طی مباحث نظری اشاره می‌کند که در جریان صنعتی شدن، دو عامل مهم پیشرفت تکنولوژی که باعث افزایش بهره‌وری می‌شود و نیز تغییرات اساسی در نوع و کیفیت کالاها و خدمات موجب تقویت رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشورها می‌شود. مک میلان و ردریک<sup>۹</sup> (۲۰۱۱) با اشاره به اهمیت تغییر ساختار اقتصاد برای دستیابی به توسعه، از نظر تاریخی مهمترین عامل تفاوت در دو گروه کشورهای موفق و ناموفق را سرعت انتقال ساختار اقتصاد از کشاورزی به صنعتی می‌دانند.

در بخش تجارت خارجی، سهم صادرات صنعتی در صادرات کل به عنوان یکی دیگر از متغیرهای ساختار اقتصادی شناخته شده است. به طوری که سیرکویین (۱۹۸۶) افزایش سهم صادرات صنعتی در صادرات کل را یکی از نشانه‌های جریان صنعتی شدن اقتصاد می‌داند. امروزه مسلم شده است که ارتباط تنگاتنگی میان رشد اقتصادی و صادرات هر کشور وجود دارد، به طوری که عده‌ای از نظریه پردازان اقتصاد بین الملل با اعتقاد زیاد به نقش تجارت در رشد و توسعه‌ی اقتصادی از آن به عنوان موتور رشد نام می‌برند (بالاسا،<sup>۱۰</sup> ۱۹۸۰). اعتقاد به نقش مهم صادرات در رشد اقتصادی در میان محققانی مانند کروگر<sup>۱۱</sup> (۱۹۷۸) زمینه‌ی بیشتری را در جهت نگرش به استراتژی برون‌گرایی به عنوان یک سیاست موثر توسعه‌ی اقتصادی فراهم کرده است. در این راستا با شکل‌گیری نهادها و مؤسسات بین المللی، تجارت جهانی افزایش یافته و سهم صادرات کالاها و خدمات به ویژه

<sup>7</sup> Laitner

<sup>8</sup> Yifulin

<sup>9</sup> McMillan and Rodrik

<sup>10</sup> Balassa

<sup>11</sup> Krueger

در بخش کالاهای ساخته شده‌ی صنعتی افزایش پیدا کرده است (بالاسا، ۱۹۸۰). از دهه‌ی ۱۹۷۰ نیز بسیاری از کشورهای تازه صنعتی شده مانند کشورهای شرق آسیا برای تداوم صنعتی شدن، استراتژی برون نگر را دنبال کرده‌اند. گزینه‌ای که تمرکز از جانشینی واردات برای بازار داخلی را به سمت تولید صنعتی برای صادرات به بازارهای خارجی منتقل می‌سازد. شواهد آماری حاکی از افزایش قابل توجه سهم صادرات صنعتی در کل صادرات این کشورها است (مشیری و التجایی، ۱۳۸۷).

تغییر اساسی دیگر در جریان صنعتی شدن به بهره‌وری مربوط می‌شود. ارتباط میان رشد صنعت، رشد بهره‌وری و رشد محصول ناخالص داخلی را ادبیات رشد و توسعه به عنوان قوانین رشد کالدور<sup>۱۲</sup> شناخته است. از نظر کالدور پویایی بخش صنعت علاوه بر افزایش سهم صنعت در *GDP* موجب افزایش بیشتر بهره‌وری صنعت نسبت به کشاورزی است (تیرل وال، ۱۳۷۸). کوزنتس (۱۳۷۲) نیز تغییر مذکور را در جریان رشد مدرن با اهمیت دیده است. نشانه‌های همبستگی میان رشد صنعت و رشد بهره‌وری به دلیل بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در صنعت قابل انتظار است. علاوه بر این، بهره‌وری نیروی کار از طریق یادگیری عملی در بخش صنعت رشد بیشتری نسبت به کشاورزی دارد. بر این اساس، سیرمای<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۹) معتقد است که در جریان صنعتی شدن با گسترش بخش صنعت و انتقال نیروی کار از کشاورزی به صنعت، بهره‌وری نیروی کار افزایش می‌یابد.

با توجه به تحولات و دیدگاه‌های مذکور، سهم صادرات صنعتی در صادرات کل، سهم ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و معدن در تولید ناخالص داخلی و نسبت بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت به بخش کشاورزی به عنوان شاخص‌های تغییرات ساختاری اقتصادی در راستای صنعتی شدن در نظر گرفته شده است و در تحقیق حاضر رابطه‌ی شاخص‌های مذکور با *GDP* در ایران بررسی می‌شود.

<sup>12</sup> Kaldor

<sup>13</sup> Szirmai

### ۳- مطالعات تجربی

از نظر تاریخی، پژوهش‌های تجربی کوزنتس در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ در زمینه-ی نقش تغییرات ساختار اقتصاد در رشد اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردار است. کوزنتس (۱۳۷۲) برای کشورهایی که رشد اقتصادی مدرن را از سال‌های پایانی سده‌ی ۱۸ تا اواخر قرن ۱۹ آغاز کردند، یک همراهی تاریخی میان نرخ‌های رشد بالای تولید سرانه و بهره‌وری و اندازه تحول ساختار تولید را آشکار ساخت. سیرکوپن (۱۹۸۶) رابطه‌ی میان رشد تولید ناخالص داخلی و ساختار اقتصاد از جمله ساختار تولید و تجارت را برای ۱۹ کشور آمریکای لاتین در سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۲ بررسی کرد و نتیجه می‌گیرد که رابطه‌ی متغیرهای نرخ رشد صادرات، سهم صادرات و سهم سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی با رشد اقتصادی مثبت و معنادار است.

فاگربرگ و ورسپجن<sup>۱۴</sup> (۱۹۹۹) طی مطالعاتی در مورد کشورهای امریکای لاتین و شرق آسیا به این نتیجه رسیده‌اند که تغییر ساختار اقتصاد در جهت افزایش سهم بخش صنعت در *GDP* موتور رشد اقتصادی این کشورها در دوره‌ی ۷۳-۱۹۵۰ بوده است.

نلسون و پک<sup>۱۵</sup> (۱۹۹۹) در تحقیقات خود نشان داده‌اند که رشد سریع در شماری از اقتصادهای آسیایی طی سال‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۹۶ با تغییرات اصلی در ساختار اقتصاد آنها به ویژه اندازه بنگاه‌ها و تخصص‌گرایی همراه بوده است.

آبراموویتز<sup>۱۶</sup> (۱۹۸۶)، برانسون<sup>۱۷</sup> (۱۹۹۸)، لایتنر (۲۰۰۰) و آینر<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۱) نیز در تحقیقاتی رابطه میان تغییر ساختار اقتصاد و رشد اقتصادی را تأیید کرده‌اند.

پندر (۲۰۰۳) رابطه‌ی مثبت میان سهم‌های نسبی صادرات و واردات صنایع بهره-مند از مهارت‌های سطح بالا و برآمده از فناوری و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه را برای نمونه‌ای از کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی نشان داده است. همچنین در این تحقیق، پندر تأثیر تغییر ساختار اقتصاد ۲۴ کشور عضو *OECD* را بر رشد اقتصادی با استفاده از روش اقتصاد سنجی پانل دتا و برای

<sup>14</sup> Fagerberg and Verspagen

<sup>15</sup> Nelson and Pack

<sup>16</sup> Abramovitz

<sup>17</sup> Branson

<sup>18</sup> Ainginger

دوره‌ی ۹۸-۱۹۹۰ بررسی کرده است. در مطالعه‌ی مذکور با توجه به سطح توسعه‌ی کشورهای *OECD* متغیرهای سهم ارزش افزوده‌ی بخش خدمات، سهم نسبی صادرات و واردات کالاهای با تکنولوژیک بالا در کل صادرات و واردات به عنوان متغیرهای ساختاری در اقتصاد این کشورها معرفی شده‌اند. نتایج بیانگر رابطه‌ی منفی سهم ارزش افزوده‌ی بخش خدمات و رابطه‌ی مثبت دو متغیر مستقل دیگر با رشد اقتصادی است.

بانک جهانی (۲۰۰۶) در رابطه با رشد اقتصادی بالای چین اشاره می‌کند که چین در اواخر دهه‌ی ۱۹۷۰ در استراتژی جدید صنعتی تغییرات ساختاری چشمگیری به وجود آورد به طوری که سهم بخش صنعت در *GDP* از ۳۵ درصد در سال ۱۹۶۵ به ۴۶ درصد در سال ۲۰۰۴ رسید. در این گزارش به گسترش صادرات صنعتی و نقش مهم آن در رشد اقتصادی چین نیز اشاره شده است.

سیرمای (۲۰۰۹) طی مقاله‌ای تأثیر صنعتی شدن را بر رشد اقتصادی ۶۳ کشور در حال توسعه برای دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۵۰ بررسی کرده است و نتیجه گرفته است که صنعتی شدن عامل مهم رشد کشورهای موفق بوده است. در این تحقیق به نقش افزایش سهم بخش صنعت در *GDP* به عنوان یک متغیر ساختاری مهم در اقتصاد تاکید شده و بخش صنعت به عنوان موتور رشد توصیف شده است. از نتایج دیگر این مطالعه همبستگی زیاد بین *GDP* سرانه و سهم تولیدات صنعتی در *GDP* است. همچنین، با گسترش بخش صنعت و انتقال نیروی کار از کشاورزی به صنعت، بهره‌وری نیروی کار افزایش می‌یابد.

مشیری و التجایی (۱۳۸۷) رابطه بین تغییرات ساختاری و رشد اقتصادی در کشورهای تازه صنعتی شده شامل کره جنوبی، مالزی، اندونزی، هنگ کنگ، تایوان (چین تایپه)، چین، سنگاپور، تایلند، ترکیه، ایرلند و پرتغال را بررسی کرده است. به این منظور از یک مدل رشد با داده‌های تلفیقی و شاخص ترکیبی در دوره‌ی ۲۰۰۴-۱۹۷۰ استفاده نموده است. نرخ رشد سهم بخش صنایع از تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد سهم بخش تولید کالاهای ساخته شده از تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد سهم صادرات کالاهای صنعتی از کل صادرات از جمله شاخص‌های مورد استفاده در شاخص ترکیبی در این پژوهش است. نتایج بیانگر رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار تغییرات ساختاری با رشد اقتصادی کشورهای تازه صنعتی است.

## ۴- معرفی مدل

از آنجایی که صنعتی شدن کشورهای پیشرفته با انقلاب صنعتی آغاز گشت و موجب بهبود بهره‌وری و رشد اقتصادی بیشتر شد، همان‌طور که ملاحظه شد عمده مباحث نظری و تجربی، درباره‌ی اثر تحولات ساختاری در جریان صنعتی شدن بر رشد اقتصادی شکل گرفته است. این مطالعه با استفاده از نگرش تابع تولید، اثر تغییر ساختار اقتصاد ایران را بر رشد اقتصادی بررسی می‌کند. نگرش تابع تولید در تحلیل رشد تلاش می‌کند سرچشمه‌های رشد را به سهم کار، سرمایه، فن شناسی و هر متغیر دیگر موجود در تابع تولید که تصور می‌رود بر فراگرد رشد تاثیر بگذارد تجزیه کند. در مدل گسترش یافته‌ی رشد نئوکلاسیکی، تکنولوژی به عنوان یک عامل درونزا محسوب می‌شود که از کانال تحقیق و توسعه، پیشرفت می‌کند و همان‌طور که شومپیتر<sup>۱۹</sup> اشاره دارد، در جریان صنعتی شدن یک عامل کلیدی در تغییر ساختار اقتصاد و رشد اقتصادی به حساب می‌آید (نیویلا، ۲۰۰۵). با تکیه بر نگرش تابع تولید، مدل مورد استفاده در این تحلیل نئوکلاسیکی در نظر گرفته شده است که در آن تولید تابعی از سرمایه، نیروی کار، زمین و سطح فن شناسی است.

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

در رابطه‌ی فوق،  $Y$  تولید ناخالص داخلی،  $K$  سرمایه،  $L$  نیروی کار،  $R$  زمین و  $T$  فن شناسی است.

در این تحلیل، عامل زمین ثابت فرض شده است و از آن جایی که پیشرفت تکنولوژی ناشی از صنعتی شدن است، متغیرهای در نظر گرفته شده برای تحولات ساختاری در مسیر صنعتی شدن اقتصاد یعنی سهم بخش صنعت و معدن در تولید ناخالص داخلی ( $VIRGDP$ ) و در کل صادرات ( $XIRT$ ) و نیز نسبت بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت به بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ( $PINRPA$ )، جایگزین متغیر فن‌شناسی در تابع تولید شده است. بر این اساس، معادله رگرسیونی پایه‌ای برای مطالعه اثرگذاری تغییرات ساختاری اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی در ایران به صورت زیر است.

$$GDP = F(K, L, VIRGDP, XIRT, PINRPA) \quad (2)$$

<sup>19</sup> Schumpeter

<sup>20</sup> Kniivila



شکل لگاریتمی تابع مذکور به صورت زیر است.

$$LGDP = C_1 + \alpha_{11}LKNT + \alpha_{12}LLT + \alpha_{13}VIRGDP + \alpha_{14}PINRPA + \alpha_{15}XIRT \quad (3)$$

در رابطه‌ی فوق  $LGDP$  لگاریتم تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)،  $LKNT$  لگاریتم متغیر موجودی سرمایه‌ی خالص (میلیارد ریال)،  $LLT$  لگاریتم متغیر اشتغال کل (میلیون نفر)،  $VIRGDP$  متغیر نسبت ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و معدن (میلیارد ریال) به تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)،  $LPINRPA$  لگاریتم متغیر نسبت بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت و معدن (میلیون ریال) به بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی (میلیون ریال)،  $XIRT$  نسبت صادرات صنعتی (میلیون دلار) به صادرات کل (میلیون دلار) و  $LIRLT$  نسبت اشتغال بخش صنعت و معدن (میلیون نفر) به کل اشتغال (میلیون نفر) است.

آمار متغیرهای فوق (به جز اشتغال) به قیمت ثابت بر مبنای قیمت سال پایه‌ی ۱۳۷۶ است و از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران<sup>۲۱</sup> به صورت سری زمانی سالانه در دوره‌ی ۸۷-۱۳۴۷ جمع‌آوری شده‌اند. آمار اشتغال تا سال ۱۳۸۴ از سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (۱۳۸۵) و بعد از آن تا سال ۱۳۸۷ از طرح آمارگیری مرکز آمار ایران (۱۳۸۸) تهیه شده است.

#### ۵- روش تحقیق و برآورد مدل

در این تحقیق با توجه به این که مجموعه متغیرها، ترکیبی از سری‌های  $I(0)$  و  $I(1)$  هستند (جدول ۱)، از تکنیک اقتصادسنجی خودبازگشتی با وقفه‌های گسترده ( $ARDL$ ) استفاده شده است. در روش مذکور علاوه بر این که نیازی نیست تمام متغیرها  $I(1)$  باشند، قابلیت تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور همزمان وجود دارد و از طریق الگوی تصحیح خطا می‌توان به بررسی پویای کوتاه مدت و تمایل آن به سمت تعادل بلندمدت پرداخت. الگوی  $ARDL$  شامل سه معادله‌ی پویا، بلندمدت و تصحیح خطا است. قبل از بررسی رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو، لازم است ابتدا آزمون وجود همجمعی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد. به این منظور از رهیافت پسران<sup>۲۲</sup>

<sup>21</sup> cbi

<sup>22</sup> Pesaran

و همکاران (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. پسران و همکاران مقادیر بحرانی مناسبی را با توجه به تعداد متغیرهای مستقل در مدل و وجود یا عدم وجود عرض از مبدأ یا روند زمانی در آن ارائه کرده‌اند. این آماره‌ها شامل دو مجموعه ستون هستند، یک مجموعه با فرض این که تمامی متغیرها  $I(0)$  و مجموعه‌ی دیگر با فرض  $I(1)$  بودن تمام متغیرها محاسبه شده‌اند. اگر آماره‌ی  $F$  محاسبه شده، از حد بالای محدوده‌ی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران تجاوز نماید، فرضیه‌ی صفر مبنی بر نبود رابطه‌ی بلند مدت را می‌توان رد کرد و می‌توان از مدل تصحیح خطا نیز برای برآورد نتایج کوتاه مدت استفاده کرد. چنانچه آماره‌ی  $F$  درون محدوده‌ی بحرانی قرار گیرد، نتیجه غیر معین و غیر قابل استنباط خواهد بود و چنانچه آماره-ی  $F$  کمتر از حد پایینی باشد فرضیه‌ی صفر را نمی‌توان رد کرد.

#### ۵-۱- آزمون ریشه‌ی واحد

نتایج آزمون ریشه‌ی واحد در سطح معنی داری ۵٪ در جدول (۱) ملاحظه می‌شود. در تمامی موارد وقفه یک به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب گردیده است. مطابق جدول، متغیرها ترکیبی از سری‌های  $I(0)$  و  $I(1)$  هستند.

جدول ۱: آزمون ریشه‌ی واحد

| متغیر      | آماره دیک‌ی فولر | مقادیر بحرانی در سطح احتمال ۵ درصد | نتیجه  |
|------------|------------------|------------------------------------|--------|
| $DLGDP$    | -۳/۷۴            | -۳/۵۴                              | $I(1)$ |
| $LKNT$     | -۴/۰۶            | -۳/۵۴                              | $I(0)$ |
| $DLLT$     | -۳/۱۰            | -۲/۹۴                              | $I(1)$ |
| $DXIRT$    | -۴/۶۸            | -۳/۵۴                              | $I(1)$ |
| $DVIRGDP$  | -۷/۲۶            | -۳/۵۴                              | $I(1)$ |
| $DLPINRPA$ | -۶/۸۳            | -۳/۵۴                              | $I(1)$ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

#### ۵-۲- برآورد مدل

نتیجه‌ی برآورد الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی ( $ARDL$ ) بر اساس آزمون شوارتز - بیزین، به صورت مدل  $ARDL(1,1,0,1,0,0)$  در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از برآورد الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی

| متغیرها                   | ضرایب   | آماره $F$             |
|---------------------------|---------|-----------------------|
| $LGDP(-۱)$                | ۰/۵۷۳۹  | ۶/۹۱۴۸ [۰/۰۰۰]        |
| $LKNT$                    | ۱/۲۲۲۶  | ۴/۴۲۷۰ [۰/۰۰۰]        |
| $LKNT(-۱)$                | -۱/۳۸۳۲ | -۶/۰۷۳۰ [۰/۰۰۰]       |
| $LLT$                     | ۱/۲۵۴۵  | ۴/۶۸۵۲ [۰/۰۰۰]        |
| $VIRGDP$                  | -۴/۸۰۴۹ | -۳/۹۴۳۵ [۰/۰۰۰]       |
| $VIRGDP(-۱)$              | ۲/۷۴۰۸  | ۳/۱۹۲۹ [۰/۰۰۳]        |
| $XIRT$                    | -۱/۲۷۲۵ | -۲/۴۷۵۶ [۰/۰۱۹]       |
| $LPINRPA$                 | ۰/۲۰۱۲۵ | ۲/۱۹۷۶ [۰/۰۳۶]        |
| $C$                       | ۴/۵۲۹۰  | ۸/۵۳۰۳ [۰/۰۰۰]        |
| $R^2$                     | ۰/۹۹۲۲  |                       |
| $F$                       | ۴۶۲/۵۷  | [۰/۰۰۰]               |
| <i>Diagnostic Tests</i>   |         |                       |
| <i>Serial Correlation</i> |         | ۱/۰۰۱۷ [۰/۳۲۵]        |
| <i>Functional Form</i>    |         | ۰/۸۲۵۴ [۰/۳۷۱]        |
| <i>Normality</i>          |         | <i>Not applicable</i> |
| <i>Heteroscedasticity</i> |         | ۳/۷۳۰۸ [۰/۰۶۱]        |

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۲) ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۹۹ و آماره‌ی  $F$  برابر با ۴۶۲/۵۷ که حاکی از قدرت توضیح دهنده‌ی بالای مدل است. همچنین، فروض کلاسیک (عدم خود همبستگی، شکل تبعی صحیح و وجود واریانس همسانی) تأیید می‌شود. در مدل پویای کوتاه مدت، تمام متغیرها معنی-دار شده‌اند و نسبت بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت و معدن به بخش کشاورزی ( $LPINRPA$ ) با  $GDP$  رابطه‌ی مثبت و متغیرهای سهم بخش صنعت و معدن در  $GDP$  ( $VIRGDP$ ) و در صادرات کل ( $XIRT$ ) با  $GDP$  رابطه‌ی منفی دارند. ضرایب متغیرهای موجودی سرمایه خالص ( $KNT$ ) و اشتغال کل ( $LT$ ) نیز مثبت است. بعد از تخمین معادله‌ی پویا وجود رابطه‌ی هم جمعی بین متغیرها بررسی می‌شود. بدین منظور از رهیافت پسران و همکاران استفاده شده است. پس از تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی یک، بر اساس معیار شوارتز-بیزین، نتایج تخمین مدل با روش پسران، شین در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون پسران، شین (آزمون  $F$ )

| در سطح ۹۵٪ |        | آماره $F$      |
|------------|--------|----------------|
| $I(0)$     | $I(0)$ | ۴/۳۲۲۶ [۰/۰۰۴] |
| ۳/۸۰       | ۲/۶۴   |                |

سطح معنی داری ۵٪

مقادیر بحرانی مطابق جدول پسران و دیگران (۲۰۰۱) ارائه شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به  $F$  محاسباتی و مقایسه‌ی آن با  $I(0)$  و  $I(1)$  فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه‌ی بلندمدت رد می‌شود و وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها تأیید می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه‌ی بلندمدت، ضرایب بلند مدت الگو برآورد گردید که نتایج در جدول زیر درج شده است.

جدول ۴: نتایج رابطه‌ی بلندمدت مدل

| متغیرها | ضرایب   | آماره $t$ | احتمال معنی داری |
|---------|---------|-----------|------------------|
| LKNT    | -۰/۳۷۶۷ | -۱/۵۵۵۳   | [۰/۱۳۱]          |
| LLT     | ۲/۹۴۴۴  | ۳/۳۲۸۹    | [۰/۰۰۲]          |
| LPINRPA | -۰/۴۷۲۳ | ۲/۱۳۴۱    | [۰/۰۴۱]          |
| VIRGDP  | -۴/۸۴۴۶ | -۱/۵۸۰۷   | [۰/۱۲۵]          |
| XIRT    | -۲/۹۸۶۶ | -۱/۹۰۷۱   | [۰/۰۶۶]          |
| C       | ۱۰/۶۳۰۱ | ۶/۳۶۳۲    | [۰/۰۰۰]          |

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در بلند مدت از بین متغیرهای ساختاری، متغیر  $PINRPA$  با  $GDP$  دارای رابطه‌ی مثبت است به طوری که یک درصد افزایش در آن، باعث افزایش ۰/۴۷ درصدی در تولید ناخالص داخلی ( $GDP$ ) می‌شود. اما ضریب  $VIRGDP$  معنی‌دار نیست که نشان می‌دهد افزایش سهم بخش صنعت و معدن در  $GDP$ ، در بلند مدت اثر معنی‌داری بر  $GDP$  ندارد. ضریب  $XIRT$  نیز بیانگر این است که افزایش یک درصدی در سهم صادرات صنعتی در کل صادرات، در سطح اطمینان ۹۰٪، باعث کاهش  $GDP$  معادل ۲/۹۸ درصد می‌شود. از نمونه‌های عینی و تاریخی حرکت عکس بخش صنعت و رشد اقتصادی کشور می‌توان به دهه‌ی ۱۳۵۰ و ۱۳۸۰ اشاره کرد. بعد از افزایش درآمدهای نفتی در حالی که سهم بخش صنعت و معدن در  $GDP$  از ۶ درصد در سال ۱۳۵۳ به ۷ درصد در سال‌های ۱۳۵۶ و ۱۳۵۷ رسید، نرخ رشد اقتصادی کشور از ۱۲ درصد در

سال ۱۳۵۳ به ۲/۳- و ۷- درصد در سال‌های ۱۳۵۶ و ۱۳۵۷ کاهش یافت. نمونه-ی دیگر روند ناسالم صنعتی شدن کشور افت رشد اقتصادی در سال‌های ۱۳۸۷ به بعد است که به دنبال افزایش چشمگیر درآمدهای نفتی در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ پیش آمد. به دنبال افزایش درآمد حاصل از صادرات نفت، رشد نقدینگی و تورم حاصله همراه با رشد گسترده‌ی بخش غیرتجاری به خصوص ساختمان، از سال ۱۳۸۷ رکود نسبتاً شدیدی ظاهر گردید. رشد اقتصادی از ۶/۶۵ درصد در سال ۱۳۸۶ به ۲/۳ درصد در سال ۱۳۸۷ و به ۱/۵ و ۱ درصد در سال ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ کاهش یافت و طبق اعلام بانک جهانی، رشد اقتصادی در سال ۱۳۹۰ نیز صفر پیش بینی شده است. این در حالی است که در همین سال‌ها سهم صادرات صنعتی در کل صادرات از ۱۱/۸ درصد در سال ۱۳۸۶ به ۸ و ۲۴ درصد در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ رسید و نیز سهم ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در GDP از ۲۰/۸ درصد در سال ۱۳۸۶ به ۲۱/۹ و ۲۲/۹ درصد در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ افزایش یافت. نتایج دیگر حاصل از برآورد معادله، نشان می‌دهد که از بین عوامل اصلی تولید، نیروی کار با GDP رابطه‌ی مثبت دارد، به طوری که افزایش یک درصدی در اشتغال کل در بلند مدت موجب رشد ۲/۹۴ درصدی آن می‌شود. نتایج، رابطه‌ی معنی داری را بین موجودی سرمایه‌ی خالص و GDP در بلند مدت نشان نمی‌دهد.

پس از برآورد مدل بلند مدت، به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه مدت مدل با مقادیر تعادلی بلند مدت آن از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شده که نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

| متغیر        | ضرایب      | آماره t              |
|--------------|------------|----------------------|
| $dLKNT$      | ۱/۲۲۲۶     | ۴/۴۲۷۰               |
| $dLLT$       | ۱/۲۵۴۵     | ۴/۶۸۵۲               |
| $dLPINRPA$   | -۰/۲۰۱۲    | ۲/۱۹۷۶               |
| $dVIRGDP$    | -۴/۸۰۴۹    | -۳/۹۴۳۵              |
| $dXIRT$      | -۱/۲۷۲۵    | -۲/۴۷۵۶              |
| $dC$         | ۴/۵۲۹۰     | ۸/۵۳۰۳               |
| $ECM (-۱)$   | -۰/۴۲۶۰۵   | -۵/۱۳۳۰              |
| $R^2=۰/۸۲۹۷$ | $D.W=۲/۳۱$ | $R^2(تعادلی)=۰/۷۸۰۴$ |

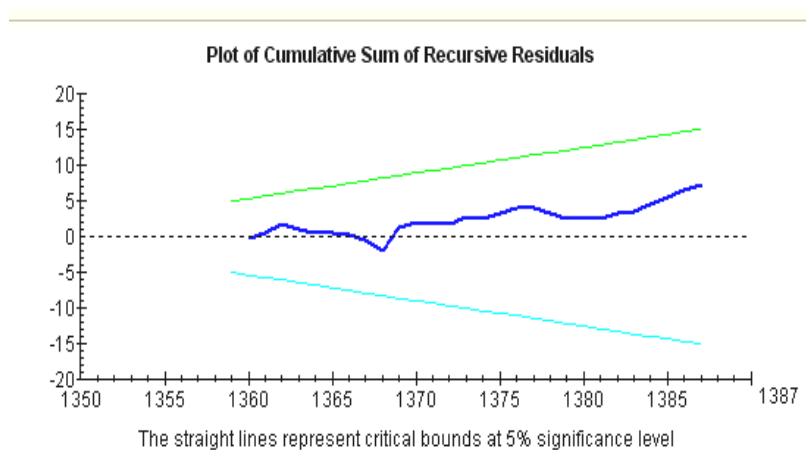
مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۵) نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا  $(-1) ECM$  در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر با  $-0/426$  است و به این معنی است که پس از سپری شدن یک دوره در حدود ۴۳ درصد از عدم تعادل‌های ایجاد شده در تولید ناخالص داخلی ( $GDP$ ) تعدیل خواهد شد.

### ۵-۳- نتایج آزمون ثبات ساختاری

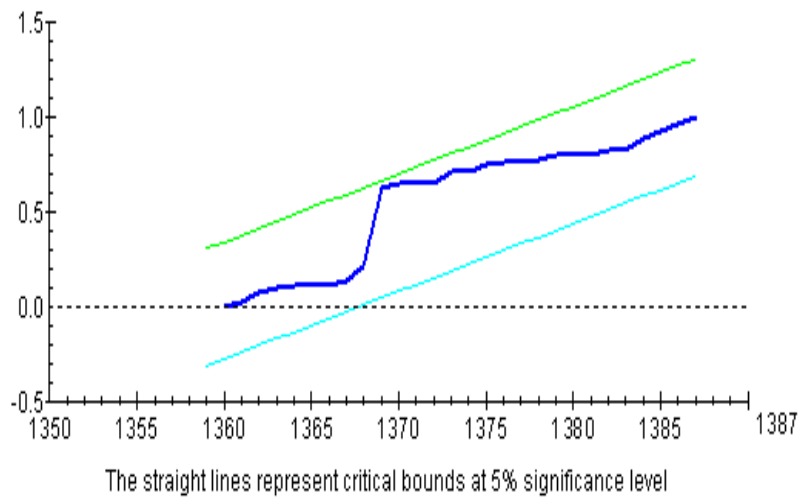
نتایج به دست آمده از آزمون‌های پسماند تجمعی ( $CUSUM$ ) و مجذور پسماند تجمعی ( $CUSUMSQ$ ) در نمودارهای (۱) و (۲) نشان از پایداری ضرایب برآوردی دارد و به علت قرار گرفتن در فاصله‌ی اطمینان ۹۵ درصد، شکست ساختاری وجود ندارد.

نمودار ۱. آزمون پسماند تجمعی ( $CUSUM$ )



## نمودار ۲. آزمون مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ)

## Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



## ۵-۴- نتایج تجزیه‌ی واریانس

تجزیه‌ی واریانس ابزار دیگر مدل‌های VAR برای بررسی عملکرد پویایی کوتاه مدت است. به عبارتی دیگر، تجزیه واریانس، خطای پیش بینی برآورد در اثر شوک وارده به یک متغیر توسط دیگر متغیرها را در چارچوب یک الگوی عکس العمل مشخص می‌کند (بروکز، ۲۳، ۱۳۸۹). در این روش، واریانس خطای پیش بینی به عناصری که شوک‌های هر یک از متغیرها را در بر دارند تجزیه می‌شود. در واقع، می‌توان نشان داد که چند درصد از واریانس خطای پیش بینی به وسیله‌ی خود متغیر و چند درصد به وسیله‌ی متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. نتایج تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی حاکی از این است که در افق‌های پیش بینی ۲۰ ساله، بیش از ۶۶ درصد تغییرات GDP توسط خودش و بقیه توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

## جدول ۶: نتایج تجزیه‌ی واریانس

| متغیرهای مستقل | LGDP   | افق زمانی   |
|----------------|--------|-------------|
| ۰/۱۵۹          | ۰/۴۸۱۰ | پنج ساله    |
| ۰/۳۲۹۱         | ۰/۷۷۰۹ | ده ساله     |
| ۰/۳۸۵          | ۰/۷۱۵۰ | پانزده ساله |
| ۰/۳۳۶۷         | ۰/۶۶۳۳ | بیست ساله   |

مأخذ: محاسبات تحقیق

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

## ۶-۱- نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی اثر تغییرات ساختاری اقتصادی در راستای صنعتی شدن اقتصاد بر رشد اقتصادی در ایران با تکیه بر داده‌های دوره‌ی ۸۷-۱۳۴۷ به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و با استفاده از الگوی اقتصاد سنجی خود بازگشتی با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداخته شد. با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، سهم بخش صنعت و معدن در تولید ناخالص داخلی (VIRGDP) و در کل صادرات (XIRT) و نیز نسبت بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت به بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی (PINRPA) به عنوان شاخص‌های مهم تغییرات ساختاری در راستای صنعتی شدن اقتصاد در نظر گرفته شد و اثر متغیرهای مذکور در کنار عوامل اصلی تولید یعنی نیروی کار (L) و سرمایه (K) بر GDP بررسی گردید. براساس نتایج حاصله، افزایش سهم بخش صنعت و معدن در GDP در بلند مدت اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران نداشته است، اما در کوتاه مدت بر GDP اثر منفی دارد اگر چه با وقفه یکساله موجب رشد GDP می‌شود. همچنین، ضرایب متغیر سهم بخش مذکور در صادرات کل، در بلند مدت با سطح اطمینان ۹۰ درصد و در کوتاه مدت ۹۵ درصد با GDP رابطه‌ی منفی را نشان می‌دهد. از نمونه‌های عینی این وضعیت می‌توان به رویدادهای اقتصادی ایران در مقاطع خاص مانند شرایط پیش آمده در دهه‌ی ۱۳۵۰ (۱۳۵۳ تا ۱۳۵۷) و دهه‌ی ۱۳۸۰ (از سال ۱۳۸۷ به بعد) اشاره کرد. در هر دو مقطع مذکور به دنبال افزایش درآمدهای نفتی و با وجود افزایش سهم بخش صنعت در GDP، رشد اقتصادی کشور دچار افت شدید شده است. مطابق دیگر نتایج حاصله، افزایش نسبت بهره‌وری بخش



صنعت و معدن به بخش کشاورزی در بلند مدت و کوتاه مدت، رشد  $GDP$  را در پی داشته است.

نتیجه‌ی کلی این است که از بین سه متغیر ساختاری مورد نظر در این پژوهش، افزایش نسبت بهره‌وری بخش صنعت و معدن به بخش کشاورزی در کوتاه مدت و بلند مدت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور دارد، اما تغییرات ساختاری در اقتصاد متکی بر نفت ایران از کانال افزایش سهم بخش صنعت و معدن در  $GDP$  و صادرات کل، بر خلاف تجربه‌ی کشورهای صنعتی بر رشد اقتصادی کشور تأثیر منفی داشته است. نتایج مذکور حاکی از رد شدن فرضیه‌ی اول و دوم و تأیید فرضیه‌ی سوم است.

#### ۶-۲- پیشنهادها

نتایج این پژوهش می‌تواند زمینه ساز سیاست‌های مهمی برای برداشتن موانع ساختاری در راستای افزایش رشد اقتصادی در اقتصاد وابسته به نفت ایران باشد. بررسی تغییرات ساختاری در اقتصاد، مقایسه‌ی اقتصاد ایران با کشورهای تازه صنعتی شده در زمینه‌ی تغییرات ساختاری و شناخت موانع تغییرات ساختاری مطلوب، زمینه‌هایی است که می‌توان برای بررسی بیشتر به آنها توجه نمود. در این رابطه لازم است طی تحقیقات دیگری رابطه‌ی بخش صنعت با سایر بخش‌های اقتصادی با توجه به شرایط اقتصادی ایران به ویژه نقش درآمدهای نفتی مورد بررسی دقیق قرار گیرد. بررسی موشکافانه رویدادهای اقتصادی ایران در مقاطع دهه‌های ۱۳۵۰ و ۱۳۸۰ می‌تواند راهگشا باشد. در ضمن با توجه به رابطه‌ی مثبت نسبت بهره‌وری بخش صنعت و معدن به بخش کشاورزی با رشد اقتصادی ایران، لازم است بر نقش بهره‌وری بخش صنعت و معدن توجه خاص شود.

**فهرست منابع:**

- بروکز، کریس. (۱۳۸۹). مقدمه‌ای بر اقتصاد سنجی مالی. ترجمه احمد بدری و عبدالمجید عبدالباقی، تهران: انتشارات نص.
- تیرل وال. ا. پ. (۱۳۷۸). رشد و توسعه. ترجمه منوچهر فرهنگ و فرشید مجاورحسینی، تهران: سازمان چاپ و انتشارات وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی.
- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی. (۱۳۸۵). بازنگری برآورد سری زمانی جمعیت، اشتغال به تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران، دفتر اقتصاد کلان.
- کوزنتس، سیمون. (۱۳۷۲). رشد نوین اقتصادی. ترجمه قره باغیان، تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.
- مرکز آمار ایران. (۱۳۸۸). طرح آمارگیری نیروی کار، دفتر آمارهای جمعیت و سرشماری.
- مشیری، سعید ابراهیم التجایی. (۱۳۸۷). اثر تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی کشورهای تازه صنعتی شده، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۶: ۱۱۳-۷۵.

- Abramovitz, M. (1986). Catching Up, Forging Ahead and Falling Behind. *Economics of Structural Change*. Eds. H. Hagemann, M. Landesmann and R. Scazzieri, Vol. 3.
- Aiginger, k. (2001). Speed of Change and Growth of Manufacturing. *Structural Change and Economic Growth*, M. Peneder and et.al, WIFO, Study Commissioned by Federal Ministry for Economic Affairs and Labour, Vienna, Austria.
- Balassa, B. (1980). The Process of Industrial Development and Alternative Development Strategies. *Essays in International Finance*, 141.
- Branson, W. H. (1998). Patterns of Development, 1970-1994. World Bank working paper.
- Kniivila, M. (2005). *Industrial Development and Economic Growth*. Pellervo Economic Research Institute, Helsinki, Finland.
- Krueger, A. O. (1978). *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Liberalization Attempts and Consequences* (Cambridge, Mass: Ballinger).
- Laitner, J. (2000). Structural Change and Economic Growth. *Review of Economic Studies*, 67: 545-561.
- McMillan, M. & D. Rodrik. (2011). *Globalization, Structural Change and Productivity Growth*. Development Strategies and Governance, Tufts University and Harvard Kennedy School.
- Nelson, P. R., & H. Pack. (1999). The Asian Miracle and Modern Growth Theory. *The Economic Journal*, 109: 416-436.

- Peneder, M. (2003). Industrial Structure and Aggregate Growth. *Structural Change and Economic Dynamic*, 14: 427-448.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, & R. J. Smith. (2001). Bounds Testing. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- Syrquin, M. (1986). Growth and Structural Change in Latin America since 1960: A Comparative Analysis. *Economic Development and Cultural Change*, 34(3):433-454.
- Szirmai, A. (2009). Industrialization as an Engine of Growth in Developing Countries. World Bank, Working Paper, Series with Number 010.
- Todaro, M. P. (1981). *Economic Development in the third world*. London: Longman.
- Fagerberg, J. & B. Verspagen. (1999). *Modern Capitalism in the 1970s and 1980s', Growth, Employment and Inflation*. Houndmills, Basingstoke, MacMillan,.
- World Bank (2006). *World Development Indicators, Outline Debates*.
- Yifulin, J. (2009). *Economic Development and Structural Changes*. Lecture at Cairo University, Egypt.

